

# 最低賃金と生産性

— 日本企業のパネルデータによる分析 — \*

森 川 正 之

最低賃金は、低賃金労働者の所得保障、経済格差の縮小など所得分配の公平を主な目的として存在する制度だが、最近、経済全体の生産性との関係が盛んに議論されている。本稿は、関連する内外の研究をサーベイするとともに、日本企業のパネルデータ(2001~2018年)を使用し、最低賃金上げが生産性に及ぼす効果についてのエビデンスを提示する。固定効果推計及び操作変数推計の結果によれば、日本においてこれまでの最低賃金引き上げが企業の生産性を高めたという証拠は確認されない。JEL Classification Codes: D24, J31, R12

## 1. 序論

日本経済の潜在成長率を高めるため、生産性向上が重要な政策課題となっており、特に諸外国に比べて低いとされるサービス産業の生産性引き上げへの関心が高い。この関連で、最低賃金の大幅な引き上げを行うことが生産性向上につながるという議論がある<sup>1)</sup>。最低賃金法の目的は、「賃金の低廉な労働者について、賃金の最低額を保障することにより、労働条件の改善を図り、もつて、労働者の生活の安定、労働力の質的向上及び事業の公正な競争の確保に資するとともに、国民経済の健全な発展に寄与すること」(同法第1条)である。つまり最低賃金制度は、低賃金労働者の所得保障、経済格差の縮小といった所得分配の公平性のための制度だが、副次的に生産性にも何らかの影響を与える可能性がある。

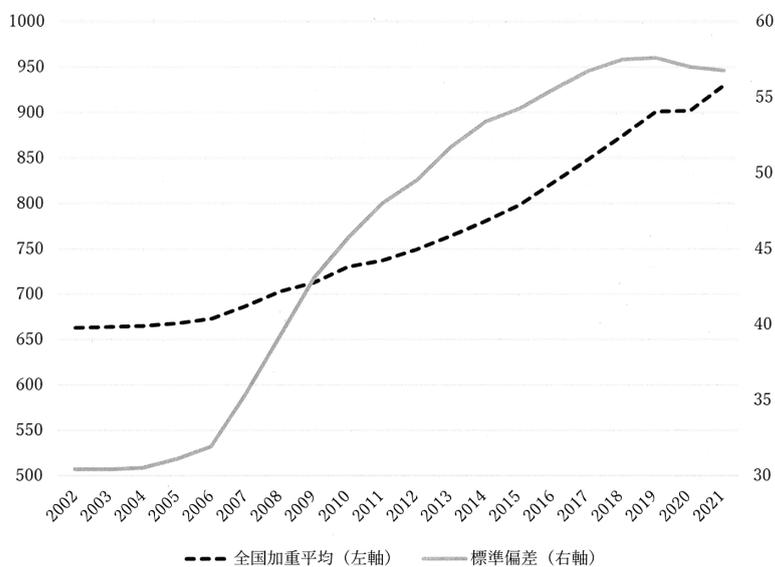
最低賃金引き上げは、格差問題が大きな政治課題となった2007年頃から盛んに議論されるようになった。特に最低賃金が生活保護水準を下回る「逆転現象」の存在が注目された中、2007年に最低賃金法の改正が行われ(2008年施行)、生活保護との整合性を考慮することとされた。さらに民主党が2009年のマニフェストで「最低賃金の全国平均1000円を目指す」とした頃から引き上げが加速した。2012年に自

民党が政権に戻った後もこの流れは継続しており、2017年の「働き方改革実行計画」は、「年率3%程度を目途として、名目GDP成長率にも配慮しつつ引き上げていく。これにより、全国加重平均が1000円になることを目指す。このような最低賃金の引き上げに向けて、中小企業、小規模事業者の生産性向上等のための支援や取引条件の改善を図る」とした。新型コロナ感染症の影響で経済成長率が大幅に落ち込んだ中でも、「経済財政運営と改革の基本方針2020」は、「最低賃金については、より早期に全国加重平均1000円になることを目指すとの方針を堅持する」と記述している。さらに「経済財政運営と改革の基本方針2021」は、より早期に全国加重平均1000円とすることを目指し、本年の引上げに取り組む」とした<sup>2)</sup>。

過去約20年間の最低賃金の動きを見ると、2000年代後半から上昇率が高まったことが確認できる。生活保護水準との逆転現象は大都市圏で顕著だったこともあり、平均賃金の高い地域ほど大幅な引き上げが行われた。その結果、最低賃金水準の地域差(標準偏差)が拡大したことも観察される(図1参照)。こうした中、地域間経済格差を是正するため、現行の都道府県別最低賃金ではなく、最低賃金水準を全国一律にすることが望ましいという議論も存在する。

本稿の目的は、最低賃金と生産性の関係につ

図1. 最低賃金とその都道府県間の分散



注) 厚生労働省「地域別最低賃金改定状況」より作成。単位：円。

いて、内外の関連する研究をサーベイした上で、日本企業のパネルデータに基づくエビデンスを提示することである。具体的には、最低賃金と生産性、収益性等との関係を推計する。後述する通り、最低賃金が生産性を高める効果を持つとすれば、そのメカニズムとして、①労働コスト上昇に直面した企業の生産性向上努力を促すという「内部効果」、②低生産性企業の縮小や市場からの退出、高生産性企業のシェア拡大による「再配分効果」の二つがありうる。本稿では主として内部効果に焦点を当てて分析を行うが、最低賃金引き上げに伴うシェア再配分についても若干の観察事実を提示する。

結論を先取りすると、近年の日本における最低賃金の引き上げが企業の労働生産性(LP)や全要素生産性(TFP)を高めたという関係は、少なくともこれまでのところ確認されず、いくつかの定式化では小さな負の影響が見られた。他方、因果関係としては解釈できないものの、最低賃金引き上げの結果として高生産性企業がシェアを拡大したことを示唆するクロスセクションの関係が見られた。企業の収益性(利益率)に対しては、少なくとも短期的に明瞭な負の影響が確認される一方、平均賃金への正の効果が

観察されるケースが多かった。以上のほか、必ずしも頑健な結果とは言えないが、いくつかの推計では資本装備率に対する正の効果、企業の雇用者数に対する負の影響が観察された。これらの結果は、最低賃金の上昇に伴う労働費用の増加に対して、企業が少なくとも短期的に利益の圧縮、労働力の設備への代替によって対応しようとする傾向があることを示唆している。

以下、第2節では、最低賃金に関連する内外の先行研究を生産性との関係に重点を置いてサーベイする。第3節では本稿で使用するデータ及び分析方法について解説する。第4節で分析結果を報告し、第5節で結論と政策含意を述べる。

## 2. 関連する先行研究

### 2.1 最低賃金の雇用・生産性への影響

最低賃金が雇用に及ぼす影響については夥しい数の実証研究が行われてきている。競争的な労働市場を前提とした場合、最低賃金の引き上げは低賃金労働者の雇用に対してネガティブな影響を持つことが予想される。しかし、Card and Krueger(1994)を嚆矢として最低賃金が必ずしも雇用にマイナスではないことを示す実証

研究が現れ、その後、多くの国を対象に異なる方法で様々な分析が行われてきた。それにも関わらず、現在に至るまで最終的なコンセンサスには至っていない<sup>3)</sup>。雇用への影響が明瞭に確認されない理由として、労働市場における企業の買手独占力(monopsony)が理論的に指摘されてきたが、最近では、企業収益の圧縮、製品・サービス価格引き上げを通じた消費者への転嫁、雇用者数以外の労働費用削減、そして企業の生産性向上努力といった様々なマージンで労働コスト上昇が吸収されていることがわかってきている。

そもそも最低賃金の水準や引き上げ幅自体が低いので雇用への影響が観察されないのであって、最低賃金の大幅引き上げの影響や、どの程度の水準までならば影響が生じないのかに研究の焦点を移すべきであるという議論もある(Manning, 2016; Neumark, 2017, 2018)。最低賃金引き上げが雇用に全く影響しないならば、例えば時間当たり2000円、3000円にしても支障がないことになるが、そうしたことは考えにくい。実際、最低賃金の大幅引き上げの影響を扱った最近のいくつかの研究は、最低賃金の雇用への影響には非線形性があり、大幅引き上げは雇用にマイナス効果を持つことを示している(e.g., Gorry and Jackson, 2017; Clemens and Strain, 2018, 2021; Harasztosi and Lindner, 2019; Bossler *et al.*, 2020)<sup>4)</sup>。

最低賃金上げによる労働費用の上昇が、雇用以外のマージンで吸収されている可能性に着目した研究も急速に増えている(サーベイ論文としてClemens, 2021)。具体的には、①企業収益への負の影響(e.g., Draca *et al.*, 2011; 奥平他, 2013; 森川, 2013; Bell and Machin, 2018; Chava *et al.*, 2019; Harasztosi and Lindner, 2019; Alexandre *et al.*, 2020)、②財・サービス価格引き上げを通じた消費者への転嫁(e.g., Aaronson *et al.*, 2008; Wadsworth, 2010; Hirsch *et al.*, 2015; MaCurdy, 2015; Aaronson *et al.*, 2018; Allegretto and Reich, 2018; Giupponi and Machin, 2018; Harasztosi and Lindner, 2019; Ashenfelter and Jurajda, 2021; Leung, 2021;

Renkin *et al.*, forthcoming)、③社会保険料・教育訓練費といった雇用者数以外の労働費用削減による労働者への転嫁(e.g., Hara, 2017; Clemens *et al.*, 2018; Papps, 2020)、④企業の生産性向上によるコスト吸収(後述)である。

総じてこれらの研究は雇用以外の様々なマージンで最低賃金上昇の影響が吸収されていることを示しており、特に労働費用の上昇が財・サービス価格に転嫁されていることを確認する研究は多い<sup>5)</sup>。興味深いのは、ハンガリーにおける最低賃金の大幅引き上げを対象としたHarasztosi and Lindner(2019)で、需要の価格弾力性が低い非貿易財産業において価格上昇を通じて消費者に転嫁される傾向が強い一方、国際競争に直面している貿易財産業では価格転嫁が難しく、結果として雇用への影響が大きいことを示している<sup>6)</sup>。より一般化して解釈すると、集中度など市場構造の違いが最低賃金上昇の財・サービス価格への転嫁に影響する可能性を示唆している。

本稿と最も関係が深いのは、企業が生産性向上努力を行うことによって雇用への影響を回避している可能性についての研究である。高めの賃金が労働者の努力を引き出すという「効率賃金仮説」が一つの理論的メカニズムとして考えられるが、生産性を高めるための有形・無形の投資、マネジメントの改善など様々な理由がありうる。生産性ダイナミクスの文脈で言えばいずれも「内部効果」に当たるものである。

この点に着目した研究として、いずれも英国の最低賃金導入(1999年)及びその後の引き上げを対象としたDraca *et al.*(2011), Georgiadis(2013), Riley and Bondibene(2017)の例がある。Draca *et al.*(2011)は、主に企業収益への影響を扱ったものだが、生産性への効果も分析している。その結果によると、最低賃金引き上げが経営の無駄を除去し効率化をもたらすという生産性効果は確認されない。一方、Georgiadis(2013)は、典型的な低賃金産業である介護産業(residential care homes industry)において、労働者の効率性が高まったことを示す結果を報告している。Riley and Bondibene(2017)は、最低

賃金の生産性への効果を企業レベルで分析し、労働費用の上昇に対応して、企業は労働生産性を上昇させたという結果を示している。

以上はいずれも英国を対象とした分析だが、中国を対象とした最近の研究(Mayneris *et al.*, 2018; Hau *et al.*, 2020)は、最低賃金引き上げが企業の生産性を高める効果を持ったことを示している。企業ではなく個々の労働者を対象とした研究も見られ、例えば Ku(forthcoming)は、米国の歩合制の農業労働者(トマトの収穫)を対象とした分析により、生産性分布の下位の労働者の相対的な生産性が上昇したという結果を報告している<sup>7)</sup>。

確定的なことは言えないが、これらの研究は、最低賃金引き上げが企業の生産性向上努力を促す効果を持つ可能性があることを示唆している。しかし、これらの国の結果が日本を含めて最低賃金制度を含む労働市場制度・慣行が異なる他国にどの程度一般化できるかどうかは何とも言えない。

最低賃金が生産性を高めるもう一つの経路としては、労働費用の増加に対応できない低賃金・低生産性企業が退出する一方で生産性の高い企業が参入する、あるいは生産性の高い企業が市場シェアを拡大することを通じて産業平均の生産性が高まるという新陳代謝メカニズム(「再配分効果」)が考えられる<sup>8)</sup>。そもそも新陳代謝を促進するための政策手段として最低賃金が適当なのかどうかは議論の余地が大きいが、結果的にそうした効果を持つかどうかを実証的に明らかにすることは重要である。

この点に関連する海外の研究として、Machin and Wilson(2004), Draca *et al.*(2011), Rohlin(2011), Aaronson *et al.*(2018), Chava *et al.*(2019), Alexandre *et al.*(2020), Kong *et al.*(2021), Engbom and Moser(2021), Dustmann *et al.*(forthcoming)などの例がある。Machin and Wilson(2004)は、英国の最低賃金導入を対象に介護産業の分析を行い、廃業への影響は確認されないとしている。英国を対象とした Draca *et al.*(2011)及び米国を対象とした Rohlin(2011)は、最低賃金の導入に伴って既存企業が

退出を強いられるという事実は確認できない一方、新規参入が減少したという結果を示している。Aaronson *et al.*(2018)は、米国の飲食店(ファスト・フード・レストラン)を対象に、最低賃金引き上げに対する参入・退出の反応を分析し、最低賃金引き上げ後にチェーン型のレストランで退出が増加したという結果を報告している。Chava *et al.*(2019)は、米国の連邦最低賃金の上昇が中小企業に及ぼす影響を分析し、退出を増加させる一方、参入を減少させたという結果を報告している。Alexandre *et al.*(2020)は、ポルトガルの企業-従業員リンクデータを用いた分析により、大幅な最低賃金引き上げが低生産性企業の退出を促す効果を持ったとしている。Kong *et al.*(2021)は中国における最低賃金引き上げが、新規創業を減少させる効果を持ったことを示している。以上のほか、高生産性企業ないし事業所への労働者の再配分に関する分析例として、Engbom and Moser(2021)は、ブラジルの最低賃金引き上げを対象とした分析で、生産性の高い企業への労働者の再配分によって最低賃金のマクロ的な雇用・生産への影響が緩和されていることを示している<sup>9)</sup>。Dustmann *et al.*(forthcoming)は、ドイツにおける2015年の最低賃金導入を対象とした分析を行い、低賃金労働者の低生産性事業所から高生産性事業所への再配分が生じたとしている。以上のように、最低賃金上昇が市場の新陳代謝に及ぼす効果についての研究は近年活発になっているが、結論は様々である。本稿で用いる日本企業のデータは小規模な企業をカバーしていないため、企業の退出や参入を扱うのは難しいが、存続企業のシェア変動を通じた再配分効果について若干の観察事実を示す。

以上、最低賃金と生産性に関する先行研究を要約すると、最低賃金が雇用に及ぼす影響についての膨大な研究とは対照的に、企業の生産性への効果を扱った研究はまだ限られている。日本はもともと全国一律ではなく地域(都道府県)別に最低賃金が設定される制度を採っており、また、近年の最低賃金引き上げ幅は地域的なヴァリエーションが大きい。この点、企業パネル

データを用いた本稿の分析は、最低賃金と生産性の関係についての学術的な研究にも貢献するものである。

## 2.2 最低賃金と労働者の地理的移動

最近活発に政策論議が行われている全国一律の最低賃金の是非に関連する研究についても簡単に整理しておきたい。具体的には、最低賃金の地域差が労働者の地域間移動にどのような影響を持っているかの分析であり、Cadena (2014), Martin and Termos (2015), Monras (2019) がその例である。Cadena (2014) は、米国への新規移民労働者の地域選択を分析し、実質最低賃金が上昇した地域は雇用を得られる可能性が低くなるため、移民の流入が減少するという結果を示している。Martin and Termos (2015) は米国における州・地方の実質最低賃金に対する人口移動の反応を分析し、最低賃金の地域差の存在は、最低賃金の低い地域への低スキル労働者の移動を増加させる効果を持つことを示している。Monras (2019) も米国を対象とした「空間的均衡」(spatial equilibrium) の視点からの理論的・実証的研究で、やはり低スキル労働者は、最低賃金を上昇させた地域を離れ又はその地域に移動しなくなるという結果を報告している<sup>10)</sup>。

地域間の経済格差を是正するために最低賃金を全国一律にすべきという議論は、大都市圏に比べて賃金水準が低い地域の最低賃金を大都市並みにすることによって、労働者が大都市圏から地方都市に移動する(あるいは地方都市から大都市圏への移動を抑制する)ことを期待しているようである。しかし、これは労働需要側を看過しており、上記の研究は地域の最低賃金引き上げが企業の労働需要を減少させ、結果として労働者の転出を促進するという意図せざる影響を持つ可能性を示唆している<sup>11)</sup>。

米国では、連邦最低賃金よりも高い最低賃金を設定する州や都市が急速に増加しており、その利害得失について概観した Dube and Lindner (2021) は、全国一律ではない都市レベルでの最低賃金の設定は、労働者や事業の地域間配

分に歪みをもたらすことなく地域の経済環境に適合させることを可能にすると肯定的に評価している。賃金や地価といった要素価格は地域の生産性を反映するため、賃金の地域差自体は不可避である<sup>12)</sup>。このため空間的均衡から乖離した高い最低賃金を生産性を度外視して設定することは、地域経済にネガティブな影響を持つのである。この点、都道府県別に異なる最低賃金を設定する日本の制度には合理性があることが示唆される<sup>13)</sup>。この問題を正面から扱うのは本稿の範囲を超えるが、最低賃金と企業の都道府県間移動の関係についての観察事実を提示する。

## 3. データと分析方法

本稿では、都道府県別の最低賃金引き上げが、企業の労働生産性 (*LP*)、全要素生産性 (*TFP*)、利益率 (*ROA*) 等に及ぼす影響を分析する。ベースラインの推計において、最低賃金 (*MW*) は対数変換して使用する。ただし、先行研究の中には最低賃金を中位賃金ないし平均賃金で割った数字——「カイツ指標」(Kaiz index)——が用いられることも少なくない。これは「空間的均衡」の結果として実現している各地域の一般的な賃金水準との相対的な関係において、最低賃金がどの程度高いのか低いのかを表す指標と言える。賃金水準の地域差は大きいので、例えば同じ1000円の最低賃金でも、企業への実質的な影響は一般的な賃金水準が低い地域ほど大きくなると考えられるからである。他方、この指標は最低賃金だけでなく分母に用いる中位賃金ないし平均賃金の変動の影響を受ける(最低賃金引き上げのスピルオーバー効果を含む)という問題点が指摘されている。また、各地域の賃金水準一般を代表する指標として何を分母に用いるのが妥当なのかは議論の余地がある。本稿では、最低賃金を都道府県毎の平均賃金(「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省)の公表値)で割った数字 (*KAIZ*) を用いた推計を補足的に行って、分析結果の違いを確認する<sup>14)</sup>。後述する通り、カイツ指標を説明変数に用いても結論は本質的に変わらない。

なお、日本の最低賃金制度は地域(都道府県)

別最低賃金が基本だが、一部の産業・地域を対象とした「特定最低賃金」(産業別最低賃金)制度が存在する。これは、関係労使の申出に基づき、特定の産業における「基幹的労働者」を対象に、地域別最低賃金よりも高い金額の最低賃金を定めるものである。全国加重平均ベースで見ると、特定最低賃金は地域別最低賃金とほとんど差がないが、いくつかの業種・地域では特定最低賃金が最低賃金を上回っているケースがある。対象が当該産業の基幹的労働者に限定されていることもあって、企業レベルのデータで精緻な分析を行うのは難しいが、本稿では、特定最低賃金の対象となる労働者が比較的多い一部の業種を除外した推計を行い、結果に影響があるかどうかを確認する。後述する通り、この場合も結果に大きな違いは生じない。

企業パネルデータは、「経済産業省企業活動基本調査」(以下「企業活動基本調査」という)の2001~2018年度のデータを使用し、企業が立地している都道府県の最低賃金と各企業の生産性の関係を分析する<sup>15)</sup>。「企業活動基本調査」は1992年から開始された年次の基幹統計調査で、対象企業は、鉱業、製造業、卸売・小売・飲食店、一部のサービス業に属し、従業員50人以上かつ資本金又は出資金3000万円以上の企業である。大企業だけでなく中堅・中小企業もカバーしており、毎年サンプル企業数は約3万社である。永久企業番号が付されているため、容易にパネルデータを作成することができ、日本企業の生産性分析に多用されている。ただし、企業規模の裾切りがあるため、参入・退出の分析には適さない。

複数の都道府県にまたがって多数の事業所を持つ企業の場合、本社の所在地情報を用いて都道府県毎の最低賃金との関係を分析するのは適当でない。複数の事業所を持つ企業の事業所が全て同一都道府県内に立地しているケースもあるが、「企業活動基本調査」に各事業所の所在地情報はないため、本稿では保守的に1企業1事業所のサンプルのみを使用する。1企業1事業所のサンプルは、「企業活動基本調査」の全観測値の約2割である。上述の通り、同調査は

小規模な企業をカバーしていないが、1企業1事業所のサンプルに限ると企業規模は比較的小さく、常時従業員数は平均値154人、中央値96人である。つまり最低賃金引き上げの影響を受けやすい企業と言える。このほか、少数ではあるが分析対象期間中に都道府県を越えて移動した企業が存在するため、これらもサンプルから除外する<sup>16)</sup>。

企業レベルの生産性の推計では、まずLP及びTFPを被説明変数( $Y_{it}$ )とし、前年からの最低賃金引き上げ幅( $\Delta MW_{pt-1,t}$ )、企業固定効果( $\gamma_i$ )、年固定効果( $\lambda_t$ )、被説明変数の前年度の値( $Y_{it-1}$ )、被説明変数の過去3年間のトレンド( $\Delta Y_{it-4,t-1}$ )、都道府県の失業率( $UNEMP_{pt}$ )を説明変数に使用する(下記(1)式)。添字*i*は企業、*p*は都道府県、*t*は年である。年固定効果は日本全体の景気変動や制度変更の影響を、都道府県失業率は都道府県固有の労働市場状態をコントロールするのが目的である。被説明変数が生産性などの水準で、主たる説明変数である最低賃金は引き上げ幅だが、被説明変数の前年値( $Y_{it-1}$ )を説明変数に含めているので、最低賃金の引き上げが、当該地域に立地している企業の生産性をどれだけ変化させたかを観察することになる。

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta MW_{pt-1,t} + \alpha_2 Y_{it-1} + \alpha_3 \Delta Y_{it-4,t-1} + \alpha_4 UNEMP_{pt} + \gamma_i + \lambda_t + u_{it} \quad (1)$$

LPは企業毎の付加価値額(VA)を総労働投入量で割った値の対数値で、時間当たり生産性である。分子の付加価値額は、営業利益、給与総額、動産・不動産賃借料、減価償却費、租税公課の合計である。「企業活動基本調査」には企業レベルの労働時間データが存在しないため、「毎月勤労統計」(厚生労働省)の産業別の月間労働時間データ(一般労働者、パートタイム労働者別)を使用し、下記(2)式の通り各企業のフルタイム労働者数、パートタイム労働者数に乘じて労働投入量を推計する。

$$\text{労働投入量(人・時間)} = \text{フルタイム労働者数}$$

表 1. 主な変数の要約統計量

	Mean	Std. Dev	Std. Dev. (within)	N
<i>MW</i>	6.5736	0.1089	0.0580	97,404
$\Delta MW$	0.0147	0.0107	0.0086	81,279
$\Delta KAIZ$	0.3254	0.0400	0.0195	97,404
$\Delta KAIZ$	0.0047	0.0092	0.0087	81,279
<i>LP</i>	1.0804	0.5194	0.2389	82,882
<i>TFP</i>	-0.0686	0.4433	0.2361	81,167
<i>ROA</i>	0.0422	0.0844	0.0575	97,139
<i>WAGE</i>	0.7704	0.3642	0.1713	95,920
<i>EMP</i>	4.7250	0.6521	0.1615	97,404
<i>KL</i>	1.2683	1.6835	0.4101	92,982
<i>VA</i>	6.4776	0.9234	0.3078	87,745
<i>UNEMP</i>	3.9921	1.1493	0.7215	97,404
<i>GAP</i>	0.0098	0.0225	0.0152	49,480

注) 2001~2018年のパネルデータ。1企業1事業所のサンプルの数字。GAP(最低賃金引き上げ前における最低賃金と生活保護費の乖離率)は2008~2014年。

$$\begin{aligned} & \times \text{一般労働者労働時間} \times 12 \\ & + \text{パートタイム労働者数} \\ & \times \text{パートタイム労働者労働時間} \times 12 \quad (2) \end{aligned}$$

*TFP*(対数表示)は、コスト・シェアに基づくインデックス・ナンバー方式によりノンパラメトリックに計算する<sup>17)</sup>。すなわち、3ケタ分類の産業別に基準年(本稿では2001年)におけるコストシェアを全企業の算術平均、インプットとアウトプットを全企業の幾何平均(対数値の算術平均)として計算される「代表的企業」を基準とした相対値である。労働投入量は*LP*を計算する際の分母と同様であり、資本ストックは企業の有形固定資産額を使用する。労働及び資本のコストシェアは、労働コストとして「企業活動基本調査」の給与総額を、資本コストとして有形固定資産額×(全国銀行貸出約定平均金利+減価償却率)+賃借料を使用する。付加価値額及び有形固定資産額は「国民経済計算」(内閣府)の付加価値デフレーター、民間企業設備デフレーターを用いて実質化する。

生産性のほか、総資産経常利益率(*ROA*)、

時間当たり平均賃金(*WAGE*:対数表示)、従業員数(*EMP*:対数表示)、資本装備率(*KL*:有形固定資産/従業員数の対数)を被説明変数に、(1)式の推計を行う。労働費用の上昇が企業収益、従業員数、要素代替など別の形で調整されているかどうかを確認することが目的である。

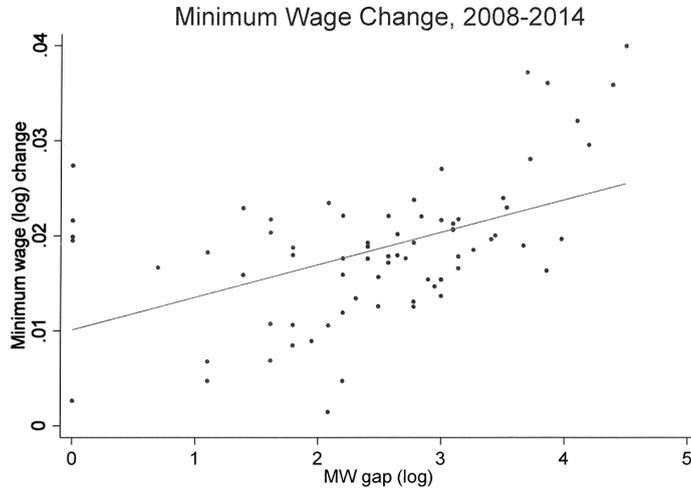
なお、生産性をはじめとする変数は全て年度計数であるのに対して、各年の最低賃金の発効日は都道府県や年次によって微妙に異なるが、一般に10月初旬を始期とする1年間である。本稿では、前年秋に設定された最低賃金の上昇幅((1)式において $\Delta MW_{t-1,t}$ と表記)と当年度の生産性の関係を推計するので、結果として最低賃金引き上げの影響が出るまでに若干(約半年)の遅れがある可能性を折り込むことになる。

*LP*, *TFP*をはじめ被説明変数は、対数変換しても極端に大きい/小さい数字を取るケースがある。このため、原データにおいて±3標準偏差を超えるサンプルは異常値として扱い、推計から除外する。その上で分析に使用する変数の要約統計量は、表1に示す通りである。

最低賃金の実証分析においては、設定される最低賃金の内生性がしばしば問題となる。当該都道府県の経済情勢の先行き見通しがポジティブな場合、比較的大きな最低賃金引き上げが合意される可能性がある一方、逆に経済の先行き見通しがネガティブな場合、最低賃金の引き上げ幅を抑制しようとする可能性があるからである。この場合、観察される相関関係は正のバイアスを持つ可能性がある。この問題について日本の最近の研究の中には、2007年の最低賃金法改正(2008年施行)を外生的な政策変更として利用して雇用への影響を分析する例がある(e.g., Okudaira *et al.*, 2019; Kawaguchi and Mori, 2021)。

すなわち、同法改正では、最低賃金の方が生活保護水準よりも低いいわゆる「逆転現象」の解消を目的に、最低賃金は生活保護を下回らない水準となるよう配慮することとされ、逆転現象が存在する都道府県では数年間にわたって高めの最低賃金引き上げが行われた<sup>18)</sup>。実際、2008~2014年の間、最低賃金引き上げ前の時

図2. 生活保護費との乖離幅と最低賃金引上げ



注) 横軸は都道府県の最低賃金と生活保護水準の乖離幅 (GAP)。

点で生活保護水準との乖離幅が大きかった都道府県ほど、最低賃金引上げ幅が大きという明瞭な関係が見られる(図2)。この結果、2008年時点では12都道府県において逆転現象が存在したが、その後2014年までの最低賃金引き上げにより全都道府県で逆転現象が解消された。

本稿はこれらの先行研究に倣い、当該年の最低賃金引上げ前の時点での生活保護水準との乖離率 ( $GAP_{pt-1}$ ) を  $\Delta MW_{pt-1,t}$  の操作変数とした2SLS推計を行うことで、因果関係を明示的に考慮する。第一段階の推計式は(3)式の通りで、 $\eta_j$  は産業固定効果である(添字  $j$  は3ケタ分類の産業)。 $GAP_{pt-1}$  は生活保護との乖離幅を最低賃金額で割った数字を使用する。

$$\begin{aligned} \Delta MW_{pt-1,t} = & \beta_0 + \beta_1 GAP_{pt-1} + \beta_2 y_{it-1} \\ & + \beta_3 \Delta y_{it-4,t-1} + \beta_4 UNEMPE_{pt} \\ & + \eta_j + \lambda_t + v_{pt} \end{aligned} \quad (3)$$

この分析における推計期間は2009~2015年の企業パフォーマンスで、前述の通り半年のラグを考慮しているため、逆転現象の解消を目指した2008~2014年の最低賃金引き上げの効果を分析することになる。また、GAPが存在した都道府県に立地している企業をサンプルに使用するため、FE推計と比べて観測値の数はか

なり少なくなる。

第2節で述べた通り、最低賃金が集計レベルの生産性に影響する経路としては、内部効果のほか再配分効果がありうる。本稿で使用する「企業活動基本調査」は、従業員50人未満又は資本金3,000万円未満の企業は対象外なので、企業の退出や新規参入を扱うのは無理がある。しかし、存続企業のシェア変動を通じた再配分効果については分析の余地がある。すなわち、もともと生産性の高い企業ほど最低賃金引き上げによってシェアが拡大する傾向があるかどうかを観察することができる。そこで最低賃金とTFPの交差項を説明変数とし、実質付加価値額 ( $VA_{it}$ : 対数表示) を被説明変数とするFE推計を行う。 $VA_{it}$  は生産性を計算する際に用いた数字である。前出(1)式に  $TFP_{it-1} * \Delta MW_{pt-1,t}$  を説明変数として追加する形の推計式である。

以上のほか、最低賃金と企業の地域間移動に関連する観察事実を提示する。米国における地域レベルの最低賃金政策についての研究をサーベイしたDube and Lindner (2021) は、都市の境界を越えた事業の再配置に関する実証分析が今後の重要課題であると指摘している。本稿で使用している企業パネルデータには、分析対象期間中に所在する都道府県が変化した企業が少数ながら存在するので、これらが都道府県最低賃金

表 2. 最低賃金と生産性・収益性(固定効果推計)

	(1) $LP_t$	(2) $TFP_t$	(3) $ROA_t$	(4) $WAGE_t$	(5) $EMP_t$	(6) $KL_t$
$\Delta MW_{t-1,t}$	-0.4131 (0.2849)	-1.0027* (0.5147)	-0.1769*** (0.0490)	0.3033** (0.1359)	-0.1984 (0.2443)	0.6578* (0.3902)
$Y_{t-1}$	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Trend $Y_{t-4,t-1}$	yes	yes	yes	yes	yes	yes
$UNEMP_t$	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Year FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Firm FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	40,657	40,170	54,969	54,210	55,242	52,560
R <sup>2</sup> (within)	0.1534	0.1225	0.0949	0.1291	0.4679	0.4098

注) カッコ内は都道府県でクラスターした標準誤差。\*\*\*, \*\*, \*は有意水準 1%, 5%, 10%.

とどのような関係を持っているかを観察する。具体的には、転出(Move Out)／転入(Move In)を被説明変数とし、最低賃金水準を説明変数としたシンプルなプロビット推計である。ただし、最低賃金と平均賃金は強い相関を持っているので、推計される最低賃金の係数は都道府県の一般的な賃金水準を反映する可能性が高い。そこで、都道府県の平均賃金(Mean Wage)をコントロール変数として用いる。また、都道府県ダミー、年次ダミーを使用する。

#### 4. 分析結果

##### 4.1 固定効果推計

2001～2018年のパネルデータを用いたベータスラインのFE推計結果をまとめたのが表2である。この表において標準誤差は都道府県レベルでクラスターした数字を報告している。説明変数が地域別最低賃金という都道府県レベルの政策変数なので、標準誤差の過小評価を避けることが望ましいためである<sup>19)</sup>。本稿の主たる関心事である生産性を被説明変数とした推計によれば((1), (2)列),  $\Delta MW$ の係数は負で、 $LP$ に対しては統計的に非有意、 $TFP$ にはマージナルに有意(10%水準)である。量的には、最低賃金の上昇幅が1標準偏差(within)大きいと $TFP$ が約0.9%低くなるという小さな関係である。後述する設備投資費用、労働者の再配置

など様々な調整費用が、 $TFP$ に短期的な負の影響を持つというのがさしあたりの解釈である。

利益率( $ROA$ )を被説明変数とした場合には((3)列),  $\Delta MW$ の係数は1%水準で有意な負値である。量的には最低賃金の上昇幅が1標準偏差大きいと $ROA$ が約0.2%ポイント低くなる関係である。一方、賃金に対する $\Delta MW$ の係数は有意水準5%の正值であり((4)列), 量的には最低賃金の上昇が1標準偏差大きいと平均賃金が0.3%高くなる関係である。いずれも大きな数字ではないが、最低賃金の引き上げが、少なくとも短期的に平均賃金をいくぶん高める一方、企業収益に負の影響を持つ可能性を示唆している。

従業者数に対する $\Delta MW$ の係数は負値だが統計的に有意ではない((5)列)<sup>20)</sup>。資本装備率を被説明変数にした場合((6)列),  $\Delta MW$ の係数はマージナルに有意な正值であり、労働コスト上昇を受けて企業が資本への代替を進めようとした可能性を示唆している。設備投資を通じた資本装備率の上昇は労働生産性を高める効果を持つ一方、資本投入量を増やすので、 $LP$ を被説明変数としたときの $\Delta MW$ の係数の絶対値が $TFP$ を被説明変数とした場合に比べて小さく有意水準が低いという上述の結果と整合的である。労働の資本への代替が中長期的に生産性を高める可能性はあるが、生産性に対する最

低賃金の係数が負であることは、少なくとも短期的には費用増加を通じて付加価値を押し下げた可能性を示唆している。

以上の推計は、対数最低賃金の差分 ( $\Delta MW$ ) を説明変数に用いてきた。しかし、各地域の賃金水準一般との関係において最低賃金がどの程度高いのかを表すカイツ指標を用いる方が、最低賃金の実額を用いるよりも望ましいという考え方もありうる。そこで最低賃金の都道府県平均賃金に対する比率の変化 ( $\Delta KAIZ$ ) を用いて同様の推計を行った結果が付表1である。どの被説明変数に対しても、カイツ指標の係数の符号は資本装備率を除きベースラインの結果と同じだが、労働生産性に対して5%水準で有意、平均賃金に対しては非有意となった。

都道府県失業率を説明変数から落とした場合の推計結果が付表2である。推計された係数の絶対値には若干の違いがあるが、各被説明変数に対する最低賃金の係数の符号及び有意水準はベースラインの推計結果と全く同じである。結果は表示していないが、失業率の代わりに有効求人倍率を用いても、労働生産性、雇用者数への係数は負だが統計的に非有意、TFP、平均賃金、資本装備率への係数は有意な正值、利益率への係数は有意な負値という全く同じパターンとなる。

特定(産業別)最低賃金の主な対象業種に産業格付けされている企業をサンプルから除いた推計結果が付表3である<sup>21)</sup>。この場合も係数の符号及び大きさはベースラインの推計結果とほとんど変わらない。ただし、統計的な有意水準は労働生産性に対して10%水準で有意となる一方、平均賃金、資本装備率には非有意となった。

#### 4.2 操作変数推計

以上の推計は、約半年のラグを考慮していること、年固定効果によりマクロの景気循環をコントロールしていること、失業率を含めることによって都道府県固有の労働市場の需給状態をコントロールしていることから、最低賃金の内生性の問題は相当程度除去されていると考えられる。しかし、最低賃金引き上げが生産性や収

益性に及ぼす因果関係を示すものとして完全とは言えない。そこで、最低賃金改定前の時点の生活保護水準からの乖離率 ( $GAP$ ) を操作変数とした2SLS推計を行った。この分析では2007年最低賃金法の改正に伴う2008~2014年の最低賃金改定が対象なので、企業の生産性・収益性等の計数は2009~2015年の数字を使用する。分析対象期間が短くなることに加え、 $GAP$ が存在した都道府県に立地する企業をサンプルとするため、観測値の数は少なくなる。

推計結果をまとめたのが表3である。表の下端には第一段階の推計結果を示しており、前出図2からも自明ではあるが、 $GAP$ は最低賃金の変化 ( $\Delta MW$ ) に対して高い説明力を持っている。二段階目の推計結果によれば、LP、TFPに対する係数は負値だが統計的に有意でない((1),(2)列)。一方、ROAを被説明変数とした場合には1%水準で有意な負値であり((3)列)、量的なマグニチュードはシンプルなFE推計に比べて大きい。このほか賃金率に対する最低賃金の係数は5%水準で有意な正值((4)列)、従業員数、資本装備率を被説明変数とした場合は非有意という結果である((5),(6)列)<sup>22)</sup>。シンプルな固定効果推計と比較して有意水準が低下するケースが多いが、全体としては類似したパターンと言える。ただし、FE推計と比較すると、2SLS推計では利益率、平均賃金に対する推計係数の絶対値がかなり大きくなる。利益率に関しては、企業業績の先行きをポジティブに見込む場合に最低賃金が高めに設定されるという内生性が存在することを示唆している。一方、平均賃金はFE推計との違いを説明するのが難しく、対象期間やサンプル数の違いが影響しているかも知れない。

最低賃金(対数)の変化幅 ( $\Delta MW$ ) に代えて、都道府県平均賃金に対する最低賃金の比率の変化 ( $\Delta KAIZ$ ) を用いて同様の2SLS推計を行った結果が付表4である。どの被説明変数に対しても、最低賃金の係数の符号はベースラインの結果と同じだが、TFPに対して $\Delta KAIZ$ の係数がマージナル(10%水準)に有意となる一方、賃金に対する $\Delta KAIZ$ の係数が非有意となる。

表 3. 最低賃金と生産性・収益性(操作変数推計)

	(1) $LP_t$	(2) $TFP_t$	(3) $ROA_t$	(4) $WAGE_t$	(5) $EMP_t$	(6) $KL_t$
$\Delta MW_{t-1,t}$	-0.3843 (0.7842)	-0.8778 (0.6769)	-0.3717*** (0.1054)	1.7479** (0.7144)	-0.6681 (0.4665)	0.1420 (0.3394)
$Y_{t-1}$	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Trend $Y_{t-4,t-1}$	yes	yes	yes	yes	yes	yes
$UNEMP_t$	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Year FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Industry FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	7,884	7,884	10,900	10,665	10,949	10,035
R <sup>2</sup>	0.7312	0.6442	0.4294	0.6940	0.9544	0.9630
First stage						
GAP	0.2462*** (0.0314)	0.2467*** (0.0315)	0.2317*** (0.0273)	0.2303*** (0.0272)	0.2316*** (0.0273)	0.2306*** (0.0280)

注) 最低賃金引上げ前の最低賃金と生活保護水準の乖離率(GAP)を操作変数とした 2SLS 推計, カッコ内は都道府県でクラスターした標準誤差. \*\*\*, \*\* は有意水準 1%, 5%.

失業率を説明変数から除いた結果は付表 5 で、ベースラインの結果とほとんど違いがない。さらに、特定(産業別)最低賃金の主な対象業種に産業格付けされている企業をサンプルから除いた推計結果が付表 6 である。この場合も、最低賃金の係数の符号は全てベースラインと同じで、利益率に対する係数が 1% 水準で有意という結果は変わらない。ただし、平均賃金への係数が有意ではなくなる一方、雇用者数への係数がマージナルに有意となるという違いがある。

#### 4.3 中期的な関係

以上の推計は最低賃金引き上げと企業パフォーマンスの短期的な関係(インターバル 1 年間)を見たものだが、最低賃金の影響は期間を長く取ると変わるかも知れない。例えば、雇用者数の調整には時間を要するので、賃金コスト上昇に直面した企業が徐々に雇用量を削減し、あるいは資本への代替を進め、生産性への正の効果が顕在化していくかも知れない。この点について、2 年間ないし 3 年間のインターバルで推計してみた。2 年間の場合、被説明変数は  $Y_{t+1}$ 、説明変数は  $\Delta MW_{t-1,t+1}$  で、3 年間の場合はそ

れぞれ  $Y_{t+2}$ ,  $\Delta MW_{t-1,t+2}$  である。

FE 推計の結果は表 4A(2 年間), B(3 年間)に示す通りである。いずれの被説明変数に対しても、係数の符号は 1 年間で計測した場合と異ならない。生産性、利益率を説明する式において  $\Delta MW$  の係数は全て負であり、2 年間の場合の  $LP$ 、3 年間の場合の  $TFP$  においては 10% 水準だが統計的に有意である。利益率に対してはインターバルを 2 年間ないし 3 年間にしても有意水準 1% の負値である((3)列)。雇用者数に関しては、いずれも 10% 水準で有意な負値((5)列)、資本装備率については高い有意水準の正値である((6)列)。

GAP を操作変数とした 2SLS 推計結果が表 5A, B である。サンプル数が少なくなることもあって結果はやや不安定で、最低賃金の係数が統計的に有意になるケースは少ない。本稿の主たる関心事である生産性については、2 年間、3 年間いずれのインターバルでも最低賃金の係数は統計的に有意でない。その他の被説明変数については、2 年間の推計における利益率、雇用者数では有意な負値、平均賃金には有意な正値となっている。3 年間の推計では平均賃金に

表 4. 中期的な関係(固定効果推計)

## A. 2年間

	(1) $LP_{t+1}$	(2) $TFP_{t+1}$	(3) $ROA_{t+1}$	(4) $WAGE_{t+1}$	(5) $EMP_{t+1}$	(6) $KL_{t+1}$
$\Delta MW_{t-1,t+1}$	-0.3847 (0.2600)	-0.4180* (0.2098)	-0.1309*** (0.0339)	0.1239 (0.1025)	-0.2401* (0.1425)	0.6952** (0.2999)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	34,568	34,150	47,015	46,360	47,248	44,948
R <sup>2</sup> (within)	0.0508	0.0680	0.0305	0.0910	0.2149	0.1585

注) カッコ内は都道府県でクラスターした標準誤差。\*\*\*, \*\*, \*は有意水準1%, 5%, 10%。

## B. 3年間

	(1) $LP_{t+2}$	(2) $TFP_{t+2}$	(3) $ROA_{t+2}$	(4) $WAGE_{t+2}$	(5) $EMP_{t+2}$	(6) $KL_{t+2}$
$\Delta MW_{t-1,t+2}$	-0.2754* (0.1427)	-0.1834 (0.1296)	-0.1061*** (0.0212)	0.0926 (0.0681)	-0.2134* (0.1244)	0.6561*** (0.2079)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	29,869	29,471	41,144	40,492	41,344	39,365
R <sup>2</sup> (within)	0.0367	0.0762	0.0239	0.0999	0.0831	0.0481

注) カッコ内は都道府県でクラスターした標準誤差。\*\*\*, \*は有意水準1%, 10%。

対してのみマージナルに有意な正值という結果である。

ここまでの結果を要約すると、分析対象期間において、少なくとも最低賃金が存続企業の生産性を高めるという効果は確認できず、小さな負の影響が観察される場合がある。利益率に対しては定式化に関わらず比較的明瞭な負の影響が確認される。最低賃金の外生的な上昇に対応して、企業は利益を圧縮して賃金上昇に対処していると解釈できる。

## 4.4 再配分効果

最低賃金が経済の生産性を高める経路としては以上で分析してきた内部効果のほか、再配分効果がありうる。本稿で使用するデータは全数調査ではなく企業規模による裾切りがあるため、最低賃金の上昇に伴う企業の退出や参入を分析することはできない。しかし、存続企業における市場シェア変化を分析することで、このメカニズムが働いているかどうかについて示唆を得

る余地がある。すなわち、生産性の高い(低い)企業ほど最低賃金引き上げによって付加価値シェアが拡大(縮小)しているかどうかである。

具体的には、実質付加価値額 ( $VA_{it}$ ) を被説明変数とし、最低賃金の変化と前期の  $TFP$  の交差項 ( $\Delta MW_{it-1,t} * TFP_{it-1}$ ) を説明変数に使用した推計を行ってみた<sup>23)</sup>。

なお、前期の付加価値額や付加価値額の過去3年間のトレンドをコントロールする点は、生産性等の推計と同様である。仮に最低賃金引き上げが資源再配分効果を通じて集計レベルの生産性を高める効果を持つとすれば、交差項の係数は有意な正值になると考えられる。

推計結果をまとめたのが表6である。(1)列はOLS推計、(2),(3)列は生産性と同様の定式化でのFE推計及び2SLS推計である。OLS推計及び2SLS推計では3ケタの産業をコントロールしている。交差項の係数はいずれも正值で、OLS推計では5%水準で有意である。すなわち、企業間のクロスセクションの観点からは、

表 5. 中期的な関係(操作変数推計)

## A. 2年間

	(1) $LP_{t+1}$	(2) $TFP_{t+1}$	(3) $ROA_{t+1}$	(4) $WAGE_{t+1}$	(5) $EMP_{t+1}$	(6) $KL_{t+1}$
$\Delta MW_{t-1,t+1}$	-0.4449 (0.3253)	-0.2853 (0.3417)	-0.1555* (0.0810)	0.9665** (0.4709)	-0.5249** (0.2390)	0.4160 (0.3835)
<i>Controls</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	7,356	7,231	10,013	9,811	10,052	9,171
R <sup>2</sup>	0.6747	0.5576	0.3261	0.6461	0.9301	0.9329
First stage						
<i>GAP</i>	0.4809*** (0.0600)	0.4804*** (0.0606)	0.4676*** (0.0522)	0.4648*** (0.0522)	0.4675*** (0.0521)	0.4648*** (0.0539)

注) 最低賃金引上げ前の最低賃金と生活保護水準の乖離率(*GAP*)を操作変数とした2SLS推計, カッコ内は都道府県でクラスターした標準誤差. \*\*\*, \*\*, \*は有意水準1%, 5%, 10%.

## B. 3年間

	(1) $LP_{t+2}$	(2) $TFP_{t+2}$	(3) $ROA_{t+2}$	(4) $WAGE_{t+2}$	(5) $EMP_{t+2}$	(6) $KL_{t+2}$
$\Delta MW_{t-1,t+2}$	0.1117 (0.3695)	0.4825 (0.4573)	-0.0315 (0.0560)	0.6731* (0.3922)	-0.3101 (0.1982)	0.1055 (0.4789)
<i>Controls</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	6,993	6,880	9,560	9,364	9,598	8,751
R <sup>2</sup>	0.6462	0.5174	0.2701	0.6190	0.9000	0.9041
First stage						
<i>GAP</i>	0.6513*** (0.0772)	0.6507*** (0.0776)	0.6458*** (0.0703)	0.6420*** (0.0711)	0.6456*** (0.0702)	0.6420*** (0.0717)

注) 最低賃金引上げ前の最低賃金と生活保護水準の乖離率(*GAP*)を操作変数とした2SLS推計, カッコ内は都道府県でクラスターした標準誤差. \*\*\*, \*は有意水準1%, 10%.

最低賃金が上昇したときに、もともと TFP の高かった企業の相対的な付加価値シェアが高まるという関係がある。他方、FE 推計及び 2SLS 推計の結果からは、最低賃金引き上げが存続企業間でのシェア再配分を通じて経済全体の生産性を高めるという因果関係があるとまでは言えない。ただし、ここでの推計はあくまでも一定規模以上の企業の中での再配分効果を扱っているに過ぎないことを改めて留保しておきたい。

## 4.5 企業の都道府県間移動

最後に、最低賃金と企業の都道府県間移動について、本稿のデータから観察できる事実を示しておきたい。最低賃金をめぐる議論では、最低賃金の地域差を縮小ないし撤廃することが地域間格差を是正する上で望ましいという主張がしばしば行われている。一方、第2節で見た通り、最低賃金の地域差と労働者の地域間移動との関係について、米国のいくつかの研究は、低スキル労働者が最低賃金が増した地域から転出し、あるいはその地域に転入しなくなるという結果を報告している。しかし、最低賃

表 6. 最低賃金と再配分効果

	(1) $VA_t$ OLS	(2) $VA_t$ FE	(3) $VA_t$ 2SLS
$\Delta MW$	0.5100** (0.2176)	-0.5582 (0.4259)	-0.3333 (0.4336)
$TFP_{t-1} * \Delta MW$	1.3068** (0.6097)	0.5027 (0.5465)	1.5555 (1.8197)
$TFP_{t-1}$	-0.1283*** (0.0100)	-0.2390*** (0.0193)	-0.1414*** (0.0351)
Controls	yes	yes	yes
Observations	42,811	42,811	8,448
R <sup>2</sup>	0.9084	0.2505	0.8901

注) (1)は OLS 推計, (2)は FE 推計, (3)は GAP 及び GAP と  $TFP_{t-1}$  の交差項を操作変数とした 2SLS 推計. OLS 及び 2SLS 推計は 3 ケタ産業をコントロール. カッコ内は都道府県でクラスターした標準誤差. \*\*\*, \*\* は有意水準 1%, 5%. FE 推計の R<sup>2</sup>は within.

表 7. 最低賃金と都道府県間の転出・転入

	(1) Move out	(2) Move in
$MW_{t-1}$	0.0252*** (0.0063)	
Mean wage <sub>t-1</sub>	0.0117*** (0.0033)	
$MW_t$		0.0021 (0.0072)
Mean wage <sub>t</sub>		0.0034 (0.0103)
Prefecture dummie	yes	yes
Year dummies	yes	yes
Observations	75,728	90,645
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0879	0.0514

注) プロビット推計の限界効果を表示. カッコ内は標準誤差. \*\*\* は有意水準 1%.

金が企業の立地選択に及ぼす影響については研究例が乏しく, 今後の重要な課題だと指摘されている (Dube and Lindner, 2021).

本稿で使用している企業パネルデータにおいて, 存続しているが本社所在地が変化した一都

道府県間で移転した一企業が少数ながら存在する. 複数の事業所を持つ企業の場合, 本社を企業内の別の事業所に変更したケースがありうるが, 事業所が一つしかない企業の場合には, 企業自体が県境を越えて移動したことになる. そこで, 転出, 転入の有無を被説明変数, 最低賃金水準を説明変数としたシンプルなプロビット推計を行ってみた.

最低賃金と平均賃金は強い相関を持っているので, 推計される最低賃金の係数は単に都道府県の一般的な賃金水準を反映しているかも知れない. そこで, 都道府県の平均賃金(対数)をコントロールする. 転出 (Move Out) については前期の数字 ( $MW_{t-1}$ , Mean Wage<sub>t-1</sub>) を, 転入 (Move In) では当期の数字 ( $MW_t$ , Mean Wage<sub>t</sub>) を説明変数とする. 観測されない都道府県特性による影響を除去するため, 都道府県ダミーをコントロール変数として用いる. さらに, 分析対象期間の後半では, 地方創生の観点から企業の本社移転への助成措置が採られるなど年次による政策変更があることを考慮し, また, マクロ経済環境の変動をコントロールするため, 年ダミーを使用する.

推計結果は表 7 に示す通りである. 同表(1)列は転出, (2)列は転入に関する結果である. 転出の前年に最低賃金水準 ( $MW_{t-1}$ ) が高い都道府県に立地していた企業ほど翌年に転出する確率が高い. ただし, 量的には最低賃金が 1 標準偏差高いと転出確率が 0.3% 高くなるという小さな関係である. 一方, 転入の場合, 当年の最低賃金水準 ( $MW_t$ ) の係数は統計的に有意でなく, 最低賃金の高い/低い地域に他地域から企業が転入するという関係は確認されない. ここでの観察事実だけから断定的なことは言えないが, 少なくとも地方圏の最低賃金を引き上げてその地域差を縮小するのではなく, むしろ大都市圏の最低賃金を引き上げることが企業の地方分散を促す可能性が示唆される.

## 5. 結論

本稿では, 最低賃金の引き上げと生産性の関係について, 関連する内外の研究をサーベイシ

た上で、日本の企業レベルのパネルデータを都道府県最低賃金のデータと接続して実証分析を行った。分析結果によれば、最低賃金引き上げが企業の生産性を高めるという関係は観察されず、いくつかの推計では生産性に対して小さな負の影響を持つ可能性が示された。ただし、統計的に有意な場合であっても量的には小さい。

一方、最低賃金が企業の利益率に対して負の影響を持つこと、平均賃金に対して小さな正の効果を持つことは、比較的明瞭に確認された。いくつかの推計では、最低賃金の引き上げが従業員数に対して負、資本装備率に対して正の効果を持ったことを示す結果が見られた。賃金コスト上昇に直面した企業が収益を圧縮して賃金を引き上げるとともに、労働から設備への代替を図ろうとした可能性が示唆される。しかし、定式化や計測期間の違いによって結果が異なるため、必ずしも頑健な結果とは言えない。

本稿で使用した企業パネルデータは小規模な企業が対象外ということもあって暫定的な結論にとどまるが、最低賃金引き上げがもともと生産性の高い企業の付加価値シェアを高めることを通じて経済全体の生産性を高めるという再配分効果の存在を示唆するクロスセクションの関係が見られた。ただし、これを因果関係として解釈できるだけの証拠は得られなかった。このほか、企業が最低賃金(及び平均賃金)の高い地域から他地域に転出する傾向がある(ただし量的には小さい)ことが示唆された。この結果は、地域間経済格差に対する最低賃金の地域差の含意を考える際、労働需要側に注意を払う必要があることを確認するものと言える。

以上の結果は、最低賃金を生産性向上の政策手段として用いることを支持するものではない。ただし、第2節で見た通り、最近の海外の研究の中には、最低賃金引き上げの影響には非線形性があることを示すものがある。日本の最低賃金は国際的に見て高い水準ではなく、引き上げ幅も極端に大きなものではなかったため、目に見えるような効果が確認できないのかも知れない。また、本稿で推計しているのは最低賃金引き上げの短期的・中期的な効果であること、従

業員50人未満の小規模な企業は対象外であること、存続企業のみを対象にした分析であって参入・退出の分析は射程外であることを改めて留保しておきたい。

(一橋大学経済研究所)

## 注

\* 本稿は、Morikawa(2019)をベースに、推計方法、分析対象期間を含めて全面的に修正したものである。一橋大学経済研究所定例研究会において討論者を務めていただいた川口大司氏、研究会の中で有益なコメントをくださった有本寛、祝迫得夫、植杉威一郎、白井恵美子、神林龍、後藤玲子、澤田真行、陣内了、手島健介の各氏に謝意を表したい。また、本稿の原案を執筆する過程で、犬飼真也、児玉直美、小西葉子、近藤恵介、山口一男、矢野誠、殷婷の各氏からコメントを頂戴したことにも感謝したい。「経済産業省企業活動基本調査」の調査票情報の利用に当たっては、経済産業省調査統計グループの関係者の協力を得た。本研究は、科学研究費補助金(18H00858, 20H00071, 21H00720)の助成を受けている。

1) 最近の代表例として、アトキンソン(2019)、内閣府(2011)は、OECD諸国において、低賃金層の賃金が相対的に高めに維持されている国では、サービス業の相対的な生産性が高いという相関関係がある旨を記述している(因果関係ではない旨を留保)。厚生労働省(2016)は、OECD諸国のデータに基づき、「低賃金層の賃金底上げは、国全体の労働生産性の上昇につながる可能性も」と記述している(因果関係を示すものではない旨を留保)。

2) 新型コロナウイルス感染症の影響下にあった2020年、中央最低賃金審議会は、引上げ額の目安を示すことは困難であるとし、結果的に全国加重平均で1円の引き上げにとどまった。2021年の中央最低賃金審議会は、全ての都道府県の最低賃金を28円(3.1%)引き上げるという目安額を答申し、結果的に全国加重平均で930円と28円の引き上げとなった。

3) 最低賃金と雇用の関係についての最近のサーベイ論文として、Manning(2016)、Neumark(2017, 2018)。日本を対象とした代表的な研究として、Kawaguchi and Mori(2009, 2021)、Kabayashi *et al.* (2013)、Okudaira *et al.* (2019)。

4) このほか雇用者数という外延(extensive margin)ではなく、労働時間という内延(intensive margin)での労働投入量の削減が起きていることを示す研究がある(e.g., Jardim *et al.*, forthcoming)。

5) 最低賃金の上昇がサービス価格の引き上げを通じて消費者に転嫁される場合、サービスの量・質に変化がない限り、実質で見た生産性上昇を意味しないことは当然である。しかし、実務者の間では製品やサービスの価格上昇が生産性上昇につながるという認識が意外なほど強く(森川, 2018)、最低賃金引き上げが生産性向上をもたらす経路の一つと誤解されている可能性がある。

6) Cengiz *et al.*(2020)は、米国の最低賃金引き上げを対象とした分析により、貿易財産業(製造業)では雇用減少が示唆される(弾性値▲1.4)一方、非貿易財産業(飲食、小売等)では弾性値がほぼゼロという結果を報告しており、Harasztosi and Lindner(2019)と同様の含意を持っている。

7) 日本では、Morikawa(2019)が都道府県及び企業レベルのデータを用いた分析により最低賃金の引き上げが生産性を高める関係は確認されないという結果を報告している。務川他(2020)は、中小企業のデータを用いた分析を行い、最低賃金と労働生産性の関係は業種・地域によって異なり、労働市場及び製品市場の独占力が関係していると論じている。

8) 市場の新陳代謝を促すための政策には様々なものがある。それらの中で最低賃金を政策手段として用いることの当否については議論がありうる。

9) 日本では、Izumi *et al.*(2020)が「工業統計調査」(経済産業省)を用いて製造業を対象とした分析を行い、最低賃金引き上げにより企業の退出率が高くなるが、市場集中度の高い産業では退出率への影響は小さいという結果を報告している。生産性を直接に扱ったものではないが、奥平他(2013)は、「工業統計調査」(経済産業省)のマイクロデータを使用した分析により、最低賃金引き上げが企業内の資源配分の効率性にネガティブな影響を与えている可能性を指摘している。

10) 「空間的均衡」に関する代表的なサーベイ論文として、Glaeser and Gottlieb(2009)を挙げておきたい。

11) 都道府県別最低賃金制度を採っている日本でも、同一都道府県内の最低賃金は一律なので、都道府県内で平均賃金が相対的に低い市町村から県庁所在地などの都市部へ労働需要をシフトさせている可能性がある。

12) 最低賃金を対象にした研究ではないが、空間的均衡から乖離した全国一律の賃金設定(学校教員、看護師、公務員等)の弊害を示す研究は多い(e.g., Propper and Van Reenen, 2010; Britton, and Propper, 2016)。Boeri *et al.*(forthcoming)は、地域の賃金と生産性の関係についてイタリアとドイツを比較し、賃金の地域差を許容しないイタリアの賃金設定制度は賃金と生産性の大きなギャップを生む結果、大きな資源配分上の損失をもたらししていることを示している。

13) 日本の地域別最低賃金は、中央最低賃金審議会が地域毎の最低賃金改定額の「目安」を提示し、都道府県の地方最低賃金審議会が目安を参考に決定するという二段階のプロセスとなっている。全国加重平均値で見ると目安額と同程度の改定額となることが多い。

14) カイツ指標は賃金の中央値に対する比率を用いることも多いが、各都道府県の賃金の中央値は公表されていないため、本稿では一般労働者の時間当たり賃金の平均値を使用した。

15) 例えば、「企業活動基本調査」の2018年度の計数は、「2019年調査」結果の数字を使用しており、本稿ではこれを「2018年」と表記する。

16) 企業が都道府県を越えて転出したケースは、分析対象期間の累計で222件(観測値の約0.2%)である。

17) インデックス・ナンバー方式によるTFPの

計測についてはSyverson(2011)参照。

18) 生活保護費は月額であり、世帯構成などによっても異なるため、時間当たり地域別最低賃金と単純に比較することはできない。最低賃金は月当たり労働時間を173.8時間とした手取額を、生活保護費は若年単身世帯の人口加重平均額を用いることなどが、当時の中央最低賃金審議会において決定された。

19) Moulton(1990), Cameron and Miller(2015)参照。

20) 最低賃金の影響が非正規労働者の雇用に強く現れる可能性を考慮し、フルタイム、パートタイムそれぞれについて推計した場合、いずれも最低賃金の係数は有意ではなかった。

21) 比較的多数の企業・労働者が特定最低賃金の対象となっている鉄鋼業、一般機械器具製造業、電気機械器具製造業、輸送用機械器具製造業、各種商品小売業、自動車小売業が主業の企業をサンプルから除外した。

22) 従業者数をフルタイム、パートタイムに分けて推計すると、最低賃金のフルタイム労働者数に対する係数は正值だが有意ではなく、パートタイム労働者数への係数は5%水準で有意な負値となる。FE推計の結果と異なることもあって強い結論を導くのは困難だが、パートタイム労働者の雇用への影響が相対的に強い可能性を示唆している。

23) GAPは $\Delta MW$ に対して、 $GAP * TFP_{t-1}$ は $\Delta MW * TFP_{t-1}$ に対して高い説明力を持っている。

## 参考文献

(邦文)

- デービッド・アトキンソン(2019)『日本人の勝算』、東洋経済新報社。  
厚生労働省(2016)『平成28年版労働経済の分析』。  
森川正之(2013)「最低賃金と地域間格差：実質賃金と企業収益の分析」、大竹文雄・川口大司・鶴光太郎編『最低賃金改革』、日本評論社、pp.91-111。  
森川正之(2018)『生産性 誤解と真実』、日本経済新聞出版社。  
務川慧・川畑良樹・上野有子(2020)「最低賃金引上げの中小企業の従業員数・付加価値額・労働生産性への影響に関する分析」、ESRI Research Note, No. 54。  
内閣府(2011)『平成23年度年次経済財政報告』。  
奥平寛子・滝澤美帆・大竹文雄・鶴光太郎(2013)「最低賃金が企業の資源配分の効率性に与える影響」、大竹文雄・川口大司・鶴光太郎編『最低賃金改革』、日本評論社、pp.65-89。

(英文)

- Aaronson, Daniel, Eric French, and James MacDonald (2008) "The Minimum Wage, Restaurant Prices, and Labor Market Structure." *Journal of Human Resources*, Vol. 43, No. 3, pp. 688-720.  
Aaronson, Daniel, Eric Baird French, and Isaac Sorkin (2018) "Industry Dynamics and the Minimum Wage: A Putty-Clay Approach." *International Economic Review*, Vol. 59, No. 1, pp. 51-84.  
Alexandre, Fernando, Pedro Bação, João Cerejeira, Helder Costa, and Miguel Portela (2020) "Mini-

- mum Wage and Financially Distressed Firms: Another One Bites the Dust,” IZA Discussion Paper, No. 13526.
- Allegretto, Sylvia and Michael Reich (2018) “Are Local Minimum Wages Absorbed by Price Increases? Estimates from Internet-Based Restaurant Menus,” *ILR Review*, Vol. 71, No. 1, pp. 35–63.
- Ashenfelter, Orley and Štěpán Jurajda (2021) “Wages, Minimum Wages, and Price Pass-through: The Case of McDonald’s Restaurants,” NBER Working Paper, No. 28506.
- Bell, Brian and Stephen Machin (2018) “Minimum Wages and Firm Value,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 36, No. 1, pp. 159–195.
- Boeri, Tito, Andrea Ichino, Enrico Moretti, and Johanna Posch (forthcoming) “Wage Equalization and Regional Misallocation: Evidence from Italian and German Provinces,” *Journal of the European Economic Association*.
- Bossler, Mario, Michael Oberfichtner, and Claus Schnabel (2020) “Employment Adjustments Following Rises and Reductions in Minimum Wages: New Insights from a Survey Experiment,” *Labour*, Vol. 34, No. 3, pp. 323–346.
- Britton, Jack and Carol Propper (2016) “Teacher Pay and School Productivity: Exploiting Wage Regulation,” *Journal of Public Economics*, Vol. 133, January, pp. 75–89.
- Cadena, Brian C. (2014) “Recent Immigrants as Labor Market Arbitrageurs: Evidence from the Minimum Wage,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 80, March, pp. 1–12.
- Cameron, A. Colin and Douglas L. Miller (2015) “A Practitioner’s Guide to Cluster-Robust Inference,” *Journal of Human Resources*, Vol. 50, No. 2, pp. 317–372.
- Card, David and Alan B. Krueger (1994) “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania,” *American Economic Review*, Vol. 84, No. 4, pp. 772–793.
- Cengiz, Doruk, Arindrajit Dube, Attila Lindner, and Ben Zipperer (2019) “The Effect of Minimum Wages on Low-Wage Jobs,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 134, No. 3, pp. 1405–1454.
- Chava, Sudheer, Alexander Oettl, and Manpreet Singh (2019) “Does a One-Size-Fits-All Minimum Wage Cause Financial Stress for Small Businesses?” NBER Working Paper, No. 26523.
- Clemens, Jeffrey (2021) “How Do Firms Respond to Minimum Wage Increases? Understanding the Relevance of Non-employment Margins,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 35, No. 1, pp. 51–72.
- Clemens, Jeffrey and Michael R. Strain (2018) “The Short-Run Employment Effects of Recent Minimum Wage Changes: Evidence from the American Community Survey,” *Contemporary Economic Policy*, Vol. 36, No. 4, pp. 711–722.
- Clemens, Jeffrey and Michael R. Strain (2021) “The Heterogeneous Effects of Large and Small Minimum Wage Changes: Evidence over the Short and Medium Run Using a Pre-Analysis Plan,” NBER Working Paper, No. 29264.
- Clemens, Jeffrey, Lisa B. Kahn, and Jonathan Meer (2018) “The Minimum Wage, Fringe Benefits, and Worker Welfare,” NBER Working Paper, No. 24635.
- Draca, Mirko, Stephen Machin, and John Van Reenen (2011) “Minimum Wages and Firm Profitability,” *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 3, No. 1, pp. 129–151.
- Dube, Arindrajit and Attila S. Lindner (2021) “City Limits: What do Local-Area Minimum Wages Do?” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 35, No. 1, pp. 27–50.
- Engbom, Niklas and Christian Moser (2021) “Earnings Inequality and the Minimum Wage: Evidence from Brazil,” NBER Working Paper, No. 28831.
- Georgiadis, Andreas (2013) “Efficiency Wages and the Economic Effects of the Minimum Wage: Evidence from a Low-Wage Labour Market,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 75, No. 6, pp. 962–979.
- Giupponi, Giulia and Stephen Machin (2018) “Changing the Structure of Minimum Wages: Firm Adjustment and Wage Spillovers,” IZA Discussion Paper, No. 11474.
- Glaeser, Edward L. and Joshua D. Gottlieb (2009) “The Wealth of Cities: Agglomeration Economies and Spatial Equilibrium in the United States,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 47, No. 4, pp. 983–1028.
- Gorry, Aspen and Jeremy J. Jackson (2017) “A Note on the Nonlinear Effect of Minimum Wage Increases,” *Contemporary Economic Policy*, Vol. 35, No. 1, pp. 53–61.
- Hara, Hiromi (2017) “Minimum Wage Effects on Firm-Provided and Worker-Initiated Training,” *Labour Economics*, Vol. 47, August, pp. 149–162.
- Harasztosi, Peter and Attila Lindner (2019) “Who Pays for the Minimum Wage?” *American Economic Review*, Vol. 109, No. 8, pp. 2693–2727.
- Hau, Harald, Yi Huang, and Gewei Wang (2020) “Firm Response to Competitive Shocks: Evidence from China’s Minimum Wage Policy,” *Review of Economic Studies*, Vol. 87, No. 6, pp. 2639–2671.
- Hirsch, Barry T., Bruce E. Kaufman, and Tetyana Zelenska (2015) “Minimum Wage Channels of Adjustment,” *Industrial Relations*, Vol. 54, No. 2, pp. 199–239.
- Izumi, Atsuko, Naomi Kodama, and Hyeog Ug Kwon (2020) “Labor Market Concentration on Wage, Employment, and Exit of Plants: Empirical Evidence with Minimum Wage Hike,” CPRC Discussion Paper, CPDP-77-E.

- Jardim, Ekaterina, Mark C. Long, Robert Plotnick, Emma van Inwegen, Jacob Vigdor, and Hilary Wething (forthcoming) "Minimum Wage Increases and Low-Wage Employment: Evidence from Seattle," *American Economic Journal: Economic Policy*.
- Kabayashi, Ryo, Daiji Kawaguchi, and Ken Yamada (2013) "The Minimum Wage in a Deflationary Economy: The Japanese Experience, 1994-2003," *Labour Economics*, Vol. 24, Issue C, October, pp. 264-276.
- Kawaguchi, Daiji and Yuko Mori (2009) "Is Minimum Wage an Effective Anti-poverty Policy in Japan?" *Pacific Economic Review*, Vol. 14, No. 4, pp. 532-554.
- Kawaguchi, Daiji and Yuko Mori (2021) "Estimating the Effects of the Minimum Wage Using the Introduction of Indexation," *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 184, April 2021, pp. 388-408.
- Kong, Dongmin, Ni Qin, and Junyi Xiang (2021) "Minimum Wage and Entrepreneurship: Evidence from China," *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 189, September, pp. 320-336.
- Ku, Hyejin (forthcoming) "Does Minimum Wage Increase Labor Productivity? Evidence from Piece Rate Workers," *Journal of Labor Economics*.
- Leung, Justin H. (2021) "Minimum Wage and Real Wage Inequality: Evidence from Pass-Through to Retail Prices," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 103, No. 4, pp. 754-769.
- Machin, Stephen and Joan Wilson (2004) "Minimum Wages in a Low-Wage Labour Market: Care Homes in the UK," *Economic Journal*, Vol. 114, March, pp. C102-C109.
- MaCurdy, Thomas (2015) "How Effective Is the Minimum Wage at Supporting the Poor?" *Journal of Political Economy*, Vol. 123, No. 2, pp. 497-545.
- Manning, Alan (2016) "The Elusive Employment Effect of the Minimum Wage," CEP Discussion Paper, No. 1428.
- Martin, D. and A. Terms (2015) "Does a High Minimum Wage Spur Low-Skilled Emigration?" *Economics Letters*, Vol. 137, December, pp. 200-202.
- Mayneris, Florian, Sandra Poncet, and Tao Zhang (2018) "Improving or Disappearing: Firm-Level Adjustments to Minimum Wages in China," *Journal of Development Economics*, Vol. 135, November, pp. 20-42.
- Monras, Joan (2019) "Minimum Wages and Spatial Equilibrium: Theory and Evidence," *Journal of Labor Economics*, Vol. 37, No. 3, pp. 853-904.
- Morikawa, Masayuki (2019) "Minimum Wages and Productivity: Evidence from Japan," RIETI Policy Discussion Paper, 19-P-015.
- Moulton, Brent R. (1990) "An Illustration of a Pitfall in Estimating the Effects of Aggregate Variables on Micro Units," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, No. 2, pp. 334-338.
- Neumark, David (2017) "The Employment Effects of Minimum Wages: Some Questions We Need to Answer," NBER Working Paper, No. 23584.
- Neumark, David (2018) "The Econometrics and Economics of the Employment Effects of Minimum Wages: Getting from Known Unknowns to Known Knowns," NBER Working Paper, No. 25043.
- Okudaira, Hiroko, Miho Takizawa, and Kenta Yamano (2019) "Minimum Wage Effects across Heterogeneous Markets," *Labour Economics*, Vol. 59, August, pp. 110-122.
- Papps, Kerry L. (2020) "How the Minimum Wage Affects Training among Apprentices," IZA Discussion Paper, No. 13499.
- Propper, Carol and John Van Reenen (2010) "Can Pay Regulation Kill? Panel Data Evidence on the Effect of Labor Markets on Hospital Performance," *Journal of Political Economy*, Vol. 118, No. 2, pp. 222-273.
- Renkin, Tobias, Claire Montialoux, and Michael Siegenthaler (forthcoming) "The Pass-Through of Minimum Wages into US Retail Prices: Evidence from Supermarket Scanner Data," *Review of Economics and Statistics*.
- Riley, Rebecca and Chiara Rosazza Bondibene (2017) "Raising the Standard: Minimum Wages and Firm Productivity," *Labour Economics*, Vol. 44, January, pp. 27-50.
- Rohlin, Shawn M. (2011) "State Minimum Wages and Business Location: Evidence from a Refined Border Approach," *Journal of Urban Economics*, Vol. 69, No. 1, pp. 103-117.
- Syverson, Chad (2011) "What Determines Productivity?" *Journal of Economic Literature*, Vol. 49, No. 2, pp. 326-365.
- Wadsworth, Jonathan (2010) "Did the National Minimum Wage Affect UK Prices?" *Fiscal Studies*, Vol. 31, No. 1, pp. 81-120.

付表 1. 最低賃金(カイツ指標)と生産性・収益性(固定効果推計)

	(1) $LP_t$	(2) $TFP_t$	(3) $ROA_t$	(4) $WAGE_t$	(5) $EMP_t$	(6) $KL_t$
$\Delta KAIZ_{t-1,t}$	-0.4431** (0.1659)	-0.4589** (0.1914)	-0.1099*** (0.0397)	0.0725 (0.0748)	-0.0579 (0.0622)	-0.1396 (0.1559)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	40,657	40,170	54,969	54,210	55,242	52,560
R <sup>2</sup> (within)	0.1536	0.1225	0.0951	0.129	0.4679	0.4097

注) カッコ内は都道府県でクラスターした標準誤差. \*\*\*, \*\* は有意水準 1%, 5%.  $KAIZ$  は最低賃金の都道府県平均賃金に対する比率.

付表 2. 失業率を除いた推計(固定効果推計)

	(1) $LP_t$	(2) $TFP_t$	(3) $ROA_t$	(4) $WAGE_t$	(5) $EMP_t$	(6) $KL_t$
$\Delta MW_{t-1,t}$	-0.4445 (0.2935)	-1.0298* (0.5294)	-0.1769*** (0.0492)	0.2991** (0.1307)	-0.1977 (0.2442)	0.6571* (0.3894)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	40,657	40,170	54,969	54,210	55,242	52,560
R <sup>2</sup> (within)	0.1532	0.1224	0.0949	0.1289	0.4679	0.4098

注) カッコ内は都道府県でクラスターした標準誤差. \*\*\*, \*\*, \* は有意水準 1%, 5%, 10%.

付表 3. 特定最低賃金対象業種を除いた推計(固定効果推計)

	(1) $LP_t$	(2) $TFP_t$	(3) $ROA_t$	(4) $WAGE_t$	(5) $EMP_t$	(6) $KL_t$
$\Delta MW_{t-1,t}$	-0.5508* (0.2959)	-1.2264** (0.4694)	-0.1942*** (0.0551)	0.0196 (0.1995)	-0.2502 (0.2543)	0.6470 (0.4055)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	30,743	30,322	42,417	41,781	42,640	40,135
R <sup>2</sup> (within)	0.1517	0.1131	0.0813	0.1207	0.4582	0.3990

注) カッコ内は都道府県でクラスターした標準誤差. \*\*\*, \*\*, \* は有意水準 1%, 5%, 10%.

付表 4. 最低賃金(カイツ指標)と生産性・収益性(操作変数推計)

	(1) $LP_t$	(2) $TFP_t$	(3) $ROA_t$	(4) $WAGE_t$	(5) $EMP_t$	(6) $KL_t$
$\Delta KAIZ_{t-1,t}$	-1.0088 (1.9096)	-2.3048* (1.3530)	-1.1331** (0.4739)	5.2385 (3.3567)	-2.0518 (1.5505)	0.4372 (1.0804)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	8,034	7,884	10,900	10,665	10,949	10,035
R <sup>2</sup>	0.7315	0.6439	0.4207	0.6778	0.9538	0.9630
First stage						
GAP	0.0938*** (0.0268)	0.0940*** (0.0267)	0.0760** (0.0338)	0.0768** (0.0333)	0.0754** (0.0339)	0.0749** (0.0340)

注) 最低賃金引上げ前の最低賃金と生活保護水準の乖離率(GAP)を操作変数とした2SLS推計。カッコ内は都道府県でクラスターした標準誤差。\*\*\*, \*\*, \*は有意水準1%, 5%, 10%。KAIZは最低賃金の都道府県平均賃金に対する比率。

付表 5. 失業率を除いた推計(操作変数推計)

	(1) $LP_t$	(2) $TFP_t$	(3) $ROA_t$	(4) $WAGE_t$	(5) $EMP_t$	(6) $KL_t$
$\Delta MW_{t-1,t}$	-0.3701 (0.8231)	-0.8871 (0.7036)	-0.3449*** (0.1309)	1.9014** (0.7954)	-0.7398 (0.4544)	0.2373 (0.3905)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	8,034	7,884	10,900	10,665	10,949	10,035
R <sup>2</sup>	0.7312	0.6442	0.4293	0.6939	0.9544	0.9630
First stage						
GAP	0.2469*** (0.0310)	0.2473*** (0.0311)	0.2325*** (0.0255)	0.2310*** (0.0254)	0.2324*** (0.0255)	0.2314*** (0.0263)

注) 最低賃金引上げ前の最低賃金と生活保護水準の乖離率(GAP)を操作変数とした2SLS推計。カッコ内は都道府県でクラスターした標準誤差。\*\*\*, \*\*は有意水準1%, 5%。

付表 6. 特定最低賃金対象業種を除いた推計(操作変数推計)

	(1) $LP_t$	(2) $TFP_t$	(3) $ROA_t$	(4) $WAGE_t$	(5) $EMP_t$	(6) $KL_t$
$\Delta MW_{t-1,t}$	-0.7840 (0.8716)	-0.8233 (0.7092)	-0.3763*** (0.1268)	1.1865 (0.8759)	-0.8918* (0.4618)	0.4146 (0.4432)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	6,643	6,505	9,139	8,922	9,182	8,304
R <sup>2</sup>	0.7546	0.6678	0.4463	0.7087	0.9507	0.9624
First stage						
GAP	0.2469*** (0.0307)	0.2468*** (0.0309)	0.2322*** (0.0269)	0.2309*** (0.0266)	0.2320*** (0.0270)	0.2308*** (0.0276)

注) 最低賃金引上げ前の最低賃金と生活保護水準の乖離率(GAP)を操作変数とした2SLS推計。カッコ内は都道府県でクラスターした標準誤差。\*\*\*, \*は有意水準1%, 10%。