



ESRI Research Note No.54

# 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

務川慧、川畑良樹、上野有子

June 2020



内閣府経済社会総合研究所  
Economic and Social Research Institute  
Cabinet Office  
Tokyo, Japan

ESRI Research Note は、すべて研究者個人の責任で執筆されており、内閣府経済社会総合研究所の見解を示すものではありません（問い合わせ先：<https://form.cao.go.jp/esri/opinion-0002.html>）。

ESRI リサーチ・ノート・シリーズは、内閣府経済社会総合研究所内の議論の一端を公開するために取りまとめられた資料であり、学界、研究機関等の関係する方々から幅広くコメントを頂き、今後の研究に役立てることを意図して発表しております。

資料は、すべて研究者個人の責任で執筆されており、内閣府経済社会総合研究所の見解を示すものではありません。

The views expressed in “ESRI Research Note” are those of the authors and not those of the Economic and Social Research Institute, the Cabinet Office, or the Government of Japan.

# 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

務川慧<sup>a</sup>、川畑良樹<sup>b</sup>、上野有子<sup>c</sup>

2020年6月

a, b 内閣府経済社会総合研究所特別研究員（内閣府政策統括官（経済財政運営担当）付参事官（産業・雇用担当）付）

c 内閣府経済社会総合研究所上席主任研究官

## 概要

本研究では、近年の日本の最低賃金引き上げが中小企業の雇用、付加価値額、労働生産性に与える影響について、CRD 協会の中長期の企業データ（2005 年から 2017 年）を用いて構築された地域別・業種別パネルデータを活用し、分析を行った。

推計の結果、雇用については、全体として明確な負の影響はみられず、最低賃金近傍で働く労働者の割合が多い業種や地方では正の影響もみられた。付加価値額および労働生産性への影響については、業種別・地域別で明確に異質性が確認された。業種別では、製品・サービスの価格転嫁がしやすい業種において相対的に大きな正の影響がみられた。一方で、消費者向けサービス業など価格決定力の弱い業種において相対的に小さな正の影響または、負の影響がみられた。地域別（中央最低賃金審議会が定める地域ランク別）では、産業集積の度合いが相対的に低く、ローカルな市場を相手にしている D ランク地域において正の効果がみられた。

近年の日本の中長期的データを踏まえれば、最低賃金引き上げは、必ずしも雇用削減や企業収益減につながるわけではなく、業種や地域の生産物市場や労働市場の状況によって影響は様々である。より広い業種・地域において、最低賃金引き上げが経済にプラスとなるには、労務費上昇の価格転嫁や労働生産性向上の取組が重要となる。

キーワード：最低賃金、雇用、付加価値額、労働生産性、価格転嫁、労働市場、買い手独占モデル

JEL：J21, J23, J31

## 1. はじめに

最低賃金は、最低賃金法<sup>1</sup>に基づき、中央最低賃金審議会が厚生労働大臣の諮問を受け、毎年7月頃に地域別最低賃金額改定の「目安」を答申し、地方最低賃金審議会がこの「目安」を参考とした上で、地域別最低賃金の改定額が決定される。

近年の政府の最低賃金政策は、経済財政運営と改革の基本方針2019（令和元年6月21日閣議決定）において示されており、「この3年、年率3%程度を目途として引き上げられてきたことを踏まえ、景気や物価動向を見つつ、地域間格差にも配慮しながら、これらの取組とあいまって、より早期に全国加重平均が1000円となることを目指す」としている。

2016年から2019年にかけては、全国加重平均で年率3%程度の最低賃金引上げが実施されるなど、90年代後半から2000年代中頃の傾向と比較して、近年の最低賃金は大幅に上昇することとなっている（図表1）。

近年の最低賃金引上げについては、「慎重の上にも慎重に審議」の上、「明確な根拠に基づいた」「納得感のある目安」を提示すべきといった指摘<sup>2</sup>や、「雇用のみならず、所得分布、労働時間、収益、価格、ひいては人的資本への影響を分析し、最低賃金による影響の総合的な評価を行うことも重要」<sup>3</sup>といった指摘があり、中央最低賃金審議会は「目安の合理的な根拠を示すための努力など目安への信頼感を確保するための取組を一層進めていくことが必要である。また、近年の最低賃金の引上げ状況を踏まえ、最低賃金引上げの影響について、参考資料の見直し等によりこれまで以上に確認していくことが求められる。」との見解を示している<sup>4</sup>ほか、経済財政運営と改革の基本方針2019では「業種業態別、地域別の実態分析をはじめ、最低賃金の在り方について引き続き検討する」との方針が示されている。

上記の動向を踏まえれば、近年大幅に上昇している最低賃金については、今後の在り方の議論の円滑化に向け、その引上げの影響を多角的な視点で定量的に検証していくことが必要である。本稿では、可能な限り近年のデータも取り込みながら、雇用・企業収益・労働生産性といった指標へ最低賃金引上げが与える影響について業種別・地域別に定量的に分析する<sup>5</sup>。

本稿の構成は以下の通り。第2節では、既存研究を概観し、その議論に基づいた本稿の分析の視点や問題意識を述べる。第3節は分析手法の詳細を説明し、第4節で主要な分析結果を概観する。第5節の結論では、これらの分析結果から得られた含意と、今後の政策を考え

<sup>1</sup> 昭和34年法律第137号

<sup>2</sup> 令和元年第2回目安に関する小委員会における使用者側委員の主張。

<sup>3</sup> 鶴(2013)

<sup>4</sup> 中央最低賃金審議会目安制度の在り方に関する全員協議会報告（平成29年3月28日）

<sup>5</sup> 執筆時点である2020年現在は、新型コロナウイルス感染症拡大に伴う経済への甚大な影響により、企業の経営状況が急激に悪化し、今後の雇用・所得環境の見通しが不透明な状況である。本稿の分析対象である2005-2017年には、リーマンショックや東日本大震災等企業の経営状況を大きく左右する出来事があり、推計結果は、そうした景気変動も制御した上で、最低賃金引上げの中長期的な効果を示したものであるものの、新型コロナウイルスの影響を取り込んだ結果ではないことには十分留意する必要がある。

ていくうえで鍵となる点を整理する。

## 2. 既存研究と本稿の問題意識

本稿の分析に入る前に、最低賃金引上げの影響に関する実証研究、特に雇用・企業収益・労働生産性に関する近年の代表的研究事例について概観する。そのうえで、実証分析を行う上での本稿の問題意識を整理する。

### (雇用への影響)

Card and Krueger(1994)の実証研究では、1992年のニュージャージー州での最低賃金引き上げ前後において、ファーストフード店の雇用の変化を、最低賃金が引き上げられなかった隣接州であるペンシルバニア州を比較対象として分析した。結果、ニュージャージー州のファーストフード店の雇用はペンシルバニア州と比較して増加していることが認められた。

Card and Krueger(1994)の分析を拡張する形で、Dube(2010)は米国内の隣接し合う郡316組を対象に1990年から2006年の長期時系列データを用いて飲食店の雇用への影響を分析したところ、少なくとも負の影響は見られないとの結果が示された。

こうした代表的な研究の他、Doucouliagos and Stanley(2009)は、1972-2007年までの米国の10代の雇用への影響に関する64の実証研究結果について、メタ研究を実施し、これらの実証研究結果のほとんどが、雇用への影響がゼロ近傍であることを示した。

他方で、Neumark and Wascher(2008)では、こうした雇用への影響が正ないしゼロ近傍である研究について、利用データ期間の短さや、特定の産業のみを取り上げている点、雇用形態別での分析が実施されていない点を指摘しており、そうした要因をコントロールすると、雇用への影響が負にみられる場合があると指摘している<sup>6</sup>。

英国では、政府の諮問機関である低賃金委員会が毎年の最低賃金の改定額を検討する際、委託研究を実施しているが、その研究の結果を踏まえ、最低賃金が全体的な雇用の減少をもたらすといった証拠は見られない、との見解を示している<sup>7</sup>。ドイツではLink(2019)が企業を取り巻く生産物市場の形態（企業の輸出依存度、産業集約度、生産物の代替性、産業の輸入依存度）や労働市場の逼迫具合によって、最低賃金引上げの雇用へ

---

<sup>6</sup> Neumark(2017)では、最低賃金の雇用への影響の検証結果は、他の分野と比べてはるかに頑健性に欠けることを指摘している。集計値を用いて雇用への影響を検証した多くの研究で、最低賃金以外にはマクロの労働市場に係る指標、人口動態など相対的な労働供給の状況を示す指標、地域や年次の固定効果、及びトレンドを説明要因として用いるケースが一般的であるものの、それらの結果が頑健性に欠けることから、さらにコントロールを追加した検証が有益である可能性が示唆されている。

<sup>7</sup> Low Pay Commission report 2019 第4章。ただし、パートタイム女性の雇用など一部のセクターに対しては負の影響が見られている。同委員会が委託した研究成果として、Aitken, Dolton, and Riley (2018)、Dickens and Lind (2018)、McGuinness, McVicar, and Park(2017)等が紹介されている。

の効果が変わるか、企業パネルデータ分析によって検証している。結果は生産物市場の形態によらず、雇用への影響はほとんどみられず、労働市場が緩慢な場合に限り、負の影響が見られている。

日本では、樋口・佐藤・小林(2011)が2004-2010年の慶應義塾家計パネル調査に基づくパネルデータ分析を実施し「最低賃金の引上げは、すでに非正規労働者として雇われてきた女性及び男性の労働者の雇用機会を喪失させることにもなっていないし、新たに就業しようとする女性及び男性の雇用抑制にもつながっていない。」との結論を出している。他方で、川口・森(2013)は2007-2010年の労働力調査の個票データに基づき10代の雇用への影響を検証した結果、雇用への影響は負となると結論づけている。

このように、完全競争の労働市場の理論的モデルにおける“均衡賃金率を上回る最低賃金引き上げは雇用削減をもたらす”との想定と一致する実証研究例もあれば、これに反して、雇用への顕著な負の影響が示されない研究例も存在し、統一的な結論は得られていない。雇用への負の影響がみられない理由の代表的説明として、労働市場が買い手独占的(モノプソニー)であり、労働者は自身の生産性以下の賃金で雇われ、かつ完全競争の時より少ない雇用者数を企業が採用している場合にこうした事象が生じる、というものがある。労働市場が買い手独占的である場合、最低賃金が上げられると、企業の利潤最大化に向けては雇用者増が寧ろ有意に働く<sup>8</sup>。この実証研究として、Okudaira, Takizawa, and Yamanouchi(2019)では、経済産業・工業統計調査の個票データ(2008~2014年)を用い、労働市場での買い手独占度(労働の限界生産物と賃金率の乖離で計測)によって最低賃金引上げによる雇用への影響がどのように異なるか推計し、労働市場で独占度が高い企業では雇用への影響はみられず(有意でないものの正の弾性値を示す)、独占度の小さい企業では雇用にマイナスの影響があるとしている。

その他の代表的な理由説明として、企業は最低賃金引上げによる負担増を雇用減といった形で解消せずに、利潤の低下を受け入れざるを得なかったり<sup>9</sup>、製品・サービス価格上昇といった形で解消する、といったものがある<sup>10</sup>。

### (企業収益への影響)

最低賃金引上げによる企業にとっての負担増は、雇用削減につながるとは限らず、企業利潤や価格等へ転嫁される可能性があり、そうした影響を実証的に確かめた研究例も出てきている。例えば、Draca(2011)は企業パネルデータ分析から、1999年の英国の最低賃金導入は雇用削減ではなく、企業の利益率の減少を引き起こしたことを示した。Aaronson, French,

---

<sup>8</sup>鶴(2013)、大竹(2013)等でモデルの解説がある。なお、日本の労働市場が競争的か買い手独占的のどちらであるか、その判断は明確でない。

<sup>9</sup> Draca(2011)

<sup>10</sup> その他の負担の解消として、雇用者の労働時間調整、福利厚生削減、教育訓練削減、企業内雇用配置の再調整、TFPなど効率性の追求、労働者の意欲向上による能率向上、最低賃金増によって労働者の消費が増え、結果として収益が増加する等の経路がある(Schmitt(2013))。

and MacDonald(2008)は1995-1997年の米国のレストラン価格の個票データを用い、最低賃金引上げが、価格上昇をもたらしたことを示した。Harasztosi and Lindner (2019)は、2000-2004年にかけてのハンガリーの最低賃金引上げは、企業収益を低下させることなく価格転嫁や労働の資本代替によって対応されたことを示した（ほか、労働の資本代替は、消費者への価格転嫁が難しい企業ほど大きいことを明らかにしている）。Link(2019)は、2015, 2016年のドイツの最低賃金引上げに対して、企業は雇用削減ではなく価格転嫁で対応したことを示した。加えて、企業を取り巻く生産物市場や労働市場の環境によって、企業の価格転嫁の度合いが変化することを示した。

### （労働生産性への影響）

上記企業収益（、製品・サービス価格）への影響の他、企業は最低賃金の上昇に対応するため、業務の再編成や、より高い業績基準の設定などによって、労働者に対して効率性を要求する可能性があり、結果として労働生産性向上をもたらす可能性も指摘されている<sup>11</sup>。例えば、Bassanini and Venn(2007)は、1979-2003年のOECD加盟11ヶ国における各産業のパネルデータから、最低賃金の上昇が労働生産性を向上させるとの結果を示した。他方で、こうした可能性には否定的な見方もある。森川(2019)は2001-2016年の企業活動基本調査のデータを用い、最低賃金と、①都道府県レベルの労働生産性、②企業レベルの労働生産性及びTFPの相関を推計したところ、都道府県については、最賃と生産性の相関は有意でなく、企業レベルでは、最賃と労働生産性は負で有意（10%水準）、TFPは有意でないとの結果を示している。

以上、既往の研究事例等を踏まえれば、最低賃金引上げの影響は、各国、各産業、各年によって様々であり、生産物市場や労働市場の状況に左右される。

日本における最低賃金引上げは、第1節で述べた通り、現在も議論を呼んでいるところだが、これまでの日本の最低賃金引上げの影響分析では、有効求人倍率の高まりが顕著な2013年以降のデータを取り込んだ分析がほとんど実施されていない。また、Harasztosi and Lindner(2019)やLink(2019)が指摘している通り、産業や地域によって、企業を取り巻く生産物市場・労働市場の状況は異なり、結果として、最低賃金引上げの影響も産業や地域によって様々であることも予想されるが、そうした分析についても実施されていない。

このため本稿では、利用可能な最新年のデータまで含み、かつ、業種×地域のクロスセクションを構成するパネルデータを活用し、最低賃金引き上げの雇用・企業収益・労働生産性への影響を分析する。

---

<sup>11</sup> Hirsch, Kaufman, and Zelenska(2011)

### 3. 分析手法

本稿の分析では、平均的な賃金水準が大企業より相対的に低く、最低賃金引上げによる影響を直接的に受けやすい中小企業を分析の対象とする。このため、CRD（クレジット・リスク・データベース）<sup>12</sup>の中小企業の財務情報をパネルデータ構築に用いた。各年のデータ提供企業数は100万社前後ある。企業の従業員数は27人以下（中央値7.5人）となっている（図表2）。

同財務情報のうち、雇用の代理変数として従業員数<sup>13</sup>を、企業収益の代理変数として付加価値額（および経常利益）を、労働生産性の代理変数として付加価値額を従業員数で除した数値を用いた。

今回は長期の時系列データセット（2005-2017年）を構築するため、企業レベルの従業員数、付加価値額、労働生産性ではなく、業種別・地域別で中央値をとった従業員数、付加価値額、労働生産性を用いた。この平均化により、パネルデータのメッシュ数は13業種×47都道府県×13年間の7943となる。

業種は、日本標準産業分類において定められる大分類19業種のうち、以下13業種を分析対象とした<sup>14</sup>。

- 1 鉱業，採石業，砂利採取業
- 2 建設業
- 3 製造業
- 4 情報通信業
- 5 運輸業，郵便業
- 6 卸売業，小売業
- 7 不動産業，物品賃貸業
- 8 学術研究，専門・技術サービス業
- 9 宿泊業，飲食サービス業
- 10 生活関連サービス業，娯楽業
- 11 教育，学習支援業

---

<sup>12</sup> 全国の信用保証協会、政府系金融機関、民間金融機関、格付け機関等が有する中小企業の財務情報等をデータベース化し、中小企業の信用リスクの定量的評価等を行うシステム。

<sup>13</sup> CRD協会は、中小企業基本法における「常時使用する従業員」を「従業員」と定義している。中小企業基本法上の「常時使用する従業員」とは、労働基準法第20条の規定に基づく、解雇の予告を必要とする者を従業員と解される。パート、アルバイト、派遣社員、契約社員、非正規社員及び出向者が「従業員」に含まれるかどうかについては、所定の期間を超えて引き続き使用されたか否かによって個別に判断される。また、会社役員及び個人事業主は、解雇の予告を必要とする者に該当しないため、中小企業基本法上の「常時使用する従業員」には該当しない。

<sup>14</sup> 19業種のうち「農業」、「漁業」については、就業者の中でも自営業主・家族従事者が太宗を占め、「電気・ガス・熱供給・水道業」は、CRDデータの欠落が多い、継続してデータ提供した企業の割合が少ない、外れ値が多くみられる、「金融、保険業」、「複合サービス事業」、「公務（他に分類されるものを除く）」については集計企業数が少ない点から、分析対象から外している。

- 12 医療, 福祉
- 13 サービス業 (他に分類されないもの)

なお、13 業種×47 都道府県の各メッシュにおいては、平均して 57.8%の企業が、5 期以上継続した財務指標データを提供しており、時系列データとしての安定性も維持されている。

パネルデータ中の最低賃金データは厚生労働省が公表している各年の地域別 (都道府県別) 最低賃金額<sup>15</sup>である。

分析では、被説明変数として、従業員数、付加価値額、経常利益、総人件費、労働生産性それぞれのパネルを 13 業種×47 都道府県×13 年で構築した。推計では、t 年の被説明変数に対する説明変数として、t-1 年, t-2 年, t-3 年<sup>16</sup>の地域別最低賃金額を用いた。その他、景気変動の制御変数として、都道府県別失業率、都道府県別トレンド項を用い、人口動態の制御変数として、都道府県別総人口を、2012-2014 年にかけての団塊の世代の退職の影響の制御変数として、60-64 歳の就業者数を用いた。推計式は Dube (2010) の地域別トレンドをコントロール変数とする定式化を参照し、以下をベースとして、説明変数の組み合わせに応じ複数のモデルを用いて推計している<sup>17</sup>。

$$\begin{aligned} \ln(\text{dep. var}_{(i,t)}) = & \alpha + \sum_{k=1}^3 \beta_k \cdot \ln(\text{MW}_{(i,t-k)}) + \gamma \cdot u_{(i,t)} \\ & + \sum_l \sum_{pref} \theta_{(pref,l)} (\text{trend}_{(t)})^l \times D_{pref} + \eta \cdot \ln(\text{pop}_{(i,t)}) \\ & + \zeta \cdot \ln(e_{(t)}) + X_i + \varepsilon_{(i,t)} \end{aligned} \quad (1)$$

t は年を表しており、t={2005, 2006, ..., 2017} の 13 年、i は 47 都道府県×13 業種毎に割り振られたサンプルコード (全 611 種)、 $\ln(\text{dep. var}_{(i,t)})$  は従業員数、付加価値額、経常利益、総人件費、労働生産性のいずれかの対数値、 $\ln(\text{MW}_{(i,t-k)})$  はサンプル i が属する都道府県の最低賃金額の対数値、 $u_{(i,t)}$  はサンプル i が属する都道府県の失業率<sup>18</sup>、 $\ln(\text{pop}_{(i,t)})$  は i が属する都道府県別総人口の対数値<sup>19</sup>、 $\ln(e_{(t)})$  は 60-64 歳の就業者数の対数値<sup>20</sup>、 $\text{trend}_{(t)}$  はトレンド項、 $D_{pref}$  は都道府県ダミー、 $X_i$  はサンプルの固定効果、 $\alpha$  は定数項、 $\beta_k$  は t-k 年の最低賃金引上げによる t 年の従業員数 (または付加価値額、経常利益、総人件費、労働生産性) に対する弾性値、 $\gamma$  は失業率の回帰係数、 $\eta$  は総人口の回帰係数、 $\zeta$  は 60-64 歳の就

<sup>15</sup> 原則、業種によらず、都道府県毎に最低賃金が定められている。ただし、一部の業種で特定最低賃金が適用される製造業や小売業はこの限りではない。しかしながら、これらは時系列データを取得することが困難であったため、本論では全ての業種が都道府県別最低賃金を採用しているとの仮定を置き、分析をしている。

<sup>16</sup> 最低賃金の改定は各年の 10 月以後であるため、改定の影響が生じるのは少なくとも翌年以降と想定した。

<sup>17</sup> なお、最低賃金のパネルデータ分析では、差分で分析を実施する例もある (樋口 (2013))。そこで、式 (1) の被説明変数・最低賃金を対数差分、失業率を差分として推計をしたところ、各係数の正負と有意性に違いは見られなかった。

<sup>18</sup> 総務省「労働力調査」モデル推計値。

<sup>19</sup> 総務省「社会・人口統計体系」より。

<sup>20</sup> 総務省「労働力調査」長期時系列表より。

業者数の対数値の回帰係数、 $\theta_{(pref, l)}$ は1次のトレンド項の回帰係数である。

式(1)では、サンプル全体の傾向を捉えた弾性値 $\beta_k$ が推計されるが、これに加えて、式(2)(3)の通り、業種ダミー $D_{indus}$ 及び地域ダミー $D_{rank}$ を追加することで、業種毎、地域毎の最低賃金引上げの弾性値を推計した。

$$\begin{aligned} \ln(\text{dep. var}_{(i,t)}) = & \alpha + \sum_{k=1}^3 \sum_{indus} \beta_{(indus,k)} \text{Ln}(MW_{(i,t-k)}) \times D_{indus} + \gamma \cdot u_{(i,t)} \\ & + \sum_{l=1}^4 \sum_{pref} \theta_{(pref,l)} (\text{trend}_{(t)})^l \times D_{pref} + \eta \cdot \ln(\text{pop}_{(i,t)}) \\ & + \zeta \cdot \ln(e_{(t)}) + X_i + \varepsilon_{(i,t)} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \ln(\text{dep. var}_{(i,t)}) = & \alpha + \sum_{k=1}^3 \sum_{rank} \beta_{(rank,k)} \text{Ln}(MW_{(i,t-k)}) \times D_{rank} + \gamma \cdot u_{(i,t)} \\ & + \sum_{l=1}^4 \sum_{pref} \theta_{(pref,l)} (\text{trend}_{(t)})^l \times D_{pref} + \eta \cdot \ln(\text{pop}_{(i,t)}) \\ & + \zeta \cdot \ln(e_{(t)}) + X_i + \varepsilon_{(i,t)} \end{aligned} \quad (3)$$

$indus=\{1, 2, 3, \dots, 13\}$ であり、例えば、 $D_3$ は、サンプルが製造業( $indus=3$ )であれば1、それ以外であれば0をとる変数である。 $rank=\{A, B, C, D\}$ であり、例えば、 $D_C$ は、サンプルがCランク<sup>21</sup>の地域に属する場合に1となり、それ以外は0となる変数である。

なお、従業員数、付加価値額、労働生産性それぞれの被説明変数に対する地域別最低賃金の弾性値を推計する際は、上記固定効果法による推計に加えて、ランダム効果法、Pooling最小二乗法も実施したが、F検定、BP検定、Hausman検定を通じた結果、全ての推計で固定効果法が採用されている。

---

<sup>21</sup>中央最低賃金審議会が定める都道府県毎のランク。各都道府県の所得・消費・給与・企業経営に関する諸指標を総合化した指数を、各都道府県の経済実態とみなし、この指数に基づき各ランクへの振り分けを行うこととしている。現在A, B, C, Dの4つのランクに分けられており、D→C→B→Aの順で、経済実態が相対的に良いことを示しているほか、審議会が提示する各地域の目安額が大きくなる。A, Bランクは都市または都市近郊の都道府県が属し、C, Dランクは地方の道県が属する傾向にある。

## 4. 分析結果

図表3では、式(1)に基づく分析結果を示した。推計はk年前の最低賃金、トレンド項の次数、トレンド項以外の制御変数の有無の組み合わせによって12通りに分け、それぞれの結果を示している。

被説明変数を従業員数としたパネル（図表3（1））では、既存研究での指摘と同様、推計方法により最低賃金引上げの弾性値にかなりのばらつきがあり、その値については幅を持ってみる必要がある。しかしながら、少なくとも負の弾性値が顕著にみられるといったことはなく、寧ろ正の値を示す推計結果が多い。

このような推計結果が示される理由として、従来日本の労働市場は労働者の移動コストの高さから買い手独占的である可能性に加え、近年の日本では、定年退職した高齢者や専業主婦など従来は非労働力人口であった人々が新たに就業していく傾向にあるが、こうした人々の労働供給の賃金弾力性が高ければ、わずかな賃金上昇に労働供給が大きく反応し、これを製造業やサービス産業などの部門が吸収した可能性が考えられる（業種別の推計結果において後述）。

被説明変数を付加価値額としたパネル（図表3（2））でも、推計方法により最低賃金引上げの弾性値にばらつきがあり、その値については幅を持ってみる必要があるものの、1年前の最低賃金引上げは概ね負または有意な値でない弾性値を示し、3年前の引き上げは正の弾性値を示した推計結果が多い。最低賃金引上げは、短期的には付加価値額へ影響を与えないまたは負の影響を示すが、中長期的には付加価値額を増加させる効果がある。この傾向の背景となる要因を分析するためには、付加価値額の主な構成要素である経常利益と総人件費に対する最低賃金引上げの弾性値をみる必要がある（図表3（3）、3（4））。

まず、1-2年前の最低賃金引上げは、経常利益に対して、概ね負の弾性値を示しており、企業の利潤減に結びついているとみられる<sup>22</sup>。一方で、3年前の引き上げは正の弾性値を示しており、中長期的には利潤減を軽減ないし、取り戻しているものとみられる。この要因として、Harasztosi and Lindner (2019)やLink(2019)が示している通り、企業が最低賃金引上げの負担増を製品・サービス価格へと転嫁することなどが考えられる<sup>23</sup>。最低賃金引上げの総人件費に対する弾性値は、引き上げ年によらず概ね正である。よって、最低賃金引上げは、短期的は利潤減の圧力となり、付加価値額を押し下げる要因となりうるものの、その後価格転嫁等の経路を通じて利潤減の度合いが軽減または取り戻され、人件費増とあいまって、中長期的には付加価値額増に結びつくと考えられる。

被説明変数を中小企業の労働生産性（従業員1人当たりの付加価値額）（図表3（5））としたパネルでは、1年前の最低賃金引上げの弾性値は負または有意でない（影響がみられない）結果となった。この結果は森川（2019）と一致する。前述した通り、最低賃金引上げは

<sup>22</sup> これはDraca(2011)の結果と一致する。

<sup>23</sup> 本稿で検証することはできないが、Schmitt(2013)で論じられているように、企業内雇用配置の再調整、TFPなど効率性の追求、労働者の意欲向上による能率化、最賃増による労働者の消費増等を要因として収益が増大する経路も可能性として挙げられる。

従業員数へ影響がない（またはわずかに従業員数増をもたらす）一方、短期的には付加価値額に対して負の弾性値を有するため、労働生産性に対しても弾性値が負となる。他方で、3年前の引き上げの弾性値は正に有意となる結果が多くみられる。これも前述の通り、中長期的には最低賃金引上げの付加価値額への弾性値が正となるため、労働生産性への弾性値も正となる。

### （業種別の効果）

図表4では、式(2)に基づく分析結果を示した。なお、前節の式(1)に基づく分析では、制御変数の組み合わせによって12通りの推計式における結果を示したが、本節では失業率、4次項までのトレンド、総人口、60-64歳の就業者数全ての制御変数を加えたモデル式(2)（図表3の⑫に業種別交差項を加えたモデル）に基づく分析結果を示している<sup>24</sup>。

まず、被説明変数を従業員数としたパネル（図表4（1））では、多くの業種において、最低賃金引上げの弾性値は有意に認められなかったものの、正を示した。加えて、製造業では1年前の最低賃金引上げが、医療・福祉では2年前の引上げが、宿泊業・飲食サービス業では3年前の引き上げが、それぞれ1%有意水準の正の弾性値が示された。このことは、近年の日本において、程度の差はあれ、どの業種も労働市場が買い手独占的である可能性を示しており、特に製造業、医療・福祉、宿泊業・飲食サービス業においてその傾向が顕著であることが考えられる。これらの業種は一般的に、最低賃金近傍で働く労働者の割合が多い業種であり<sup>25</sup>、非熟練労働者でも参入しやすい業務が多いことから、労働供給の増加に応じて雇用が増加した可能性がある。

被説明変数を付加価値額としたパネル（図表4（2））では、宿泊業・飲食サービス業、生活関連サービス業・娯楽業、教育・学習支援業、医療・福祉において、1年前の最低賃金の引上げが（有意でないものの）負の弾性値を示していることがわかる（2年前、3年前の引き上げの弾性値は正であり、中長期的には付加価値額へのマイナスの影響が相殺される傾向が示唆された）。他方で、建設業、製造業、運輸業・郵便業、不動産業・物品賃貸業については、1年前の引き上げが1%有意水準の正の弾性値を示している。宿泊業・飲食サービス業、生活関連サービス業・娯楽業、教育・学習支援業、医療・福祉といった業種は、そのサービス需要に占める家計最終消費または一般政府消費支出の割合が大きい業種<sup>26</sup>である。こうした業種は、最低賃金引上げの負担をサービス価格へと転嫁する速度が遅く<sup>27</sup>、結果と

<sup>24</sup> モデルの選択については議論があるが、上述のとおり Neumark(2017)は推計モデルに地域別トレンドや人口動態を始めとする多様なコントロールを追加することが有益である可能性を示唆していることも踏まえ、⑫のモデル式を採用した。

<sup>25</sup> 例えば、第2回 中小企業・小規模事業者の最低賃金引上げカワーキンググループの厚労省提出資料（平成30年3月）参照のこと。

<sup>26</sup> 例えば、平成27年産業連関表の取引基本表をみると、これらの業種の需要に占める家計最終消費支出と一般政府消費支出の占める割合は60%を超える。他方で、後述の建設業、製造業、運輸業・郵便業については、その値は30%を下回り、対事業者向け取引が多い業種である。

<sup>27</sup> 例えば、経済産業省「消費税の転嫁状況に関するモニタリング調査（6月調査）の結果について」

して付加価値額への弾性値が小さくなる傾向となっている可能性がある。1-3年前の最低賃金引上げの弾性値のうち1%有意水準であったものを総和する( $\beta^s_{(indus, t-1)} + \beta^s_{(indus, t-2)} + \beta^s_{(indus, t-3)}$ )と、学術研究・専門・技術サービス業<sup>28</sup>、建設業、運輸・郵便業、製造業の順で大きい。学術研究・専門・技術サービスは、提供する製品・サービスが比較的高度であり、生産財・サービス市場における価格決定力を有しているほか、生産に従事する労働力の資本代替が相対的に困難な業種であると考えられ、最低賃金の引上げの負担増が製品・サービス価格へと転嫁されやすい可能性がある。建設業については、公共事業の設計労務単価が近年引き上げ傾向にあり、運輸・郵便業や製造業についても、昨今、人員確保のための労務費上昇に伴う運送料値上げや親事業者との取引適正化が比較的進展していることなどもあり、最低賃金引上げを受けても、価格転嫁を実施することで、収益維持・総人件費増(付加価値額増)につなげていることを示している可能性がある。

“ $\beta^s_{(indus, t-1)} + \beta^s_{(indus, t-2)} + \beta^s_{(indus, t-3)}$ ”が最も小さかった業種は医療・福祉であった。医療・福祉業については、サービス価格は一般的に公定価格であり、事業者の一存で価格転嫁できない背景がある。これらの業種はDraca(2011)で示されているように、最低賃金引上げを企業の利潤減として受け入れている可能性がある。

被説明変数を労働生産性(従業員1人当たりの付加価値額)としたパネル(図表4(3))における1%有意水準の弾性値をみると、1年前の最低賃金引上げに対して正の弾性値を示したのは、建設業、製造業、運輸・郵便業、不動産業・物品賃貸業であり、これは付加価値額のパネルの結果と同様である。“ $\beta^s_{(indus, t-1)} + \beta^s_{(indus, t-2)} + \beta^s_{(indus, t-3)}$ ”をみると、付加価値額のパネルの結果と類似しており、学術研究・専門・技術サービス業、運輸・郵便業、建設業が大きい値を示す。製造業の値が比較的小さいのは、製造業は従業員数への弾性値も有意に正となることが要因として考えられる。医療・福祉業は負の値を示しており、この業種においては最低賃金引上げの付加価値額増の効果を、従業員増の効果が上回った可能性がある。

### (地域別の効果)

図表5では、式(3)に基づく分析結果を示した。ここでも、業種別分析と同様の考え方に基づき、失業率、4次項までのトレンド、総人口、60-64歳の就業者数全ての制御変数を加えたモデル式(3)(図表3の⑫に地域別交差項を加えたモデル)に基づく分析結果を示している。

被説明変数を従業員数としたパネルでは、A,B,Cランクの地域において、最低賃金引上げの弾性値は有意に認められなかったものの、Dランクの地域のみ2年前の最低賃金引上げが

---

(令和元年8月)においては、事業者間取引(BtoB)よりも消費者向け取引(BtoC)において消費税率引上げの価格転嫁状況が悪く、業種別ではサービス業の価格転嫁状況が悪いことがわかる。消費者向け取引(BtoC)においては、「価格転嫁できていない理由」として「景気が回復しておらず、また消費者の財布のひもが固いため」とする回答割合が最も高い。また、医療・福祉業のサービス価格は一般的に公定価格であり、事業者の一存で価格転嫁できない背景がある。

<sup>28</sup> 法律サービスや経営コンサル業、広告業、専門研究機関等、高度の知識・技能が必要な業種。

1%水準で有意な弾性値を示した。他方で、Aランクの地域では、有意でないものの、1年前・2年前の引き上げが負の弾性値を示している。近年の一般的な傾向として、地方は都市部と比較して有効求人倍率が低く、Dランクの地域は、相対的に労働市場が買い手独占的、逆にAランクの地域は相対的に労働市場が競争的であり、今回の結果はそうした状況が反映されている可能性がある。

被説明変数を付加価値額としたパネルでは、Dランクの地域において1年前の最低賃金引き上げから3年前の引き上げに至るまで、1%有意水準で正の弾性値が見られた。Link(2019)は、最低賃金引き上げを受けた企業の生産物市場が非競争的であるほど、その負担を商品・サービス価格へと転嫁させる傾向にあることを示している。産業集積の度合いが相対的に低く、ローカルな市場を相手にしているDランクでは、企業は相対的に価格転嫁しやすい市場にいると思われ、そうした要因が今回の結果に反映されている可能性がある。付加価値額に対する1%有意水準での正の弾性値はAランクにおいて2年前、3年前の最低賃金引き上げでも見られる。この結果については、今後さらに詳細な検証が必要である。

被説明変数を労働生産性（従業員1人当たりの付加価値額）としたパネルでは、Dランクにおいて1年前と3年前の最低賃金引き上げが1%有意水準で正の弾性値を示している。先述した通り、Dランクにおける2年前の最低賃金引き上げが従業員数に正の弾性値を示し、1-3年前の引き上げが付加価値額に正の弾性値を示している。結果については幅をもってみる必要があるが、Dランクでは最低賃金引き上げの付加価値額増の効果が従業員数増の効果を上回り、結果的に労働生産性にはプラスとなった可能性がある。

## 5. 結論

本稿では、CRD の中長期（2005-2017 年）にわたる中小企業財務データを用いてパネルデータを構築し、最低賃金引上げの中小企業の従業員数・付加価値額・労働生産性への弾性値を推計した。

最低賃金引上げの従業員数への弾性値は明確な負の値を示さず、寧ろ正の効果を示す業種・地域がみられた。このことは、近年の日本の労働市場が買い手独占的である可能性を示しているほか、高齢者や女性などの新たな労働参加が進む日本においては、最低賃金の引上げはそうした動きにプラスに機能する可能性があることを示している。

最低賃金引上げの付加価値額への弾性値は、短期的には負を示すが、中長期的には正となり、単純に企業収益を低下させるといった結論に収まらない。業種別・地域別にみると、付加価値額増への効果は異質性があることが確認された。既存研究や、本稿で分析対象とした業種・地域の一般的な特色を踏まえれば、その異質性は、業種・地域を取り巻く生産物市場の競争状況を由来としている可能性がある。例えば、生産物市場において価格決定力があり、最低賃金引上げの人件費増を価格へと転嫁しやすい業種については、最低賃金引き上げが付加価値額増につながる可能性がある。

最低賃金引上げの労働生産性への弾性値についても、付加価値額への弾性値の結果同様、業種・地域によって異なる。基本的に、付加価値額と同様の異質性を有するが、最低賃金の引上げによって従業員が増加しやすい業種では、労働生産性への弾性値が小さくなる。例えば、労働市場が買い手独占的であり、最低賃金引上げが従業員増につながりやすい一方で、製品市場で価格決定力のない業種では、労働生産性増への効果は期待しにくい。より広い業種・地域において、最低賃金を引き上げてもなお、付加価値額増・労働生産性向上を実現していくためには、労務費上昇の価格への転嫁や業務効率向上を構造的に実施しにくい業種・地域を特定するなどした上で、特にそうした業種・地域が価格転嫁や業務効率向上に対応しやすい環境整備を実施していくことが、引き続き求められる。今回示した業種別・地域別の付加価値額・労働生産性への弾性値の異質性は、最低賃金引上げに向けて、どの業種・地域に構造的課題があるかを考える上での一助となろう。

なお、本稿の推計結果は、都道府県×産業別のメッシュで中央値を取った中小企業データによって構築したパネルデータに基づくものである。今後、より精緻な結果が必要となる場合には、企業レベルの個票による分析や、より細分化した業種・地域での分析が求められる。また、企業を取り巻く生産物市場や労働市場の状況を制御した上での分析や、価格転嫁やTFP への影響を直接的に分析することも課題となる。雇用への影響については、労働者の年齢や性別、技能習熟度、雇用形態、最低賃金近傍で働いているか等、各属性に分けて分析する必要もある。

## 6. 参考文献

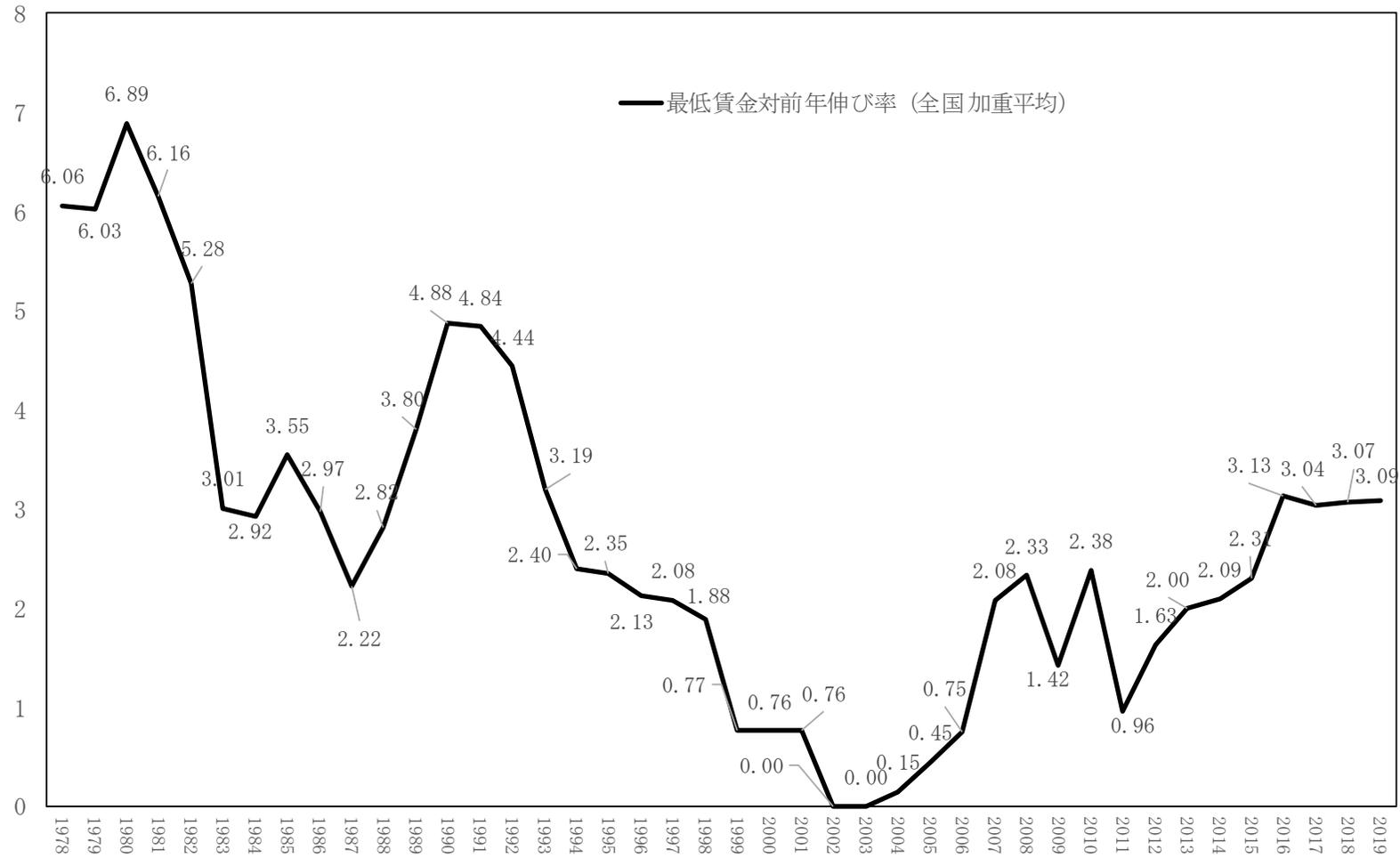
1. J. Schmitt (2013) ” Why Does the Minimum Wage Have No Discernible Effect on Employment?” Center for Economic and Policy Research
2. 鶴光太郎(2013) 「最低賃金の労働市場・経済への影響 - 諸外国の研究から得られる鳥瞰図的な視点 - 」『RIETI Policy Discussion Paper Series 13-J-008』
3. 大竹文雄(2013) 「最低賃金と貧困対策」『RIETI Policy Discussion Paper Series 13-J-014』
4. D. Card and A. 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.
5. A. Dube, T. W. Lester and M. Reich (2010)” Minimum Wage Effects Across State Borders: Estimates Using Contiguous Counties”, Review of Economics and Statistics, Vol.92, no. 4, pp.945-964.
6. H. Doucouliagos and T. D. Stanley (2009) “Publication Selection Bias in Minimum-Wage Research? A Meta-Regression Analysis.” British Journal of Industrial Relations, vol. 47, no. 2, pp. 406-428.
7. D. Neumark and W. Wascher (2008) Minimum Wages. Cambridge, MA: The MIT Press.
8. D. Neumark (2017) “THE EMPLOYMENT EFFECTS OF MINIMUM WAGES: SOME QUESTIONS WE NEED TO ANSWER” NBER Working Paper, No 23584.
8. Low Pay Commission (2020)” Low Pay Commission Report 2019”
9. S. Link, (2019)” The price and employment response of firms to the introduction of minimum wages” CESifo Working Paper, No. 7575, Center for Economic Studies and Ifo Institute, Munich.
10. 樋口美雄・佐藤一磨・小林徹(2011) 「最低賃金引き上げの経済効果：パネルデータによる分析」KEIO/KYOTO GLOBAL COE DISCUSSION PAPER SERIES DP2011-025.
11. 川口大司 森悠子(2013) 「最低賃金と若年雇用：2007 年最低賃金法改正の影響」『RIETI

Policy Discussion Paper Series 13-J-009』

12. H. Okudaira, M. Takizawa and K. Yamanouchi (2019) "Minimum Wage Effects Across Heterogeneous Markets" *Labor Economics*, 59, pp110-122.
13. M. Draca, S. Machin and J. V. Reenen (2011) "Minimum Wages and Firm Profitability," *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 3, iss. 1, pp.129-151.
14. Aaronson, French, and MacDonald (2008) " The Minimum Wage, Restaurant Prices, and Labor Market Structure" *J. Human Resources Summer*, vol. 43, no. 3, pp688-720.
15. Harasztosi and Lindner (2019) " Who Pays for the Minimum Wage?" *American Economic Review*, vol. 109, no. 8, pp. 2693-2727.
16. Kaufman, Bruce E., Zelenska, Tetyana (2011) "Minimum wage channels of adjustment" , *IZA Discussion Papers*, No. 6132.
17. A. Bassanini and D. Venn (2007) " Assessing the Impact of Labour Market Policies on Productivity: A Difference-in-Differences Approach" *OECD Social, Employment and Migration Working Papers* No. 54.
18. 森川 正之(2019) 「最低賃金と生産性」『RIETI Policy Discussion Paper Series 19-P-012』

図表

図表 1 最低賃金の伸び率推移



(資料) 厚生労働省「毎月勤労統計調査」、中央最低賃金審議会資料より作成。

図表2 要約統計量

	単位	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
従業員数	人	7,766	7.50	3.78	2	27
付加価値額	千円	7,778	21,145	20197	908	243,453
経常利益	千円	7,737	754	1042	-3,327	19,015
総人件費	千円	7,412	27,122	16246	3,494	150,849
労働生産性	千円/人	7,802	2,840	1599	209	10,742
最低賃金額	円	7,943	700	63.6	608	958
都道府県別失業率	%	7,943	3.75	1.04	1.1	7.9
都道府県別人口	千人	7,943	2,715	2655	565	13,724
60-64歳の就業者数	千人	7,943	528	53.9	427	605
対数						
従業員数		7,766	1.89	0.50	0.69	3.30
付加価値額		7,778	9.55	0.96	6.81	12.4
経常利益		7,131	6.30	0.97	0.00	9.85
総人件費		7,412	10.0	0.60	8.16	11.9
労働生産性		7,802	7.75	0.69	5.34	9.28
最低賃金額		7,943	6.55	0.09	6.41	6.86
人口		7,943	7.57	0.76	6.34	9.53
60-64歳の就業者数		7,943	6.26	0.11	6.06	6.41

図表3 (1) 式(1)による推計結果(従業員数を被説明変数としたパネル)

被説明変数 Ln(従業員数)	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫
説明変数 Ln(MW <sub>t-1</sub> )	0.994 *** (0.150)	0.302 (0.212)	1.144 *** (0.235)	-0.619 *** (0.204)	0.239 (0.173)	0.975 *** (0.206)	0.248 (0.319)	0.559 (0.367)	1.021 *** (0.168)	-1.414 *** (0.322)	-0.839 * (0.375)	0.353 (0.589)
Ln(MW <sub>t-2</sub> )					0.527 *** (0.178)	1.194 *** (0.196)	1.128 *** (0.324)	0.854 ** (0.427)	0.473 *** (0.177)	-0.190 (0.258)	0.443 (0.350)	0.707 (0.541)
Ln(MW <sub>t-3</sub> )					1.395 *** (0.200)	1.674 *** (0.185)	1.850 *** (0.249)	0.628 *** (0.303)	0.570 *** (0.213)	0.013 (0.260)	0.725 * (0.310)	0.516 (0.400)
制御変数 u	-0.012 *** (0.003)	0.005 (0.003)	0.004 (0.003)	-0.015 *** (0.003)	0.004 (0.003)	-0.009 * (0.003)	-0.019 *** (0.004)	0.005 (0.005)	-0.014 *** (0.003)	0.006 (0.004)	0.000 (0.005)	0.006 (0.006)
trend 1	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
trend 2		yes	yes	yes		yes	yes	yes		yes	yes	yes
trend 3			yes	yes			yes	yes			yes	yes
trend 4				yes				yes				yes
ln(pop <sub>t</sub> )									0.308528 (1.133)	-1.549 (1.180)	-0.525 (1.086)	-0.599 (0.145)
ln(e <sub>t</sub> )									0.230 *** (0.037)	0.773 *** (0.090)	0.558 *** (0.102)	0.055 (0.130)
FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
a	-4.466 *** (0.963)	-0.041 (1.368)	-5.412 *** (1.510)	6.288 *** (1.312)	-12.049 *** (1.063)	-22.873 *** (2.389)	-19.025 *** (4.910)	-10.316 (6.342)	-15.144 *** (9.400)	19.363 (10.70)	0.481 (11.10)	-3.137 (16.07)
R-sq	0.177	0.230	0.246	0.285	0.229	0.263	0.289	0.307	0.235	0.272	0.291	0.307
Obs	7,168	7,168	7,168	7,168	5,971	5,971	5,971	5,971	5,971	5,971	5,971	5,971

図表3 (2) 式(1)による推計結果(付加価値額を被説明変数としたパネル)

() は標準誤差\*\*\*:p<0.005, \*\*:p<0.01, \*:p<0.05

被説明変数 Ln(付加価値額)	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫
説明変数 Ln(MW <sub>t-1</sub> )	-0.464 (0.300)	-1.419 *** (0.375)	-0.162 (0.250)	-1.254 (0.211)	-0.956 (0.335)	-0.443 (0.266)	0.413 (0.367)	1.209 (0.367)	-0.235 (0.261)	-1.532 *** (0.434)	-0.291 (0.444)	0.913 (0.521)
Ln(MW <sub>t-2</sub> )					0.345 (0.257)	0.350 (0.276)	1.390 (0.399)	1.546 (0.412)	0.021 (0.254)	-0.296 (0.378)	0.878 * (0.430)	1.399 ** (0.497)
Ln(MW <sub>t-3</sub> )					1.059 (0.319)	1.758 *** (0.260)	2.499 (0.297)	1.846 (0.284)	-0.238 (0.329)	0.871 * (0.357)	1.755 *** (0.350)	1.822 *** (0.362)
制御変数 u	-0.057 *** (0.006)	-0.021 *** (0.005)	-0.022 (0.004)	-0.032 (0.004)	-0.033 (0.006)	-0.027 *** (0.005)	-0.019 (0.005)	0.009 (0.005)	-0.052 *** (0.006)	-0.016 ** (0.006)	-0.007 (0.006)	0.007 (0.005)
trend 1	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
trend 2		yes	yes	yes		yes	yes	yes		yes	yes	yes
trend 3			yes	yes			yes	yes			yes	yes
trend 4				yes				yes				yes
ln(pop <sub>t</sub> )									-7.58063 *** (1.768)	-8.656 *** (1.739)	-7.125 *** (1.631)	-5.365 *** (1.604)
ln(e <sub>t</sub> )									0.315 *** (0.061)	0.359 *** (0.126)	0.293 ** (0.114)	0.028 (0.144)
FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
a	12.702 *** ( 1.920)	18.760 *** ( 2.414)	10.750 ( 1.607)	18.021 ( 1.375)	6.703 (2.821)	-1.189 (3.722)	-17.947 (5.975)	-18.974 (6.261)	68.270 *** (14.67)	79.412 *** (15.11)	47.169 *** (14.45)	24.530 (14.26)
R-sq	0.281	0.406	0.439	0.462	0.349	0.437	0.467	0.477	0.353	0.439	0.468	0.477
Obs	7,176	7,176	7,176	7176	5,974	5,974	5,974	5,974	5,974	5,974	5,974	5,974

図表3 (3) 式(1)による推計結果(経常利益を被説明変数としたパネル)

( ) は標準誤差\*\*\*:p<0.005,\*\*:p<0.01,\*:p<0.05

被説明変数 Ln(経常利益)	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫
説明変数 Ln(MW <sub>t-1</sub> )	-4.663 *** (0.487)	-14.061 *** (0.857)	-0.734 *** (0.142)	-0.844 *** (0.178)	-2.690 *** (0.748)	-5.315 *** (0.772)	1.070 (1.216)	2.449 (1.577)	-2.797 *** (0.610)	-4.770 *** (1.319)	0.526 (1.446)	6.763 *** (1.912)
Ln(MW <sub>t-2</sub> )					-9.513 *** (1.033)	-11.185 *** (1.181)	-4.108 * (1.689)	-4.743 * (1.940)	-9.845 *** (0.982)	-11.260 *** (1.209)	-4.989 *** (1.523)	-1.365 (2.000)
Ln(MW <sub>t-3</sub> )					5.361 *** (0.723)	5.630 *** (0.719)	9.984 *** (0.100)	7.613 *** (0.918)	4.964 *** (0.922)	5.110 *** (1.227)	9.145 *** (1.440)	10.421 *** (1.323)
制御変数 u	-0.273 *** (0.011)	-0.105 *** (0.013)	0.017 *** (0.002)	-0.023 *** (0.003)	-0.115 *** (0.010)	-0.092 *** (0.019)	-0.044 * (0.019)	0.033 (0.022)	-0.098 *** (0.014)	-0.083 *** (0.020)	-0.039 (0.021)	0.016 (0.024)
trend 1	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
trend 2		yes	yes	yes		yes		yes		yes	yes	yes
trend 3			yes	yes			yes	yes			yes	yes
trend 4				yes				yes				yes
ln(pop <sub>t</sub> )									-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.003 ** (0.001)
ln(e <sub>t</sub> )									0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.002 *** (0.001)
FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
a	36.75 *** ( 3.315)	96.99 *** ( 5.510)	16.23 *** ( 0.914)	13.30 *** ( 1.152)	49.68 *** (5.494)	75.63 *** (8.690)	-37.35 (20.32)	-24.49 (21.27)	63.42 *** (6.139)	85.23 *** (18.89)	-13.59 (23.18)	-82.91 (26.64)
R-sq	0.549	0.567	0.591		0.596	0.604	0.607	0.609	0.597	0.604	0.607	0.609
Obs	6,619	6,619	6,619		5,596	5,596	5,596	5,596	5,596	5,596	5,596	5,596

図表3 (4) 式(1)による推計結果(総人件費を被説明変数としたパネル)

( ) は標準誤差\*\*\*:p<0.005, \*\*:p<0.01, \*:p<0.05

被説明変数 Ln(総人件費)	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫
説明変数 Ln(MW <sub>t-1</sub> )	2.260 *** (0.179)	0.538 ** (0.238)	0.467 (0.252)	-0.571 ** (0.216)	1.910 *** (0.202)	0.559 ** (0.233)	0.331 (0.331)	0.127 (0.390)	1.568 *** (0.191)	-0.690 (0.351)	-0.306 (0.401)	0.647 (0.667)
Ln(MW <sub>t-2</sub> )					0.444 ** (0.204)	0.745 *** (0.218)	0.918 ** (0.332)	0.241 (0.465)	0.543 ** (0.200)	0.022 (0.282)	0.521 (0.365)	0.636 (0.618)
Ln(MW <sub>t-3</sub> )					-0.008 (0.238)	0.858 *** (0.212)	1.415 *** (0.273)	0.145 (0.347)	0.501 (0.261)	0.006 (0.291)	0.758 * (0.332)	0.470 (0.454)
制御変数 u	-0.045 *** (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.014 *** (0.003)	-0.028 *** (0.004)	-0.010 ** (0.004)	-0.005 (0.005)	0.006 (0.005)	-0.021 *** (0.004)	-0.002 (0.004)	0.006 (0.006)	0.003 (0.006)
trend 1	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
trend 2		yes	yes	yes		yes	yes	yes		yes	yes	yes
trend 3			yes	yes			yes	yes			yes	yes
trend 4				yes				yes				yes
ln(pop <sub>t</sub> )									2.015 (1.336)	-0.003 (1.325)	-0.1289 (1.228)	0.030 (1.526)
ln(e <sub>t</sub> )									-0.128 *** (0.044)	0.402 *** (0.096)	0.332 *** (0.112)	-0.155 (0.155)
FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
a	-4.287 *** (1.149)	6.725 *** (1.536)	7.189 *** (1.672)	14.05 *** (1.391)	-4.944 *** (1.896)	-3.717 (2.794)	-6.927 (5.074)	7.600 (6.967)	-21.247 * (11.11)	12.13 *** (11.91)	3.08 (12.31)	0.379 (17.63)
R-sq	0.172	0.231	0.246	0.269	0.188	0.236	0.254	0.268	0.189	0.238	0.254	0.268
Obs	6,845	6,845	6,845	6,845	5,713	5,713	5,713	5,713	5,713	5,713	5,713	5,713

図表3 (5) 式(1)による推計結果(労働生産性を被説明変数としたパネル)

( ) は標準誤差\*\*\*:p<0.005, \*\*:p<0.01, \*:p<0.05

被説明変数 Ln(労働生産性)	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫
説明変数 Ln(MW <sub>t-1</sub> )		-0.638 (0.323)	-0.629 (0.215)	-0.844 (0.178)	-0.540 (0.283)	-0.540 * (0.242)	0.172 (0.298)	0.460 (0.338)	-0.262 (0.235)	-0.363 (0.357)	0.028 (0.342)	0.685 (0.481)
Ln(MW <sub>t-2</sub> )					0.025 (0.916)	-0.309 (0.252)	0.338 (0.310)	-0.044 (0.375)	-0.241 (0.231)	-0.220 (0.341)	0.166 (0.324)	0.200 (0.463)
Ln(MW <sub>t-3</sub> )					-0.100 (0.716)	0.493 * (0.222)	0.970 (0.230)	0.190 (0.238)	-0.875 (0.276)	0.482 (0.324)	0.810 *** (0.256)	0.486 (0.313)
制御変数 u		-0.029 (0.004)	-0.026 (0.003)	-0.023 (0.003)	-0.034 (0.005)	-0.021 *** (0.004)	-0.008 (0.005)	0.011 (0.005)	-0.037 *** (0.005)	-0.018 *** (0.005)	0.006 (0.006)	0.007 (0.005)
trend 1		yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
trend 2		yes	yes	yes		yes	yes	yes		yes	yes	yes
trend 3			yes	yes			yes	yes			yes	yes
trend 4				yes				yes				yes
ln(pop <sub>t</sub> )									-6.970 *** (1.497)	-7.931 *** (1.324)	-8.557 *** (1.160)	-5.122 (1.417)
ln(e <sub>t</sub> )									0.175 *** (0.052)	-0.050 (0.112)	-0.014 (0.095)	-0.125 (0.127)
FE		yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
a		11.961 (2.078)	11.906 (1.387)	13.304 (1.152)	11.809 (2.299)	10.090 *** (3.297)	-1.555 (4.550)	4.598 (5.560)	68.65 (12.45)	69.01 *** (11.76)	66.58 *** (10.39)	39.28 (13.11)
R-sq		0.395	0.424	0.445	0.309	0.406	0.436	0.447	0.313	0.409	0.438	0.447
Obs		7,200	7,200	7,200	5,995	5,995	5,995	5,995	5,995	5,995	5,995	5,995

図表4 (1) 式(2)による推計結果(従業員数を被説明変数としたパネル)

( ) は標準誤差。 \*\*:p<0.005, \*:p<0.01。  $\beta^s$  は1%有意水準を満たした係数。

	$\beta_{(indus, t-1)}$	$\beta_{(indus, t-2)}$	$\beta_{(indus, t-3)}$	$\beta^s_{(indus, t-1)} + \beta^s_{(indus, t-2)} + \beta^s_{(indus, t-3)}$
ln(従業員数)				
鉱業, 採石業, 砂利採取業	1.17 (1.12)	0.22 (0.97)	0.23 (1.14)	
建設業	0.39 (0.78)	0.61 (0.61)	0.33 (0.58)	
製造業	2.26 (0.77) **	-0.14 (0.64)	-0.10 (0.57)	2.26
情報通信業	-0.41 (0.93)	1.16 (0.79)	0.38 (0.61)	
運輸業, 郵便業	1.33 (0.75)	0.00 (0.60)	0.64 (0.54)	
卸売業, 小売業	0.95 (0.76)	0.23 (0.70)	0.24 (0.56)	
不動産業, 物品賃貸業	1.18 (1.00)	0.26 (0.88)	-1.16 (0.68)	
学術研究, 専門・技術サービス業	0.39 (0.78)	0.16 (0.75)	1.23 (0.70)	
宿泊業, 飲食サービス業	-0.08 (0.79)	0.62 (0.76)	1.88 (0.58) **	1.88
生活関連サービス業, 娯楽業	-1.24 (0.77)	1.30 (0.69)	1.19 (0.61)	
教育, 学習支援業	-1.45 (1.41)	2.26 (1.00)	1.28 (1.16)	
医療, 福祉	0.29 (0.84)	1.82 (0.67) *	-0.03 (0.56)	1.82
サービス業(他に分類されないもの)	-0.01 (0.74)	0.72 (0.69)	0.71 (0.55)	

図表4 (2) 式(2)による推計結果(付加価値額を被説明変数としたパネル)

()は標準誤差。\*\*:p<0.005,\*:p<0.01。 $\beta^s$ は1%有意水準を満たした係数

	$\beta_{(indus, t-1)}$	$\beta_{(indus, t-2)}$	$\beta_{(indus, t-3)}$	$\beta^s_{(indus, t-1)} + \beta^s_{(indus, t-2)} + \beta^s_{(indus, t-3)}$
ln(付加価値額)				
鉱業, 採石業, 砂利採取業	3.17 (1.80)	0.26 (1.46)	1.68 (1.65)	
建設業	2.66 (0.88) **	-1.08 (0.72)	4.53 (0.76) **	7.18
製造業	4.06 (0.85) **	-0.99 (0.62)	1.74 (0.60) **	5.80
情報通信業	0.15 (1.13)	0.93 (0.91)	2.78 (0.90) **	2.78
運輸業, 郵便業	5.81 (0.94) **	0.63 (0.69)	-0.91 (0.65)	5.81
卸売業, 小売業	0.77 (0.74)	1.77 (0.56) **	1.68 (0.53) **	3.45
不動産業, 物品賃貸業	3.30 (0.82) **	0.21 (0.62)	-0.60 (0.63)	3.30
学術研究, 専門・技術サービス業	-1.32 (0.95)	3.01 (0.84) **	4.38 (0.83) **	7.39
宿泊業, 飲食サービス業	-0.81 (0.88)	1.18 (0.63)	2.85 (0.78) **	2.85
生活関連サービス業, 娯楽業	-0.88 (0.95)	2.06 (0.71) **	1.56 (0.66)	2.06
教育, 学習支援業	-2.36 (1.69)	3.58 (1.04) **	2.03 (1.49)	3.58
医療, 福祉	-2.91 (1.06) *	4.61 (0.88) **	0.12 (0.85)	1.70
サービス業(他に分類されないもの)	0.04 (0.96)	1.86 (0.67) *	1.71 (0.70)	1.86

図表4 (3) 式(2)による推計結果(労働生産性を被説明変数としたパネル)

( ) は標準誤差。\*\*:p<0.005,\*:p<0.01。 $\beta^s$ は1%有意水準を満たした係数。

	$\beta_{(indus, t-1)}$	$\beta_{(indus, t-2)}$	$\beta_{(indus, t-3)}$	$\beta^s_{(indus, t-1)} + \beta^s_{(indus, t-2)} + \beta^s_{(indus, t-3)}$
ln(労働生産性)				
鉱業, 採石業, 砂利採取業	2.85 (1.18)	0.23 (1.03)	-0.92 (0.98)	
建設業	2.20 (0.85) **	-1.77 (0.69)	3.37 (0.78) **	5.57
製造業	2.49 (0.64) **	-1.52 (0.55) *	0.87 (0.50)	0.97
情報通信業	-0.35 (1.00)	0.91 (0.75)	1.31 (0.86)	
運輸業, 郵便業	4.64 (0.73) **	-0.63 (0.60)	-2.14 (0.50) **	2.50
卸売業, 小売業	0.46 (0.65)	0.42 (0.53)	0.61 (0.48)	
不動産業, 物品賃貸業	2.50 (0.75) **	-0.23 (0.61)	-1.09 (0.49)	2.50
学術研究, 専門・技術サービス業	-1.86 (0.92)	0.75 (0.77)	4.16 (0.66) **	4.16
宿泊業, 飲食サービス業	-0.74 (0.87)	-0.40 (0.63)	0.88 (0.83)	
生活関連サービス業, 娯楽業	0.10 (0.75)	0.47 (0.65)	-0.49 (0.62)	
教育, 学習支援業	-1.07 (1.24)	1.20 (0.83)	-0.40 (1.04)	
医療, 福祉	-2.87 (0.77) **	2.40 (0.62) **	-0.58 (0.54)	-0.47
サービス業 (他に分類されないもの)	0.54 (0.75)	0.43 (0.61)	0.20 (0.60)	

図表（5） 式（3）による推計結果

（）は標準誤差。 \*\*:p<0.005,\*:p<0.01。  $\beta^s$ は1%有意水準を満たした係数。

	$\beta_{(indus, t-1)}$	$\beta_{(indus, t-2)}$	$\beta_{(indus, t-3)}$	$\beta^s_{(indus, t-1)} + \beta^s_{(indus, t-2)} + \beta^s_{(indus, t-3)}$
<b>ln(従業員数)</b>				
Arank	-1.36 (0.93)	-0.29 (0.90)	0.23 (0.73)	
Brank	0.84 (0.79)	0.79 (0.78)	0.61 (0.58)	
Crank	0.17 (0.88)	0.81 (1.01)	0.68 (0.68)	
Drank	1.88 (0.82)	2.30 (0.89) *	1.28 (0.63)	2.30
<b>ln(付加価値額)</b>				
Arank	0.31 (0.69)	2.01 (0.62) **	2.83 (0.57) **	4.83
Brank	1.16 (0.74)	0.99 (0.75)	-0.30 (0.54)	
Crank	-1.79 (1.02)	-1.11 (1.09)	1.11 (0.73)	
Drank	2.75 (0.81) **	3.61 (1.06) **	3.71 (0.68) **	10.1
<b>ln(労働生産性)</b>				
Arank	0.62 (0.61)	0.40 (0.49)	0.88 (0.38)	
Brank	0.66 (0.67)	0.12 (0.64)	-0.71 (0.49)	
Crank	-1.29 (1.05)	-1.94 (1.15)	0.08 (0.68)	
Drank	2.13 (0.76) *	2.15 (0.96)	1.77 (0.59) *	3.91