



RIETI Discussion Paper Series 26-J-003

最低賃金政策と企業ダイナミクスの転換 経済センサスによる再検討：生産性、雇用構成、資本を中心に

深尾 京司
経済産業研究所

金 榮慤
専修大学

権 赫旭
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

最低賃金政策と企業ダイナミクスの転換 経済センサスによる再検討：生産性、雇用構成、資本を中心に*

深尾京司（RIETI、一橋大学）、金榮慤（専修大学）、権赫旭（RIETI、日本大学）

要旨

本稿は、『経済センサス - 活動調査』（平成 24 年、28 年、令和 3 年）を用いて、最低賃金の引上げが日本企業の生産性、雇用構成、資本装備、ならびに参入・退出を含む企業ダイナミクスに与えた影響を包括的に再検証する。

まず、Foster, Haltiwanger and Krizan (2001) に基づく要因分解により、日本経済全体の労働生産性および全要素生産性 (TFP) は、2011–2015 年には比較的高い成長率を示した一方、2015–2020 年には大きく鈍化したことを確認する。生産性鈍化の主因は企業内部における効率改善 (内部効果) の低下であるが、企業間の再配分を反映する共分散効果は両期間を通じて一貫して正で大きく、日本経済において競争を通じた資源再配分が継続的に機能してきたことが示唆される。

次に、都道府県別集計データを用いた分析から、最低賃金上昇率と労働生産性・TFP 上昇率との間には概して正の相関が観察されるものの、その関係は期間や要因別に大きく異なることを示す。特に、参入効果および退出効果は、2011–2015 年の緩やかな上昇期と、2015–2020 年の急上昇期かつ新型コロナウイルス感染症拡大期とで符号が反転しており、最低賃金上昇が企業ダイナミクスに及ぼす影響が非線形である可能性が示される。

さらに、企業レベルのパネル分析では、最低賃金上昇が労働生産性や TFP を統計的に有意に押し上げる証拠は限定的である一方、資本労働比率の変化、雇用形態の組み替え（特に臨時雇用の削減と無期雇用の調整）、平均賃金の変化といった企業の適応行動が一貫して観察される。通勤圏に基づく経済的隣接を用いた操作変数法によって内生性に配慮した推計においても、生産性への直接的な因果効果は小さい。

これらの結果は、最低賃金の引上げが短中期的には企業内部の生産性向上よりも、雇用構成や資本装備の調整を通じた適応を促すことを示唆している。また、最低賃金の上昇速度や景気局面に応じて、参入・退出を通じた企業ダイナミクスへの影響が大きく変化する点は、最低賃金政策を設計する上で重要な含意を持つ。

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

キーワード：最低賃金、労働生産性、全要素生産性 (TFP)、要因分解、企業ダイナミクス、参入・退出、操作変数

JEL : J31, D24, L11, O47, O53

* 本稿は、独立行政法人経済産業研究所 (RIETI) におけるプロジェクト「東アジア産業生産性」の成果の一部である。本稿の分析に当たっては、総務省と経済産業省の『経済センサス - 活動調査』のマイクロデータを利用した。また、本稿の原案に対して、富浦英一所長 (RIETI)、伊藤新上席研究員ならびに経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会の方々から多くの有益なコメントを頂いた。研究にあたり、科学研究費助成事業 (課題番号 23K25519) の支援を受けた。ここに記して、感謝の意を表したい。

1. はじめに

2007 年の最低賃金法改正以降、日本の最低賃金は生活保護基準との整合性を目的として継続的に引き上げられてきた。この改正以降、全国加重平均は 2006 年の 673 円から 2020 年には 902 円へと約 34% 上昇している。最低賃金の引上げは、国内では賃金停滞と低労働分配率の是正、国際的には所得格差の縮小・包摂的成長の実現を目的として位置づけられているが、その経済的影響は単純ではない。最低賃金は低所得層の賃金を直接押し上げる一方で、企業側にはコスト上昇圧力を与え、雇用・投資・生産性など多方面に影響を及ぼす可能性がある。

既存研究では、最低賃金の雇用効果について膨大な研究蓄積があるものの、生産性や企業ダイナミクスに焦点を当てた研究は限られている。日本における先行研究（深尾・金・権, 2023）では、総務省及び経済産業省の『経済センサス - 活動調査』の平成 24 年と 28 年の調査票情報を用い、最低賃金の上昇が労働生産性および TFP を押し上げる一方で、正社員を減らし臨時雇用を増加させる対応が見られることを示した。これは、最低賃金が企業行動を変化させ、人的構成や技術導入を通じて生産性を引き上げる可能性を示唆する。

2016 年ごろから政府は、最低賃金を毎年 3 % 以上引き上げる方針を打ち出した。実際、2019 年までは毎年 3% を上回る引き上げが実施された。2020 年には新型コロナウイルス感染症の影響などにより引き上げがほとんど見られなかったが、2021 年以降は再び上昇傾向に転じ、2024 年には 5% 超、2025 年には過去最高となる 6% 以上の引き上げが行われた。こうした「急上昇期」においても同様の正の生産性効果が維持されるのか、それとも逆に企業の退出圧力が高まり、産業ダイナミクスが弱体化したのかは、実証的に明らかにされていない。

本論文は、総務省及び経済産業省『経済センサス - 活動調査』の平成 24 年、28 年、令和 3 年調査の調査票情報を用いて、最低賃金の上昇が企業の生産性成長および参入・退出行動に与えた影響を再検証する。特に、

- (1) 労働生産性・TFP 成長の鈍化、
 - (2) 最低賃金上昇と TFP 要因分解（共分散・参入・退出効果）の関係、
 - (3) 企業・地域の異質性、
 - (4) 内生性の克服とメカニズム探索、
- を重点的に分析する。

本論文は、日本のすべての企業をカバーする調査票情報を用いて、日本経済における最低賃金政策の長期的効果を明らかにする点に意義がある。

2. 先行研究

森川（2022）は、最低賃金の引上げが生産性を高める要因として、主に以下の二つの効果を挙げている。第一に、企業が上昇した人件費に対応するために生産性上昇を図る内部効果と生産性の低い企業が規模の縮小や市場から退出する一方で、生産性の高い企業がシェアを拡大する再配分効果である。

最低賃金の引き上げが内部効果について分析結果は、一貫しておらず、効果を確認した研究と確認できなかった研究とに分かれている。森川（2022）は日本における 2000 年以降の最低賃金の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なかったことを報告している。森川（2022）の結果と同様に、ドイツの企業を対象に分析した Bossler et al.(2020)およびイギリスの介護産業を対象とした Draca et al.(2011)も、最低賃金の導入が生産性に有意な影響を及ぼさなかったことを報告している。

しかし、最低賃金の引き上げが生産性上昇をもたらすことを示した研究も存在する。代表的な研究として Riley and Bondibene(2017)や Hau, Huang, and Wang(2020)、深尾・金・権（2023）が挙げられる。Riley and Bondibene(2017)は、企業が最低賃金の上昇に伴う労働費用の増加に対応して労働生産性を上昇させていることを報告している。彼らは、労働生産性の上昇が雇用削減と資本への代替によるものではなく、組織改革、教育、効率賃金理論が示唆するように TFP の上昇と関連されていることを示している。Hau, Huang, and Wang(2020)は、最低賃金の引き上げは低生産性の民間企業および外資系企業において労働を資本に代替させ、TFP 上昇を加速化させていることを明らかにしている。深尾・金・権（2023）は生産性や平均賃金が高い企業と地域において、最低賃金の引き上げが企業の労働生産性と TFP に正の関係にあることを発見している。

最低賃金の引き上げは生産性の低い企業を市場から追い出すクレンジング効果を通じて、生産性の上昇をもたらす可能性がある。深尾・金・権（2023）は最低賃金の引き上げが低生産性企業の退出を促進していることを明らかにしている。また、Chen(2019)は米国の製造業において最低賃金の引き上げが事業所の退出確率を高めることを発見しており、Alexandre et al.(2022)はポルトガルにおいて最低賃金の引き上げが企業の退出を増加させたことを報告している。これらの結果は最低賃金の引き上げによって生産性の低い企業が退出することで、経済全体の生産性が上昇する可能性を強く示唆している。しかし、Rohlin(2011)は米国の州別最低賃金の上昇が企業の退出に及ぼす影響は確認できなかったことを示している。また、森川（2022）も生産性が高い企業が相対的なシェアを拡大する傾向がみられるものの、その関係は統計的に有意ではないと指摘している。したがって、最低賃金の引き上げが再配分効果に与える影響については、依然として明確な結論が得られていないことが示唆される。

3. データと分析手法

(1) 使用データ

分析には以下のデータセットを用いている。

『経済センサス - 活動調査』

経済センサス - 活動調査の調査票情報を利用する。

- 2012 年（平成 24 年調査）『経済センサス - 活動調査』
- 2016 年（平成 28 年調査）『経済センサス - 活動調査』
- 2021 年（令和 3 年調査）『経済センサス - 活動調査』

経済センサスは基本的には事業所単位の分析のため、企業レベルでのパネル化をしたうえで、分析を行っている。企業のパネル化には本社・本所の事業所を基準にしている。

『経済センサス - 活動調査』のパフォーマンス変数の実質化、および労働時間などのデータは日本産業生産性データベース（Japan Industrial Productivity Database、以下では JIP と略記）2023 年版（以下、JIP2023）から取得している。

最低賃金

企業が直面する最低賃金は、厚生労働省が公開する各年の都道府県別実効最低賃金¹をもとに作成した。最低賃金が発効されるのは多くの場合、10 月を基準とするため、3 月決算が多い日本企業の場合、会計年度に改定された最低賃金に直面してビジネスを行うと仮定するのは適切ではない。そのため、4 月から始まって 3 月に終わる会計年度を基準に月数をウェイトに毎月の最低賃金の加重平均をとることで、標準的な年度別最低賃金（以下、都道府県別最低賃金）を求めた。具体的には、例えば、改定実効日が 2020 年 10 月 1 日の場合は、2020 年 4 月の最低賃金と 2021 年 3 月の最低賃金の平均をもって 2020 年度の最低賃金を定義する。改定実行日が 2020 年 8 月 1 日の場合は、2020 年 4 月の最低賃金の 4/12 と 2021 年 3 月の最低賃金の 8/12 でその年度の最低賃金を求める。『経済センサス - 活動調査』は、5 年ごとに 6 月 1 日現在のデータを求め、多くの場合は直近の 3 月決算の結果を書くことが期待されるため、このような方法で企業の直面する最低賃金を求めることには合理性があると思われる。

ただし、企業によっては決算月が 3 月ではない場合がある。『経済センサス - 活動調査』では、会社に対して決算月を調査しており、2011、2015、2020 年実績では約 20%が 3 月

¹ 最低賃金は日本の厚生労働省のホームページからダウンロードした。
https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/koyou_roudou/roudoukijun/minimumic_hiran/index.html. 2025 年 11 月 1 日。

決算、約 11%が 9 月決算、約 9%が 12 月決算である。他の約 60%はこれら以外の月で決算をしている。3 月決算ではない場合は、決算がなくても直近 1 年間の概算をもって報告することが期待されるが、例えば、6 月決算をする企業の場合（実際 10%ほどある）6 月 1 日の報告はできず、1 年前（2021 年 6 月 1 日調査の場合、2019 年 7 月から 2020 年 6 月まで）の決算を報告する可能性もある。このような場合は 2021 年 6 月調査の結果を 2020 年度の実績とみなし、2020 年度の最低賃金に直面していると仮定するのは合理的ではない。そのため、決算月に合わせて、4 月以降の決算をする企業に関しては 1 年前の決算報告とみなし²、実際の決算時期に合わせた最低賃金（以下、企業別最低賃金）を適用した。

ただし、『経済センサス - 活動調査』では、会社でない企業に関しては決算月を調査していないため、決算月が不明もしくは欠損の場合は 3 月とみなした。

特許データ

企業のイノベーションを表す指標としての特許データは、知的財産研究所の特許データベース（以下、IIP データベース）及び特許庁の特許データ（J-PlatPat）から取得し、住所と名前企業とマッチングをして、最低賃金とイノベーション活動の関係を分析した。ただ、マッチングされる企業数は非常に少ないため、分析できるサンプル数は非常に限られる。

(2) 生産性指標の推計

分析のために本稿では企業レベルの生産性を測定している。労働生産性 (Labor Productivity, LP) は各企業の付加価値を労働投入で割った値にしている。労働投入は従業員数に、企業の主産業の平均労働時間をかけることによって求めた。表 1 の労働生産性の基礎統計量では、企業ごとの格差が非常に大きいことが確認できる。

全要素生産性 (Total Factor Productivity, TFP) は、Good, Nadiri and Sickles (1997) に基づくインデックス法を採用する。具体的に、企業 f の t 年での全要素生産性 $\ln TFP_{f,t}$ は以下のように定義する。

$t=2011$ について

$$\ln TFP_{f,t} = (\ln Q_{f,t} - \overline{\ln Q_{f,t}}) - \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (S_{i,f,t} + \overline{S_{i,t}}) (\ln X_{i,f,t} - \overline{\ln X_{i,t}}) \quad (1)$$

² 一般的な上場企業の場合、3 月決算の結果を 5 月中旬ごろ発表している。このスケジュールに合わせて、4 月以降の決算は 1 年前のものとみなす。

$t=2015, 2020$ について

$$\begin{aligned} \ln TFP_{f,t} = & (\ln Q_{f,t} - \overline{\ln Q_{f,t}}) - \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (S_{i,f,t} + \overline{S_{i,t}}) (\ln X_{i,f,t} - \overline{\ln X_{i,t}}) \\ & + \sum_{s=1}^t \left\{ (\overline{\ln Q_{f,s}} - \overline{\ln Q_{f,s-\tau}}) - \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (\overline{S_{i,s}} + \overline{S_{i,s-\tau}}) (\overline{\ln X_{i,s}} - \overline{\ln X_{i,s-\tau}}) \right\} \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、 $Q_{f,t}$ は t 期における企業 f の実質粗付加価値（実質粗生産）、 $S_{i,f,t}$ は企業 f の生産要素 i のコストシェア、 $X_{i,f,t}$ は企業 f の生産要素 i の投入量である。 τ は前期までの期間である³。また、各変数の上の線はその変数の産業平均値を表す。生産要素として資本と労働を考える。コストシェアによる生産性の推計は、生産関数の推計による生産性計測と違って、企業間の異なる要素投入や生産物市場の不完全競争を考慮することができる長所がある一方で、規模に対する収穫不変、生産要素市場の完全競争市場を仮定しなければならないという制約がある。

TFP は企業のアウトプットの定義によって付加価値 TFP ($\ln(TFP_{VA})$) とグロスアウトプット TFP ($\ln(TFP_{GO})$) があり、前者の投入は労働と資本、後者の場合はそれに中間投入が加わる。

企業レベルの TFP を求める際、資本のためには企業の固定資本を用いている。ただし、『経済センサス - 活動調査』では、企業の固定資本は調査対象ではないため、報告されている減価償却額を用いて固定資本を推定する。具体的には産業・年ごとの固定資本ストックと償却額の比率を JIP2023 から求め、経済センサスの各企業の減価償却額を割ることによって固定資本を推計している。

TFP は資本と各生産要素のコストを必要とするため、サンプルの数が労働生産性の半分程度になる。前述のように、労働生産性はより小規模企業の活動もとらえているため、両生産性の比較には注意が必要である。付加価値はグロスアウトプットから中間投入を引くことで求めるため、付加価値 TFP のサンプル数がグロスアウトプット TFP より少ない。

表 1 生産性の基礎統計量

³ 2011 年を基準年にしており、2011－2015 年の生産性を測る際の τ は 4 であり、2015－2020 年の生産性を測る際の τ は 5 である。

Variable	Obs.	Mean	S.D.	Min.	Max.
ln(Labor Productivity)	9,686,387	7.078	1.145	0.498	14.462
ln(TFP _{VA})	4,913,825	-0.006	0.801	-5.078	4.370
ln(TFP _{GO})	5,070,706	-0.097	0.333	-2.949	2.354

出所：『経済センサス - 活動調査』により著者作成

注：ln(TFP_{VA})は付加価値生産性、ln(TFP_{GO})はグロスアウトプットベースの全要素生産性を意味する。

(3) 生産性動学分析

生産性動学分析は、Forster, Haltiwanger and Krizan(2001)によって提案された方法に倣って行う。各企業レベルの生産性を産業レベルに集計する方法としては、 t 年におけるある産業全体の TFP の対数値を次の (3) 式のように定義する。

$$\ln TFP_t = \sum_{f=1}^n \theta_{f,t} \ln TFP_{f,t} \quad (3)$$

ただし、 $\ln TFP_{f,t}$ は企業 f の TFP の対数値、ウェイトの $\theta_{f,t}$ は、企業 f が属している産業全体のアウトプット（名目付加価値）に占める当該企業のアウトプットのシェアである。

当該産業の $t - \tau$ 期から t 期にかけての生産性成長を以下の (4) 式のように定義すると、

$$\Delta \ln TFP_t = \ln TFP_t - \ln TFP_{t-\tau} \quad (4)$$

各産業における TFP 変化、 $\Delta \ln TFP_t$ は、恒等的に次の 5 つの効果の和に分解できる (Foster, Haltiwanger and Krizan(2001) (以下、FHK) の分解方法、以下では FHK 分解法と呼ぶ)⁴。

$$\text{内部効果(Within effect): } \sum_{f \in S} \theta_{f,t} \Delta \ln TFP_{f,t}$$

⁴ 様々な生産性上昇の分解分析に関する詳しい説明は村尾（2016）を参照されたい。

$$\begin{aligned}
& \text{シェア効果(Between effect): } \sum_{f \in S} \Delta \theta_{f,t} (\ln TFP_{f,t-\tau} - \overline{\ln TFP_{t-\tau}}) \\
& \text{共分散効果(Covariance effect): } \sum_{f \in S} \Delta \theta_{f,t} \Delta \ln TFP_{f,t} \\
& \text{参入効果(Entry effect): } \sum_{f \in N} \theta_{f,t} (\ln TFP_{f,t} - \overline{\ln TFP_{t-\tau}}) \\
& \text{退出効果(Exit effect): } \sum_{f \in X} \theta_{f,t-\tau} (\overline{\ln TFP_{t-\tau}} - \ln TFP_{f,t-\tau})
\end{aligned} \tag{5}$$

ただし、 S は基準年から比較年にかけて存続した企業の集合、 N と X はそれぞれ参入、退出した企業の集合を表す。また、変数の上の線は産業内全企業の平均値、 Δ は $t-\tau$ 年から t 年までの差分を表す。第一項の内部効果は各企業内で達成された TFP 上昇により産業全体の TFP が上昇する効果を表す。第二項のシェア効果は基準時点において TFP が高い企業がその後売上高シェアを拡大させることと相対的に TFP の低い企業が売上高シェアを縮小させることによる TFP 上昇効果である。第三項の共分散効果は TFP を伸ばした企業の売上高シェアが拡大することによる効果である。第二項と第三項の合計は存続企業間の資源の再配分の効果を表す。参入効果と退出効果は、基準時点の産業平均生産性より生産性の高い企業が参入したり、相対的に生産性の低い企業が退出したりすることによる TFP 上昇効果を表す⁵。なお、 $t-\tau$ 年から t 年にかけて、ある企業の主産業が i 産業から j 産業に変わった場合、この企業の TFP が2つの産業において共に高い（低い）水準にあれば、 i 産業の平均生産性を下落（上昇）させ（スイッチアウト効果）、 j 産業の平均生産性を上昇（下落）させる効果（スイッチアウト効果）を持つ。

(4) 分析の枠組み

分析期間は、データの構造に合わせて ① 2011–2015 年（緩やかな上昇期）と ② 2015–2020 年（急速上昇期）に区分し、以下の分析を行う：

- 労働生産性・TFP の年平均成長率の比較
- 都道府県別最低賃金上昇率と生産性上昇率・要因分解結果の相関分析
- 隣接県の最低賃金を外生変数とする操作変数法による内生性の検証

⁵ Melitz and Polanec (2015)は参入企業の生産性の比較対象を FHK のように、基準年の産業平均 TFP レベルにすると、参入効果が過大になることを指摘している。彼らは、参入効果と退出効果の測定の際、期末と期首の存続企業の TFP と比較している。

4. 集計による分析結果

マイクロデータを用いた企業レベルもしくは事業所レベルの生産性分析は多く行われてきた。ただし、その多くは製造業に限られる。非製造業を広範囲にカバーする信頼性の高いデータは少なく、非製造業をカバーする民間のデータベースもあるが、日本全体をカバーするものではない。そのため、非製造業企業を含めた日本経済全体の企業の生産性を測定し、マクロレベルまで分析しているものは数が限られる。そのため、ここではまず、非製造業を含めて、日本企業全体の生産性を概観する。

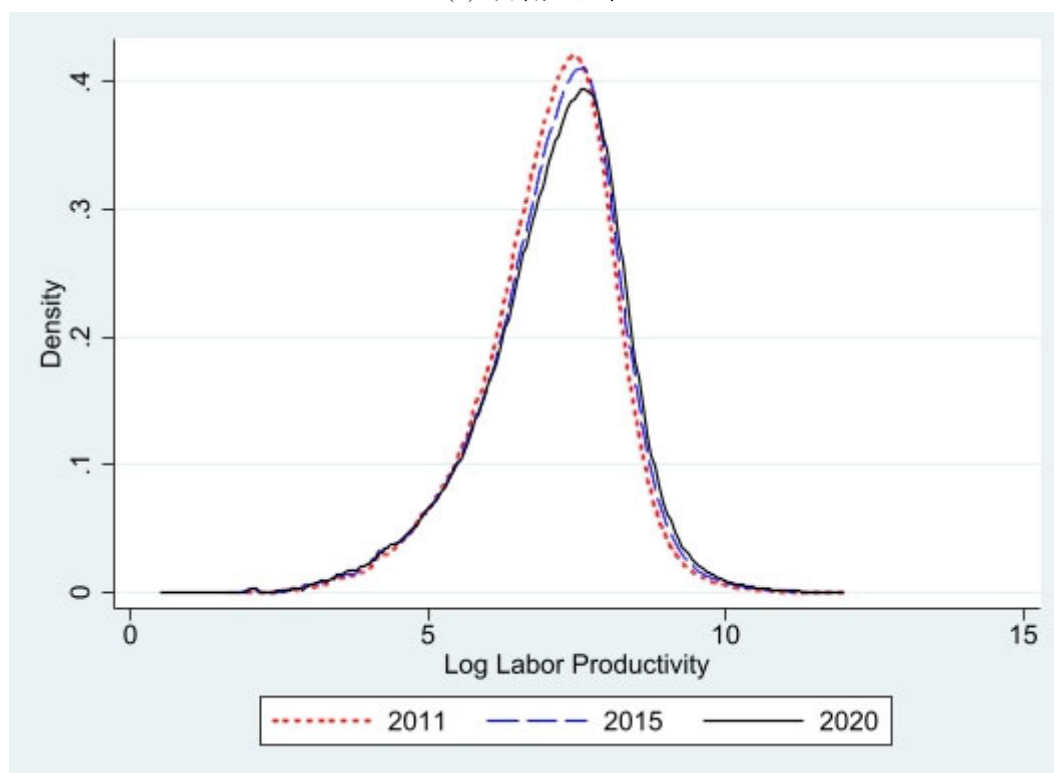
(1) 生産性の概観

『経済センサス - 活動調査』年ごとの各生産性の分布を図1で描いている。分布からも、標準偏差からも、また四分位範囲(25%パーセンタイルと75%パーセンタイルの差)からも、企業間の格差が大きく拡大しているようには見えない。

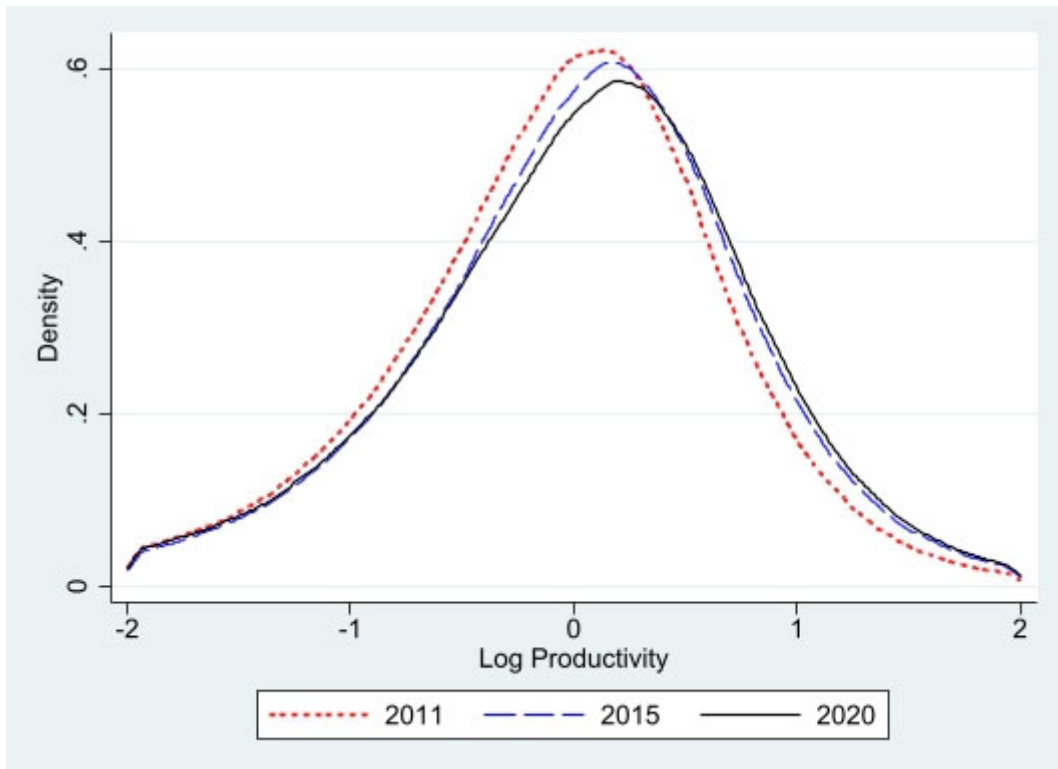
図1は労働生産性と付加価値 TFP、グロスアウトプット TFP の各指標の分布を2011年、2015年、2020年に対して描いたもので、近年になるほど右にシフトしていることが確認できる。

図1 生産性の分布

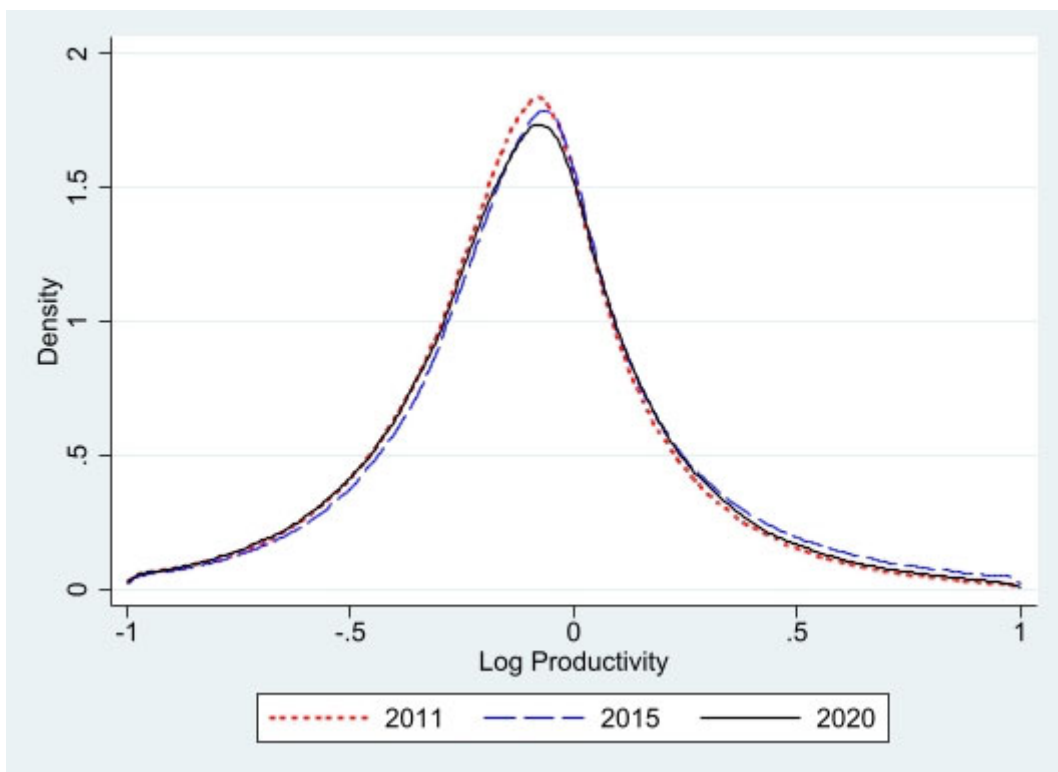
(a) 労働生産性



(b) 付加価値 TFP



(c) グロスアウトプット TFP



出所：『経済センサス - 活動調査』により著者作成

ただし、これらは産業の違いなどを考慮していないものであるため、産業内での生産性の変化をまとめ、産業間で集計することで経済全体の変化を分析する生産性上昇の要因分解を通して日本経済全体の生産性の動きを概観する。

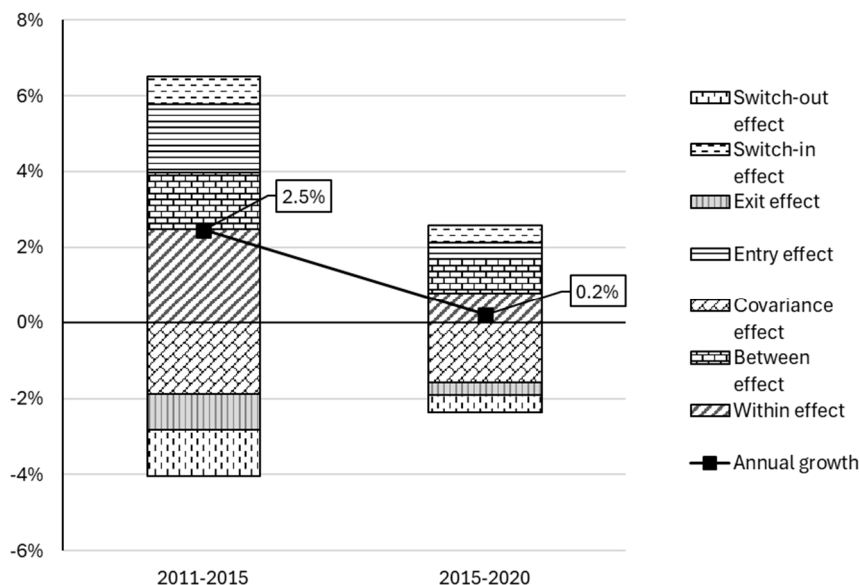
(2) 生産性の鈍化

経済センサスから日本経済の生産性の変化全体をとらえるために、上記の FHK の方法に沿って、『経済センサス - 活動調査』の調査対象年である 2011、2015、2020 年の間の生産性上昇の要因分解分析を行った。

労働生産性上昇を分解分析した図 2 を見ると、2011-2015 年の労働生産性上昇率は年平均 2.5% と高かった。この時期を支えたのは主に内部効果（企業内部の生産性上昇）とシェア効果（2011 年に生産性が産業平均より高い企業がシェアを伸ばしたことによる貢献）、参入効果（2011 年の産業平均より生産性の高い企業が参入したことによる効果）である。

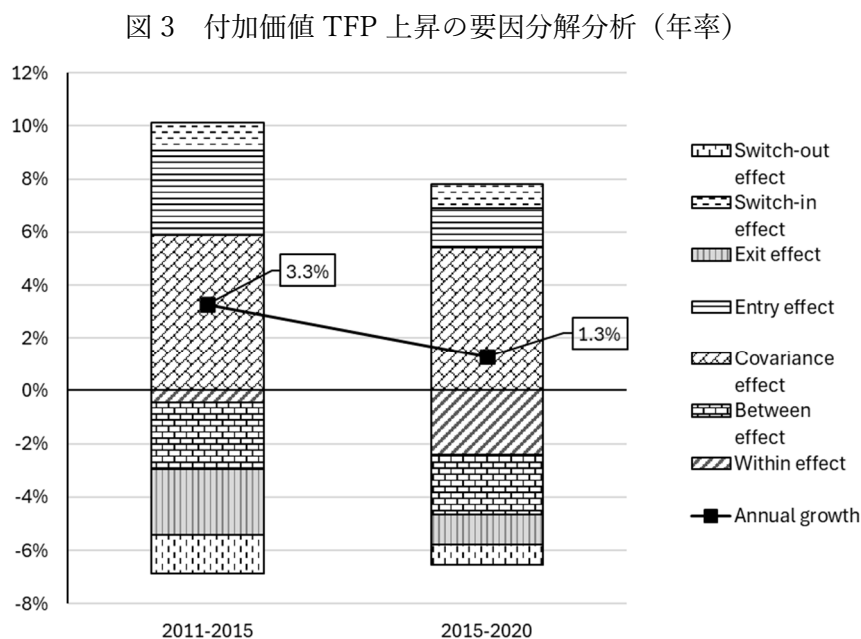
一方、2015-2020 年には労働生産性の上昇率が 0.2% に大きく低下している。これには、2019 年末に発生した新型コロナウイルス感染症が大きく影響していると思われる。また、産業別の分析結果からは、この期間に最も労働生産性が低下した産業には運輸業、娯楽業、宿泊業などが含まれることが確認される。各効果の貢献の割合は 2011-2015 年とそれほど変わらないが、内部効果が大きく低下したことが全体の生産性低迷の主因である。

図 2 労働生産性（LP）上昇の要因分解分析（年率）



出所：『経済センサス - 活動調査』により著者作成

図3は、付加価値 TFP 上昇の要因分解結果である。付加価値を基準にしているため、労働生産性と似ている動きを見せており、2011－2015 年の年平均上昇率約 3%から 2015－2020 年では 0.6%に低下している。また、労働生産性と同様、内部効果の大きな低下が全体の低迷の主因ではあるが、特徴的なのは、両方の期間ともに共分散効果が大きいことである⁶。深尾他（2025）が指摘しているように、近年になるほど、企業間の競争による再配分が日本経済の生産性上昇の主要な役割を果たしていることがここでも確認できる。

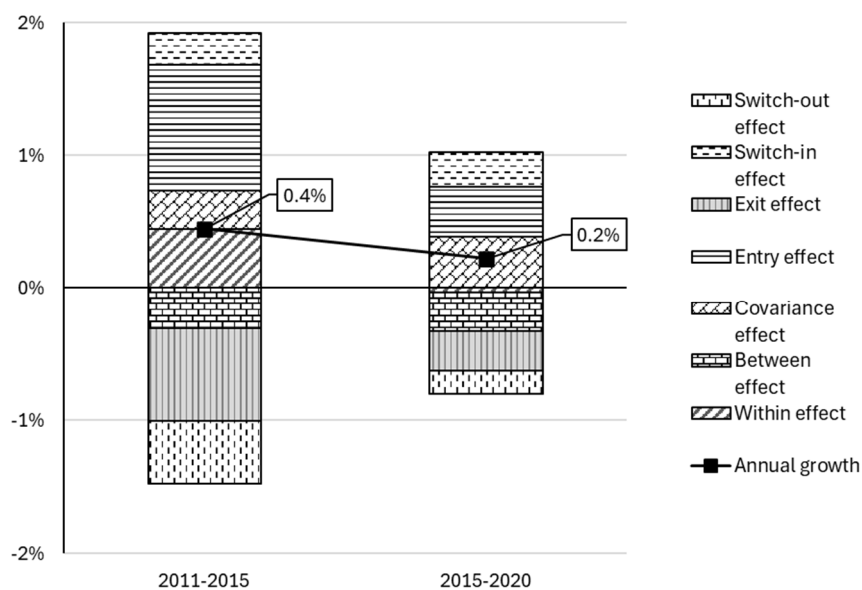


出所：『経済センサス - 活動調査』により著者作成

図4は、グロスアウトプット TFP 上昇の要因分解である。中間投入まで考慮するため、グロスアウトプット TFP の成長率は一般に付加価値 TFP より低く出るが、全体の動きは付加価値 TFP と似ており、2011－2015 年の上昇から 2015-2020 年の期間に上昇率が減速している。その原因も内部効果の低下であること、共分散効果の貢献が拡大していることは共通している。

図4 グロスアウトプット TFP 上昇の要因分解分析（年率）

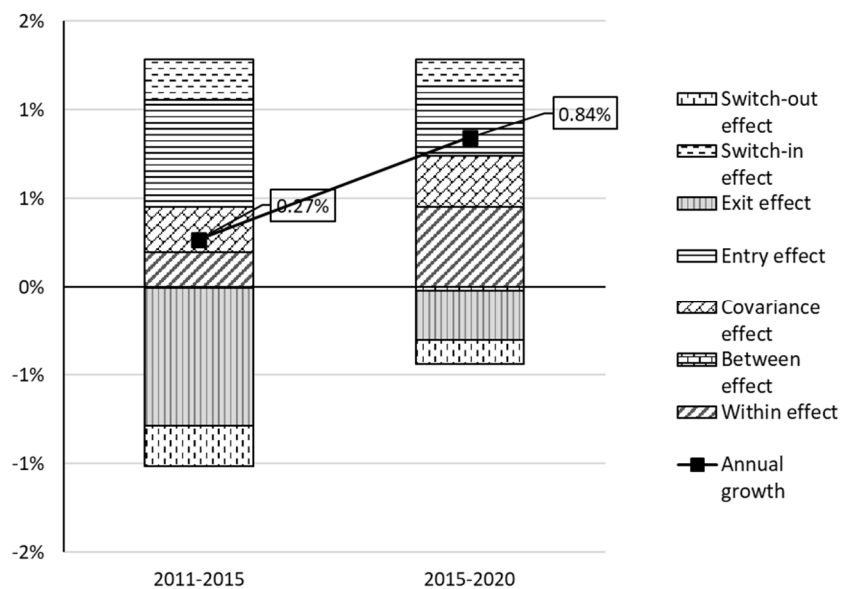
⁶ 労働生産性と全要素生産性で共分散効果が異なるのは、企業から産業へ、産業から経済へ集計をする際、労働生産性では労働生産性の分母である従業者数がウェイトとして使われ、全要素生産性では、全要素生産性の分子である付加価値額が用いられるためである。



出所：『経済センサス - 活動調査』により著者作成

ここで『経済センサス - 活動調査』の特徴である非製造業を製造業と区分してみることにする。図5は、製造業企業でグロスアウトプット TFP 上昇の要因分解分析したものである。全産業を対象にした分析とは異なり、2015－2020 年の期間でも生産性は 0.27%から 0.84%まで加速している。ここでも生産性全体を押し上げたのは内部効果である。

図5 グロスアウトプット TFP 上昇の要因分解分析（製造業、年率）

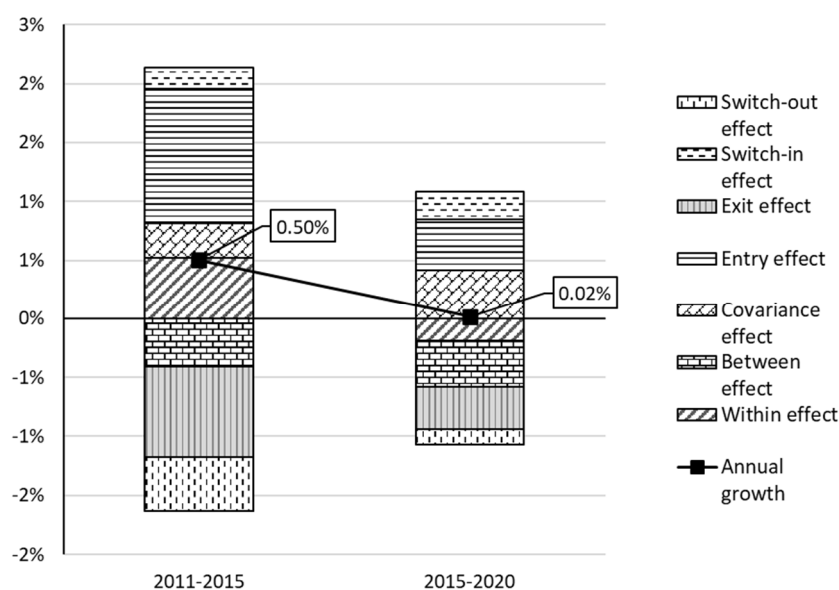


出所：『経済センサス - 活動調査』により著者作成

図 6 は、非製造業のグロスアウトプット TFP 上昇の要因分解である。全産業と同様、2015－2020 年の期間で生産性上昇が減速しており、生産性全体をドライブしたのは、内部効果の低下と参入効果の縮小である。2011－2015 年で新規参入による効果が非常に大きいことは注目すべきである。参入効果だけで毎年生産性を 1.1%ほど押し上げる効果があった。

その後の 2015－2020 年の参入効果の縮小は、新型コロナウイルス感染症拡大による非製造業での新規参入減少の可能性もあるが、データによれば、この時期の非製造業企業の新規参入はむしろ増加している。そのため、参入企業の数ではなく、生産性の高い新規参入が減少したことが原因と思われる。

図 6 グロスアウトプット TFP 上昇の要因分解分析（非製造業、年率）



出所：『経済センサス - 活動調査』により著者作成

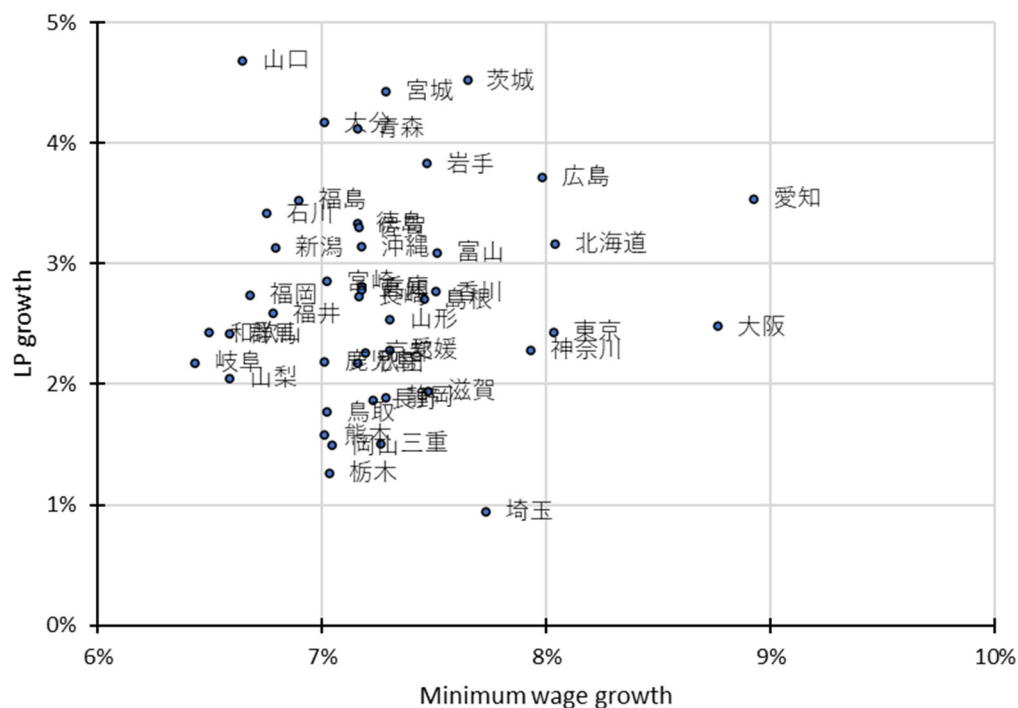
(3) 最低賃金と生産性上昇の関係

ここでは、最低賃金の上昇は都道府県内の企業の生産性にどのような影響を与えたのかを見る。企業単位の分析に入る前に、図 2 や図 4 で行った、労働生産性やグロスアウトプット TFP の上昇と最低賃金を見てみる。

従業者数をウェイトに、各企業の労働生産性上昇率を都道府県別に集計して、労働生産性の 2011-2015 年の上昇率を各都道府県の最低賃金の上昇率の集計値に対して描いた。ただし、労働生産性の上昇率の差が大きいため、その年の都道府県別上昇率の平均から標準偏差の 3 倍以上離れている、最も高い都道府県と最も低い都道府県は除くことにする。上下 1 位

を除いてその関係を描いたのが図 4-a である。相関係数は 0.077 である。ただし、上下 1 位の都道府県を含めると相関係数は -0.217 である⁷。

図 7 労働生産性上昇率と最低賃金上昇率（2011-2015 年、上下 1 位を除く）



注：労働生産性上昇率は期間中の平均年率上昇率、最低賃金上昇率は期間期首と期末の変化率を表す。相関係数は 0.0771。

出所：『経済センサス-活動調査』により著者作成

図 4-b は、2015-2020 年における各都道府県の労働生産性上昇率と最低賃金上昇率である。相関係数は 0.232 である。労働生産性上昇率上下 1 位を除けば、相関係数は 0.075 となる。いずれの期間でも上下 1 位を除けば、正の相関があるように見える。

⁷ 付録を参照されたい。

Scatter plot showing the relationship between Minimum wage growth (X-axis) and LP growth (Y-axis) for various Japanese prefectures. The X-axis ranges from 11% to 14%, and the Y-axis ranges from -2% to 2%.

Key data points (Prefecture, Minimum wage growth, LP growth):

Prefecture	Minimum wage growth (%)	LP growth (%)
神奈川	11.2	-0.1
大阪	11.7	0.4
京都	11.9	1.2
北海道	12.1	0.5
岐阜	12.2	0.6
静岡	12.3	0.4
三重	12.4	0.9
福井	12.5	0.3
富山	12.6	0.2
石川	12.6	-1.3
山口	12.7	-1.2
岡山	12.7	-0.8
愛知	12.7	-0.4
奈良	12.8	-0.3
兵庫	12.8	-0.3
広島	12.8	-0.1
福岡	12.9	0.4
佐賀	13.0	0.7
熊本	13.1	0.8
大分	13.1	1.1
宮崎	13.2	1.4
鹿児島	13.3	1.8
秋田	13.1	1.4
青森	13.2	0.6
岩手	13.2	0.8
山形	13.2	0.8
宮城	13.2	0.8
茨城	13.2	0.5
栃木	13.2	0.2
群馬	13.2	0.6
和歌山	13.2	0.4
奈良	13.2	0.4
高知	13.3	0.5
愛媛	13.3	0.2
徳島	13.4	-0.2
長崎	13.4	-0.3
富山	13.1	-1.0
山梨	13.0	-0.3
島根	13.1	-0.2

出所：『経済センサス-活動調査』により著者作成

15

図 5-a 付加価値 TFP 上昇率と最低賃金上昇率（2011-2015 年）

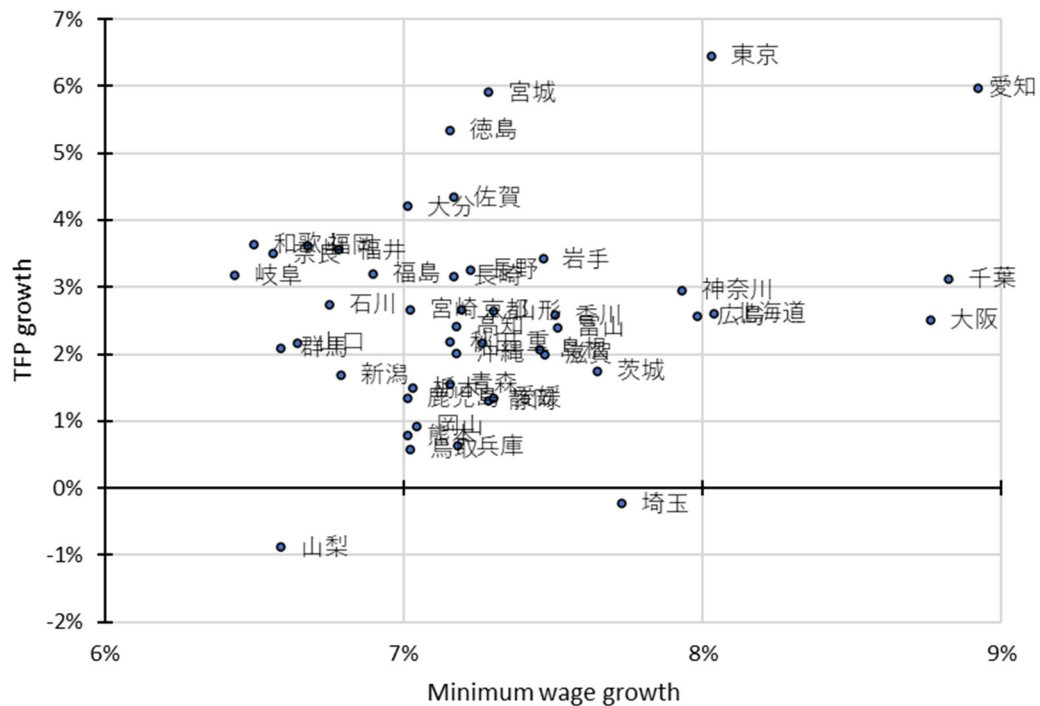


図 5-b 付加価値 TFP 上昇率と最低賃金上昇率（2015-2020 年）

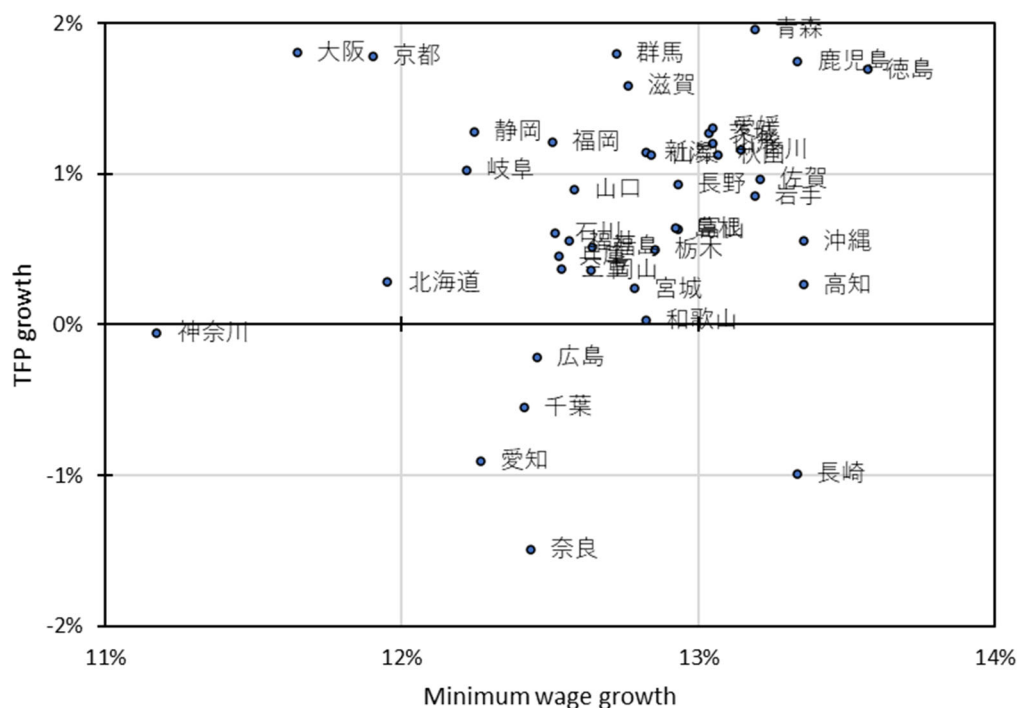
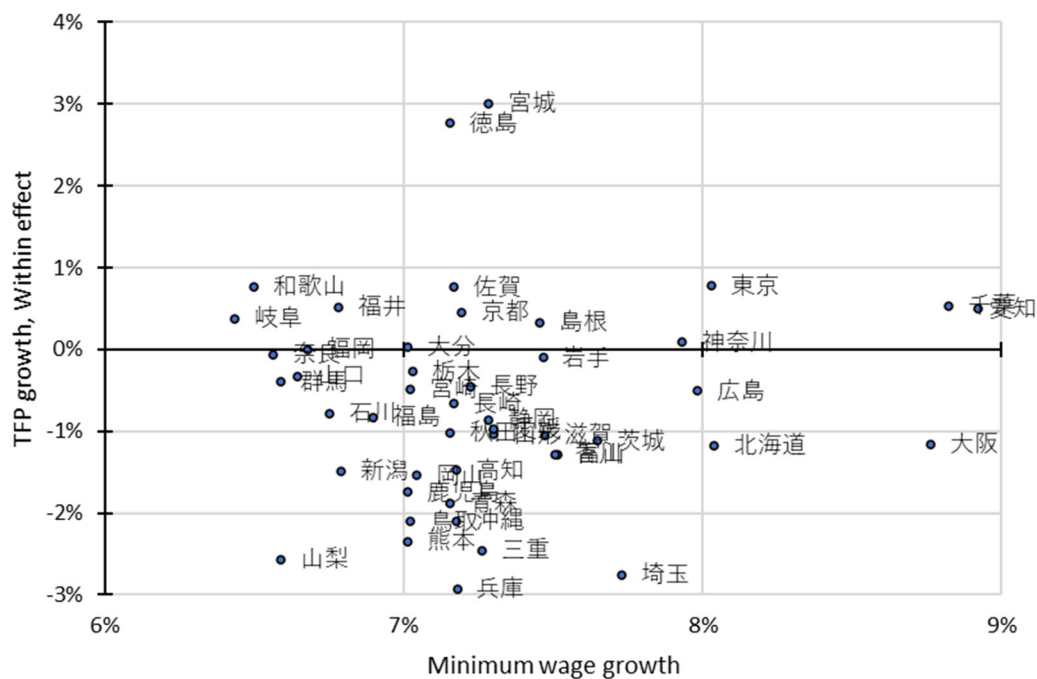


図 6-a 付加価値 TFP 上昇の内部効果と最低賃金上昇率（2011-2015 年）

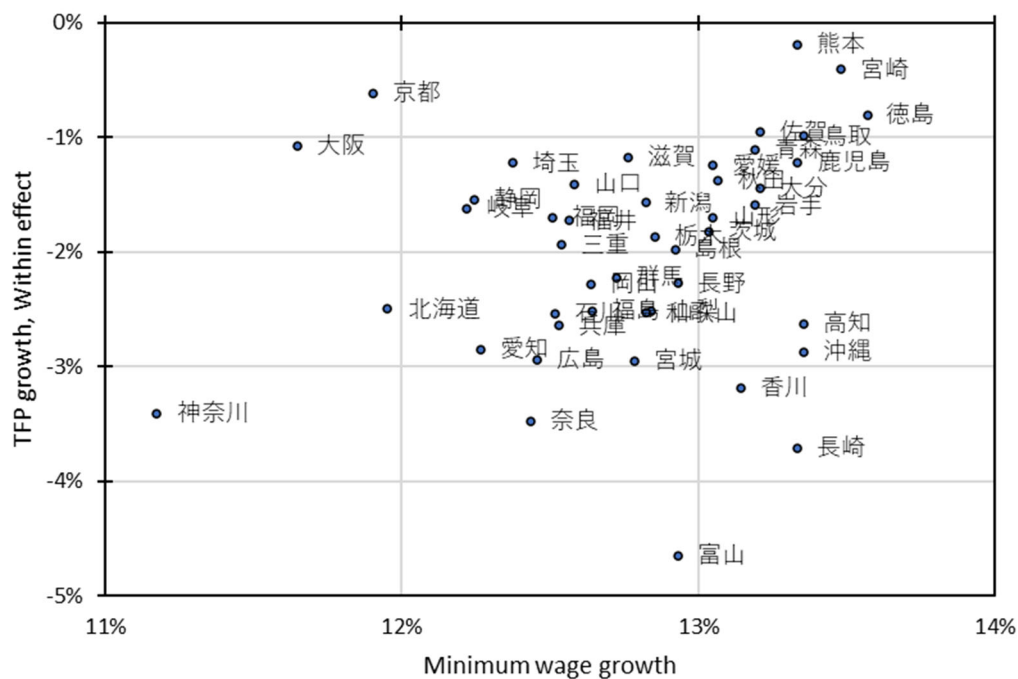


注：TFP 上昇率は期間中の平均年率上昇率、最低賃金上昇率は期間期首と期末の変化率を表す。相関係数は 0.065。

出所：『経済センサス-活動調査』により著者作成

一方、2015－2020年のTFP上昇率と最低賃金上昇率をみると相関係数は0.2166と高い。この時期は、図3でもあるように内部効果が大きな負であり、図6-bでもこの期間は、すべての都道府県で内部効果が負である。それでも負の値が小さかった都道府県は最低賃金の上昇率が高かったところである。

図 6-b 付加価値 TFP 上昇の内部効果と最低賃金上昇率（2015-2020 年）

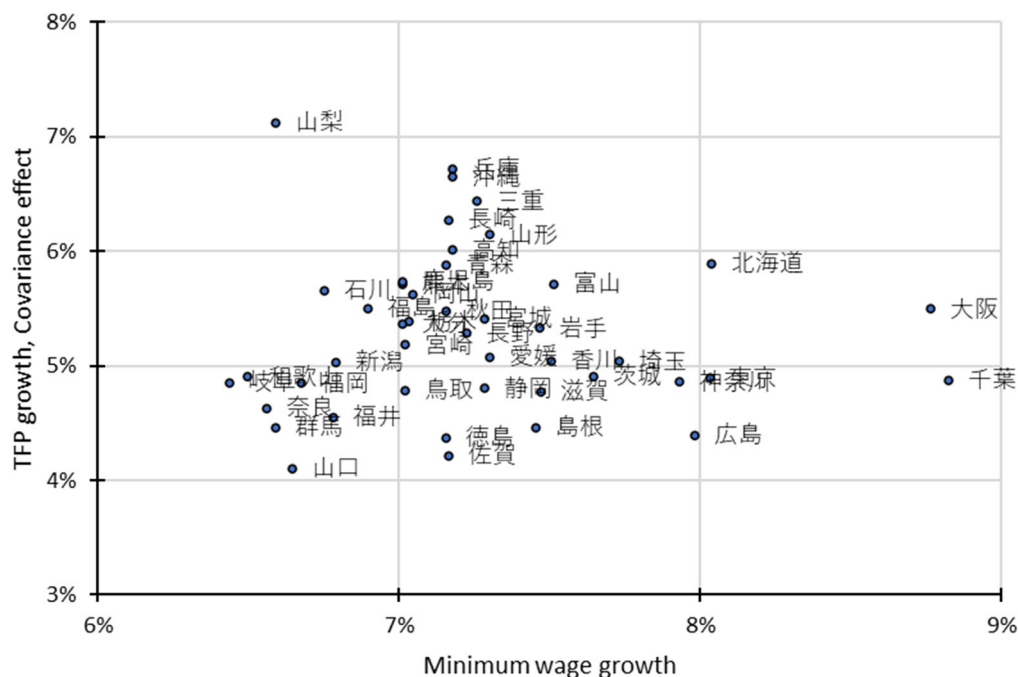


注：TFP 上昇率は期間中の平均年率上昇率、最低賃金上昇率は期間期首と期末の変化率を表す。相関係数は 0.2166。

出所：『経済センサス - 活動調査』により著者作成

図 7-a は、TFP 上昇のうち、共分散効果と最低賃金上昇率の関係である。最上位の値が非常に大きかったため、上下 1 位の都道府県を除くと相関係数は -0.0235 で。ただし、上下 1 位を入れると相関係数は 0.3058 と正の値になる。

図 7-a 付加価値 TFP 上昇の共分散効果と最低賃金上昇率（2011-2015 年）

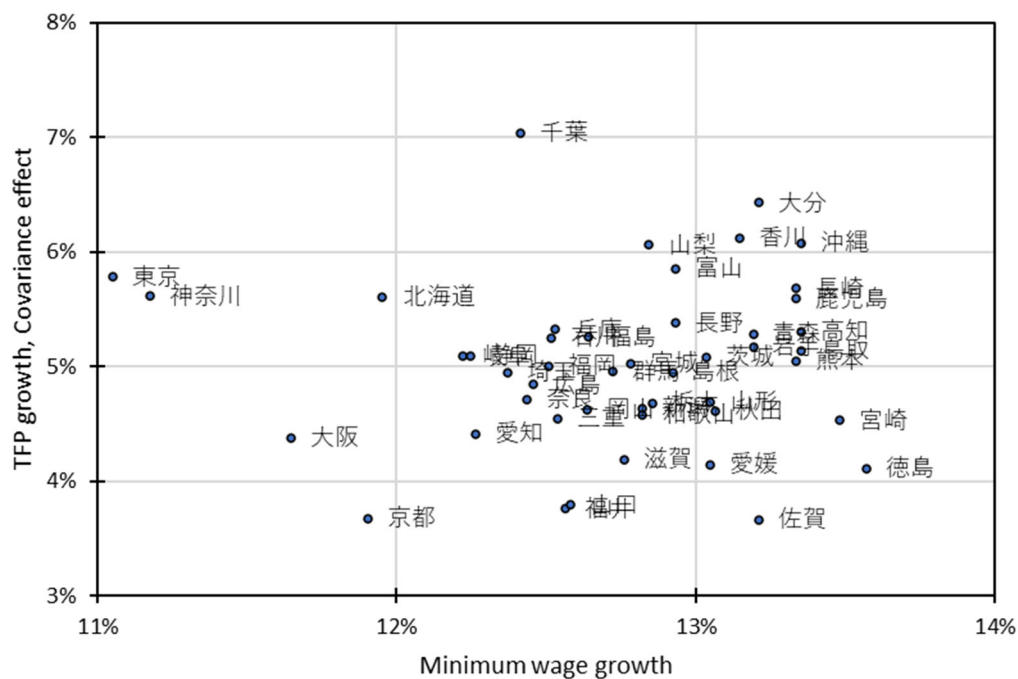


注：TFP 上昇率は期間中の平均年率上昇率、最低賃金上昇率は期間期首と期末の変化率を表す。相関係数は-0.0235。

出所：『経済センサス - 活動調査』により著者作成

図 7-b は、2015－2020 年の各都道府県の共分散効果と最低賃金上昇率の関係であり、相関係数は 0.0110 である。異常値を除けば、2011－2015 年では最低賃金上昇率が共分散効果と負の関係であったものが、2015－2020 年では弱い正の関係を持っている。2020 年の不況期局面でも共分散効果は最低賃金の上昇率と関係なく高く、殆どすべての都道府県で 5－6%ほどの効果があることから、企業間の競争による資源の再配分は最低賃金上昇とほとんど関係なく、どの時期でも活発に行われていることと思われる。

図 7-b 付加価値 TFP 上昇の共分散効果と最低賃金上昇率（2015-2020 年）

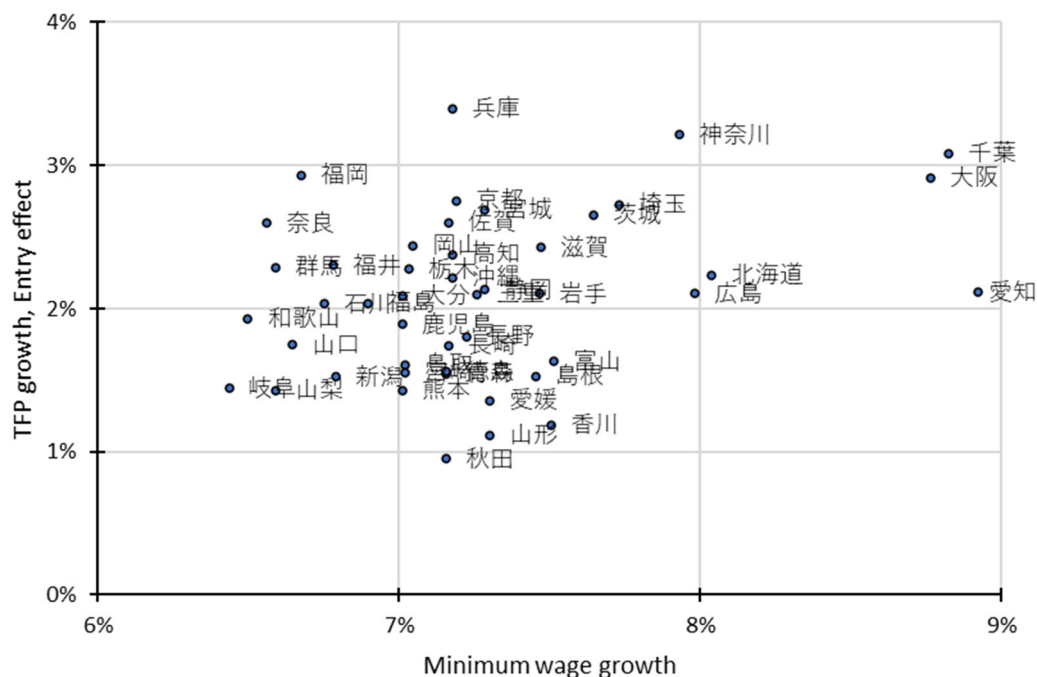


注：TFP 上昇率は期間中の平均年率上昇率、最低賃金上昇率は期間期首と期末の変化率を表す。相関係数は 0.0110。

出所：『経済センサス - 活動調査』により著者作成

図 8 は、参入効果と最低賃金上昇率の関係を示したものである。2011 年から 2015 年を対象とした図 8-a において、両者の相関係数は 0.3206（外れ値である上位 1 位を除いた値。これを含めた場合は 0.3716）であり、正の相関関係が認められる。

図 8-a 付加価値 TFP 上昇の参入効果と最低賃金上昇率（2011-2015 年）



注：TFP 上昇率は期間中の平均年率上昇率、最低賃金上昇率は期間期首と期末の変化率を表す。相関係数は 0.3206。

出所：『経済センサス - 活動調査』により著者作成

一方、2015－2020 年の関係を表している図 8-b では、相関係数が-0.5448（上位 1 位を除いたもの、上位 1 位を除かない相関係数は-0.4396）と強い負の関係があるようにかんがえられる。二つの期間を比較してみると、各都道府県の内部効果自体が前期（2011－2015 年）に比べて後期（2015－2020 年）に低下しているだけでなく、最低賃金との関係も変化しているように思われる。最低賃金の上昇率が前期より高いことが影響した可能性はある。2－15－2020 年の参入効果と、期首の企業数に占める参入企業数の割合は正の相関を持っており、最低賃金の上昇率が高い都道府県では参入効果が低くなく（生産性の高い企業の参入が少なかった）、平均して参入率も低かったと思われる。

図 8-b 付加価値 TFP 上昇の参入効果と最低賃金上昇率（2015-2020 年）

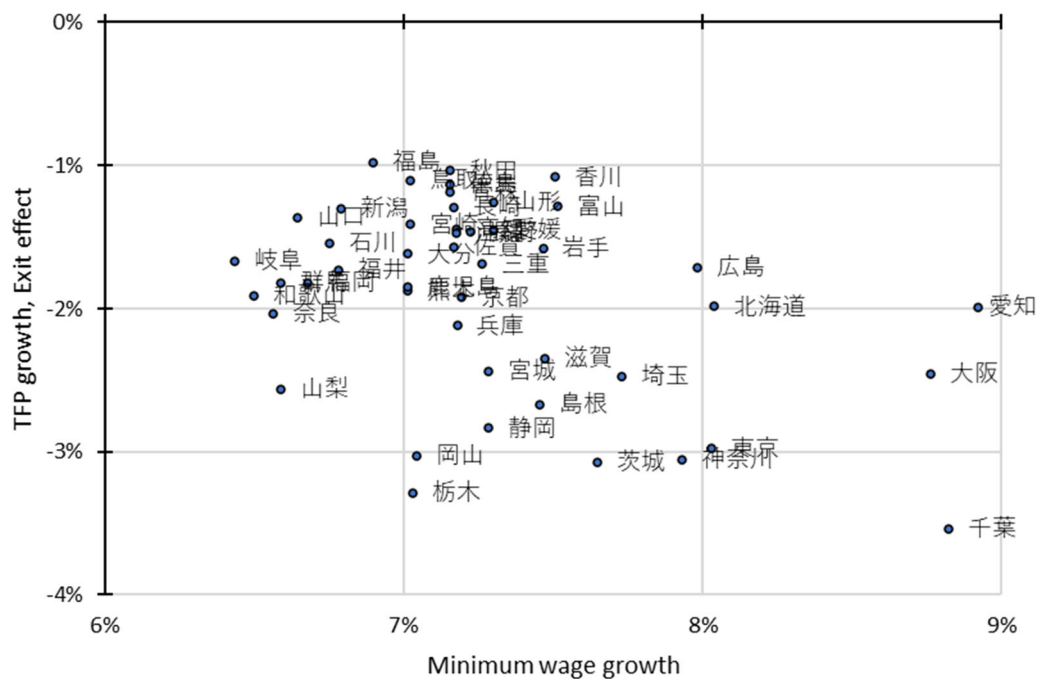


注：TFP 上昇率は期間中の平均年率上昇率、最低賃金上昇率は期間期首と期末の変化率を表す。相関係数は-0.5448。

出所：『経済センサス - 活動調査』により著者作成

図 9 は、最低賃金上昇率と企業の退出との関係を見ている。図 9-a の 2011－2015 年では相関係数が-0.3909 と負の関係があると思われる。一方、退出効果がすべての都道府県で負の値であることも注目すべきである。

図 9-a 付加価値 TFP 上昇の退出効果と最低賃金上昇率（2011-2015 年）

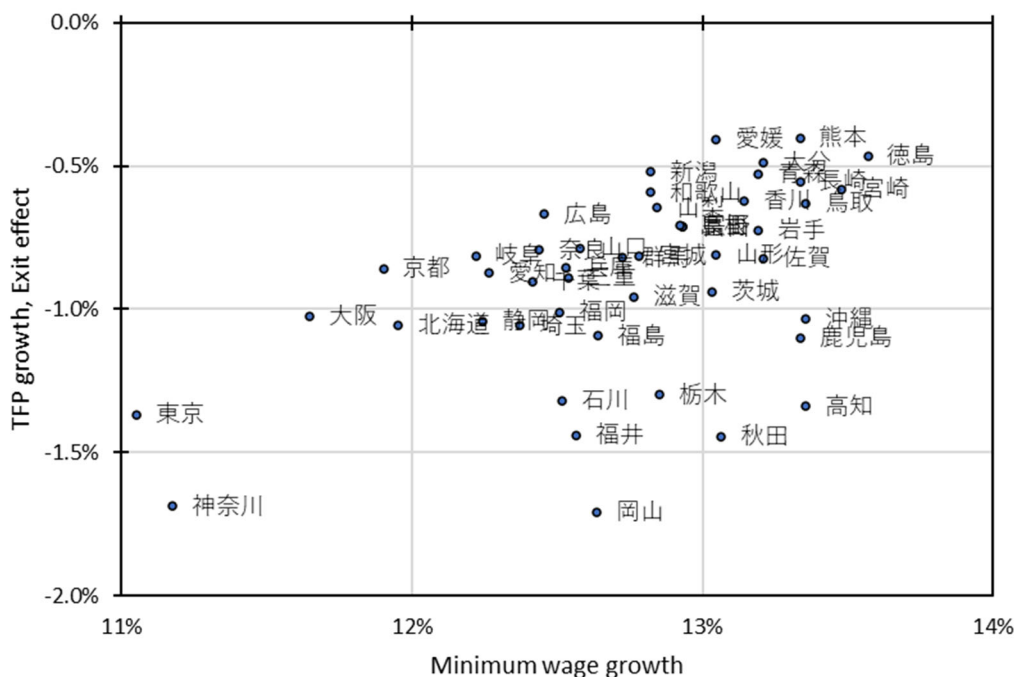


注：TFP 上昇率は期間中の平均年率上昇率、最低賃金上昇率は期間期首と期末の変化率を表す。相関係数は-0.3909。

出所：『経済センサス - 活動調査』により著者作成

後期の関係を表す図9-bを見ると、相関係数は0.4925と強い正の関係があると思われる。前期に比べて不況期に入ることと最低賃金の大幅な上昇が両社の正の関係を生み出していると思われる。退出効果と退出率（期末での参入企業数/期首の企業数）の関係を都道府県単位でみると、参入効果と反対に負の関係になっており、退出効果が負で大きい都道府県ほど退出率が高い。最低賃金上昇率が高い都道府県ほど退出効果の負の値も大きく、退出率も平均して高いことになる。

図 9-b 付加価値 TFP 上昇の退出効果と最低賃金上昇率（2015-2020 年）



注：TFP 上昇率は期間中の平均年率上昇率、最低賃金上昇率は期間期首と期末の変化率を表す。相関係数は 0.4925。

出所：『経済センサス - 活動調査』により著者作成

参入効果と退出効果を合わせてみると、景気拡大期に当たる前期では最低賃金の上昇率が小幅だったこともあり、最低賃金の上昇は参入効果上昇と退出効果低下とともに働いたが、後期の景気縮小期には、査定賃金上昇は低い参入効果と高い退出効果とともに動いたことになる。大幅な最低賃金の上昇が参入を抑え、退出を促した可能性もあり、クレンジング効果と逆のことが起こっているとも思われる。ただし、この分析では 2020 年の新型コロナウイルス感染症の拡大による不景気の影響と最低賃金上昇の影響を分離して分析していないため、解釈には注意が必要である。

5. 分析結果（企業レベルの分析）

ここでは、今まで見てきた、最低賃金と企業のダイナミズムのメカニズムを解明するために、企業レベルの分析を行う。『経済センサス - 活動調査』を企業レベルでパネル化したうえで、2011－2015 年間、2015－2020 年の最低賃金上昇率の変化と企業のパフォーマンスの変化の関係を分析する。被説明変数として、生産性を基本的なものとして、労働生産性、平均賃

金、資本労働比率⁸、雇用者数、無期雇用者数⁹、有期雇用者数、臨時雇用者数、TFP、特許出願件数、過去3年間の特許出願件数などの変化率を、最低賃金上昇率に回帰させる。コントロール変数としては、都道府県のGDPの変化率、期首の都道府県の失業率、期首の企業規模（雇用者数）、そして被説明変数の期首のレベルなどを推計に加える。分析期間が2011－2015年と2015－2020年で異なるため、期首と期末の変化率をとる変数は年率平均に直した。また、すべての推計にはJIP2023の産業レベルのダミー変数が使われている。

前述のように、本稿の分析では二種類の最低賃金（都道府県別最低賃金と企業別最低賃金）があり、表2は、都道府県別最低賃金を用いた分析結果である。分析対象は単独事業所及びすべての事業所が同一県内に存在する企業のみである¹⁰。第一歩として全期間を対象に基本的な分析を行った結果を見ると、労働生産性でもTFPでも最低賃金上昇率の係数が正の値ではあり、統計的にも有意である。最低賃金の上昇と生産性上昇の間には有意な正の相関があると思われる。最低賃金の上昇に対して、平均賃金（有意ではない）、資本労働比率、臨時雇用者数などは低下する。企業は最低賃金上昇に直面して、資本も労働（特に臨時雇用者）も減少させて生産性を上げていると推測される。

特許出願に関しては、有意な変化は見られない。特許データとマッチングされたサンプルが非常に限られるためでもあるが、特許出願をする企業は主に生産性の高い大企業であるため、最低賃金の影響を受けないためと考えられる。

表2 最低賃金と企業のパフォーマンス
（全期間、単独事業所及び単独県内所在企業、都道府県別最低賃金）

⁸ 資本労働比率＝推計された個性資本/雇用者数

⁹ 無期雇用者数は令和3年調査の項目であり、本分析では便宜上、平成28年までの「常用雇用者・正社員」と同一の概念として扱っている。ただし、両者は定義が異なるため、2015年から2020年にかけての分析における係数の解釈には注意を要する。有期雇用者と「常用雇用者・パート・アルバイト」の関係についても同様の留意が必要である。

¹⁰ 複数の都道府県にまたがって複数の事業所を持っている企業の場合、都道府県の最低賃金の識別が難しいため、分析から除いている。

ln(被説明変数, t_1) -ln(被説明変数, t_0)	労働生産性	平均賃金	資本/労働	雇用者数	無期 雇用者数	有期 雇用者数	臨時 雇用者数	TFP	特許出願	特許出願 過去3年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
ln(最低賃金, t_1) -ln(最低賃金, t_0)	1.118*** [0.230]	-0.190 [0.297]	-1.657*** [0.184]	0.0652 [0.110]	-0.00442 [0.293]	-0.166 [0.344]	-0.0884* [0.0474]	0.404*** [0.0866]	-0.592 [0.381]	-0.967 [0.605]
ln(都道府県GDP, t_1) -ln(都道府県GDP, t_0)	0.297*** [0.0585]	0.197*** [0.0581]	0.232*** [0.0578]	0.367*** [0.131]	0.407*** [0.140]	0.215** [0.0900]	0.0484** [0.0204]	0.0588*** [0.0111]	-0.00259 [0.0305]	-0.0241 [0.0502]
ln(失業率, 県, t_0)	0.00519 [0.00373]	0.0126*** [0.00428]	-0.0354*** [0.00480]	0.00460** [0.00186]	-0.00238 [0.00176]	0.00943*** [0.00221]	0.00107 [0.00102]	0.00356* [0.00214]	-0.00275 [0.00329]	-0.00103 [0.00438]
ln(雇用者数, t_0)	0.0462*** [0.00278]	0.0303*** [0.00253]	0.00299 [0.00402]	-0.0283*** [0.00292]	0.0553*** [0.00284]	0.0382*** [0.00311]	0.00539*** [0.000660]	0.00658*** [0.000645]	0.00164 [0.000998]	0.00296 [0.00209]
ln(被説明変数, t_0)	-0.0925*** [0.00487]	-0.0760*** [0.00376]	-0.0898*** [0.00446]		-0.0892*** [0.00298]	-0.125*** [0.00304]	-0.175*** [0.00222]	-0.130*** [0.00475]	-0.0587*** [0.00740]	-0.0497*** [0.00449]
Observations	3,943,166	2,519,527	1,633,337	5,123,213	5,123,213	5,123,213	5,123,213	1,717,993	8,026	8,026
Adj.R-sq	0.193	0.168	0.189	0.068	0.144	0.307	0.481	0.296	0.167	0.143

注。 t_0 は期首を、 t_1 は期末を表す。対数の差分は分析期間の年数で割って年率にしている。OLSによる結果。括弧内数字はクラスターされた頑健標準偏差。すべての推計には産業ダミーと年ダミー変数が含まれる。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, and *** $p < 0.01$.

出所：『経済センサス - 活動調査』により著者作成

表 3 は、都道府県別最低賃金の代わりに、決算期の違いによる企業別最低賃金を用いた場合の結果である。おおむね表 2 の都道府県別最低賃金の結果と同じであるが、モデル (4) で最低賃金上昇が雇用者数減少と有意な相関を持つことが確認される。表 3 の結果によれば、最低賃金の上昇は、雇用も資本も減少させる効果を持つことになる。

表 3 最低賃金と企業のパフォーマンス
(全期間、単独事業所及び単独県内所在企業、企業別最低賃金)

ln(被説明変数, t_1) -ln(被説明変数, t_0)	労働生産性	平均賃金	資本/労働	雇用者数	無期 雇用者数	有期 雇用者数	臨時 雇用者数	TFP	特許出願	特許出願 過去3年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
ln(最低賃金, t_1) -ln(最低賃金, t_0)	0.849*** [0.266]	0.141 [0.282]	-1.313*** [0.172]	-0.210** [0.103]	-0.180 [0.347]	-0.873* [0.507]	-0.0259 [0.0663]	0.634*** [0.115]	-0.571 [0.345]	-0.774 [0.602]
ln(都道府県GDP, t_1) -ln(都道府県GDP, t_0)	0.301*** [0.0581]	0.197*** [0.0573]	0.225*** [0.0571]	0.367*** [0.131]	0.407*** [0.140]	0.214** [0.0904]	0.0481** [0.0204]	0.0615*** [0.0111]	-0.00275 [0.0305]	-0.0244 [0.0501]
ln(失業率, 県, t_0)	0.00471 [0.00372]	0.0127*** [0.00421]	-0.0345*** [0.00481]	0.00461** [0.00187]	-0.00235 [0.00176]	0.00961*** [0.00220]	0.00109 [0.00102]	0.00337 [0.00210]	-0.00259 [0.00322]	-0.000487 [0.00437]
ln(雇用者数, t_0)	0.0462*** [0.00278]	0.0303*** [0.00253]	0.00298 [0.00402]	-0.0283*** [0.00292]	0.0553*** [0.00284]	0.0382*** [0.00311]	0.00539*** [0.000661]	0.00659*** [0.000645]	0.00160 [0.000998]	0.00290 [0.00208]
ln(被説明変数, t_0)	-0.0925*** [0.00488]	-0.0760*** [0.00377]	-0.0898*** [0.00446]		-0.0892*** [0.00298]	-0.125*** [0.00305]	-0.175*** [0.00223]	-0.130*** [0.00474]	-0.0587*** [0.00740]	-0.0497*** [0.00449]
Observations	3,943,166	2,519,527	1,633,337	5,123,213	5,123,213	5,123,213	5,123,213	1,717,993	8,026	8,026
Adj.R-sq	0.193	0.168	0.189	0.068	0.144	0.307	0.481	0.296	0.167	0.143

注。 t_0 は期首を、 t_1 は期末を表す。対数の差分は分析期間の年数で割って年率にしている。OLSによる結果。括弧内数字はクラスターされた頑健標準偏差。すべての推計には産業ダミーと年ダミー変数が含まれる。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, and *** $p < 0.01$.

出所：『経済センサス - 活動調査』により著者作成

ただし、二つの期間は経済的に大きく異なる状況であった。一つ目は分析期間の違いである。前節でも見たように、前期は景気の拡大時期で、後期は新型コロナウイルス感染症の

拡大によって不景気になる時期である。そのため、後期では企業の選択と行動だけではなく、マクロの外生的なショックが企業のパフォーマンスに影響を与えた可能性がある。

また、全国平均の最低賃金を見ると、2011－2015 年で最低賃金が年率約 2%で上昇したのに対し、2015－2019 年（2020 年は除く）では年率約 3%という速いスピードで高まったため、最低賃金が企業活動に与える影響は二つの期間で異なる可能性も高い。

もう一つの考慮すべき点は、最低賃金の影響が大きい企業とそうでない企業の差の可能性である。最低賃金に近い賃金を払っている企業と、普段の賃金がそれを上回る企業では、最低賃金上昇への対応が異なる可能性が高い。以下ではこれらの方向性に沿って分析を進める。

5.1. 期間別分析

表 4 は、2011－2015 年のサンプルで、都道府県別最低賃金を用いた分析結果である。この時期、最低賃金上昇は、企業の生産活動の中心である資本と無期雇用者を減らし、生産性を上昇させたことになる¹¹。

表 4 最低賃金と企業のパフォーマンス
(2011－2015 年、単独事業所及び単独県内所在企業)

ln(被説明変数, t_1) -ln(被説明変数, t_0)	労働生産性	平均賃金	資本/労働	雇用者数	無期 雇用者数	有期 雇用者数	臨時 雇用者数	TFP	特許出願	特許出願 過去3年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
ln(最低賃金, t_1) -ln(最低賃金, t_0)	2.731*** [0.481]	1.380* [0.760]	-3.689*** [0.464]	0.0970 [0.168]	-0.579** [0.284]	0.560* [0.290]	-0.113 [0.0930]	1.113*** [0.185]	0.167 [0.585]	-0.128 [0.821]
ln(都道府県GDP, t_1) -ln(都道府県GDP, t_0)	0.442*** [0.0712]	0.375*** [0.0838]	0.463*** [0.0674]	0.500*** [0.151]	0.558*** [0.159]	0.310** [0.138]	0.0242 [0.0195]	0.0863*** [0.0176]	0.0305 [0.0326]	-0.0104 [0.0686]
ln(失業率, 県, t_0)	-0.00000108 [0.00235]	0.00789** [0.00356]	-0.0310*** [0.00454]	0.00630*** [0.00186]	0.00769*** [0.00225]	-0.00205 [0.00229]	0.00227* [0.00120]	-0.000240 [0.00182]	-0.00236 [0.00812]	-0.00464 [0.0128]
ln(雇用者数, t_0)	0.0544*** [0.00372]	0.0435*** [0.00333]	0.00736 [0.00590]	-0.0392*** [0.00384]	0.0344*** [0.00429]	0.0508*** [0.00527]	0.00604*** [0.000734]	0.00702*** [0.000642]	0.00395* [0.00220]	-0.000369 [0.00338]
ln(被説明変数, t_0)	-0.102*** [0.00586]	-0.0902*** [0.00516]	-0.108*** [0.00549]		-0.0818*** [0.00414]	-0.124*** [0.00535]	-0.205*** [0.00232]	-0.137*** [0.00554]	-0.0769*** [0.0137]	-0.0656*** [0.0108]
Observations	1945897	1206132	747098	2646156	2646156	2646156	2646156	801176	1864	1864
Adj.R-sq	0.187	0.179	0.197	0.088	0.132	0.238	0.559	0.237	0.153	0.130

注。 t_0 は期首を t_1 は期末を表す。対数の差分は分析期間の年数で割って年率にしている。OLSによる結果。括弧内数字はクラスターされた頑健標準偏差。すべての推計には産業ダミーと年ダミー変数が含まれる。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, and *** $p < 0.01$.

出所：『経済センサス - 活動調査』により著者作成

一方、2015－2020 年の後期では最低賃金上昇に対して前期と真逆の結果となっている。図 5 のパネル(a)の結果を見ると、企業は最低賃金の上昇を受け、資本を増加させる。賃金上昇に対する一般的な反応である資本増強が行われている。雇用の面では有期雇用者を減らし、無期雇用者を増加させる。パネル(b)の企業別最低賃金を用いた分析はより鮮明で雇用者数全体の増加も見える。パネル(a)では、生産性が大きく低下することになる。ただし、この

¹¹ 表 4 の分析を企業別最低賃金で行った結果もほとんど同じであるため、省略する。

時期は新型コロナウイルス感染症の拡大期になるため、需要ショックによる影響も生産性に反映される可能性が高いと思われる。

表5 最低賃金と企業のパフォーマンス

(a. 2015－2020 年、単独事業所及び単独県内所在企業、都道府県最低賃金)

ln(被説明変数, t_1) -ln(被説明変数, t_0)	労働生産性	平均賃金	資本/労働	雇用者数	無期 雇用者数	有期 雇用者数	臨時 雇用者数	TFP	特許出願	特許出願 過去3年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
ln(最低賃金, t_1) -ln(最低賃金, t_0)	-3.284*** [0.779]	-2.918*** [0.755]	2.577*** [0.645]	0.235 [0.238]	1.795*** [0.356]	-2.214*** [0.458]	-0.119 [0.0735]	-1.270*** [0.305]	-1.583** [0.633]	-1.306* [0.729]
ln(都道府県GDP, t_1) -ln(都道府県GDP, t_0)	-0.0410 [0.0251]	-0.112*** [0.0204]	-0.0755** [0.0352]	0.00286 [0.0156]	0.00458 [0.0177]	0.0163 [0.0232]	0.0311*** [0.00582]	-0.00384 [0.00957]	-0.0273 [0.0415]	-0.0331 [0.0715]
ln(失業率, 県, t_0)	-0.0109*** [0.00374]	0.00200 [0.00216]	-0.0186*** [0.00407]	0.00396** [0.00155]	-0.00343*** [0.00106]	0.0109*** [0.00252]	-0.0000591 [0.000645]	-0.00117 [0.00142]	-0.00616* [0.00339]	-0.00313 [0.00464]
ln(雇用者数, t_0)	0.0398*** [0.00215]	0.0214*** [0.00206]	-0.000189 [0.00303]	-0.0193*** [0.00227]	0.0759*** [0.00541]	0.0256*** [0.00207]	0.00500*** [0.000623]	0.00637*** [0.000687]	0.00113 [0.000877]	0.00389* [0.00210]
ln(被説明変数, t_0)	-0.0843*** [0.00404]	-0.0637*** [0.00320]	-0.0760*** [0.00375]		-0.0992*** [0.00492]	-0.121*** [0.00262]	-0.129*** [0.00270]	-0.125*** [0.00451]	-0.0554*** [0.00828]	-0.0459*** [0.00522]
Observations	1,997,269	1,313,395	886,239	2,477,057	2,477,057	2,477,057	2,477,057	916,817	6,162	6,162
Adj.R-sq	0.214	0.166	0.189	0.052	0.189	0.367	0.357	0.374	0.183	0.157

注。 t_0 は期首を t_1 は期末を表す。対数の差分は分析期間の年数で割って年率にしている。OLSによる結果。括弧内数字はクラスターされた頑健標準偏差。すべての推計には産業ダミーと年ダミー変数が含まれる。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, and *** $p < 0.01$.

(b. 2015－2020 年、単独事業所及び単独県内所在企業、企業別最低賃金)

ln(被説明変数, t_1) -ln(被説明変数, t_0)	労働生産性	平均賃金	資本/労働	雇用者数	無期 雇用者数	有期 雇用者数	臨時 雇用者数	TFP	特許出願	特許出願 過去3年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
ln(最低賃金, t_1) -ln(最低賃金, t_0)	0.263 [1.010]	4.695*** [0.893]	4.217*** [0.738]	1.022*** [0.235]	2.340*** [0.353]	-3.719*** [0.555]	-0.0682 [0.118]	-0.448 [0.295]	-1.097** [0.532]	-0.734 [0.754]
ln(都道府県GDP, t_1) -ln(都道府県GDP, t_0)	-0.0315 [0.0278]	-0.0808*** [0.0184]	-0.0596 [0.0374]	0.00742 [0.0149]	0.0121 [0.0164]	0.00288 [0.0227]	0.0310*** [0.00593]	-0.00305 [0.00951]	-0.0265 [0.0416]	-0.0323 [0.0715]
ln(失業率, 県, t_0)	0.00175 [0.00490]	0.0294*** [0.00360]	-0.0136*** [0.00433]	0.00663*** [0.00241]	-0.00190 [0.00188]	0.00618** [0.00305]	0.000138 [0.000583]	0.00177 [0.00195]	-0.00469 [0.00326]	-0.00142 [0.00443]
ln(雇用者数, t_0)	0.0397*** [0.00210]	0.0208*** [0.00199]	-0.000705 [0.00307]	-0.0194*** [0.00228]	0.0756*** [0.00543]	0.0263*** [0.00204]	0.00501*** [0.000624]	0.00637*** [0.000680]	0.00101 [0.000863]	0.00379* [0.00207]
ln(被説明変数, t_0)	-0.0840*** [0.00404]	-0.0640*** [0.00297]	-0.0762*** [0.00376]		-0.0992*** [0.00494]	-0.121*** [0.00265]	-0.129*** [0.00271]	-0.124*** [0.00450]	-0.0554*** [0.00828]	-0.0458*** [0.00521]
Observations	1,997,269	1,313,395	886,239	2,477,057	2,477,057	2,477,057	2,477,057	916,817	6,162	6,162
Adj.R-sq	0.214	0.167	0.189	0.053	0.190	0.368	0.357	0.373	0.183	0.157

注。 t_0 は期首を t_1 は期末を表す。対数の差分は分析期間の年数で割って年率にしている。OLSによる結果。括弧内数字はクラスターされた頑健標準偏差。すべての推計には産業ダミーと年ダミー変数が含まれる。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, and *** $p < 0.01$.

出所：『経済センサス - 活動調査』により著者作成

5.2. 企業の状況による分析

同じ最低賃金上昇に対しても企業の状況によっては、その影響が異なる可能性が高。特に元の状態が、生産性が低く、最低賃金水準の支払いをしていた場合がその場合である。そのため、企業の支払賃金総額を従業員数で割った平均賃金が、その年の都道府県の年間最低賃金

¹²の1.5倍以下の企業（以下、低賃金企業）であるかを識別した。その割合は、2011年23%、2015年、25%、2020年22%であった。また、製造業と非製造業の間では大きな差はなかった。ただし、食品製造業と郵便業、飲食、宿泊業などではその割合が高い。

表6は、前期（2011－2015年）を対象に今までの説明変数に加え、平均賃金が最低賃金に近いかなの変数と都道府県別賃金の交差項も加えた推計を行っている。

前期では、低賃金企業でない場合、最低賃金の上昇の際、資本と無期雇用を減らし、有期雇用を増加させることで生産性を高めるという表4の結果が確認できる。しかし、低賃金企業の場合、労働生産性もTFPも上昇幅が限定的であり、臨時雇用者数の減少が行われる。また、平均賃金の上昇も行われない（係数の相殺でほぼ0）。

と後期（2015－2020年）を対象に、期首の平均賃金が期首の年間最低賃金¹³の1.5倍以下の企業だけを対象に行った推計結果である。これらの低賃金企業は、最低賃金上昇に対して資本と資本と臨時雇用者を減らしているが、生産性には有意な変化は見られない。

表5 最低賃金と企業のパフォーマンス
(単独事業所及び単独県内所在企業、2011－2015年)

ln(被説明変数, t_1) -ln(被説明変数, t_0)	労働生産性	平均賃金	資本/労働	雇用者数	無期 雇用者数	有期 雇用者数	臨時 雇用者数	TFP	特許出願	特許出願 過去3年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
ln(最低賃金, t_1) -ln(最低賃金, t_0)	3.438*** [0.497]	3.055*** [0.819]	-3.866*** [0.582]	-0.0364 [0.220]	-0.654** [0.300]	0.474* [0.254]	0.0227 [0.0711]	1.407*** [0.200]	0.159 [0.619]	-0.182 [0.877]
最低賃金変化率 ×1(低賃金,2011)	-2.299*** [0.356]	-3.347*** [0.720]	0.503 [0.552]	0.356 [0.343]	-0.107 [0.276]	0.322 [0.368]	-0.559*** [0.157]	-0.833*** [0.239]	0.155 [1.737]	1.025 [3.222]
1(低賃金,2011)	0.0330*** [0.00751]	0.0204 [0.0168]	-0.0218* [0.0116]	-0.0621*** [0.00707]	-0.0504*** [0.00433]	-0.0139* [0.00728]	0.0124*** [0.00272]	0.00388 [0.00477]	-0.00308 [0.0264]	-0.0169 [0.0508]
ln(都道府県GDP, t_1) -ln(都道府県GDP, t_0)	0.444*** [0.0726]	0.365*** [0.0831]	0.459*** [0.0676]	0.519*** [0.159]	0.571*** [0.162]	0.313** [0.139]	0.0232 [0.0190]	0.0848*** [0.0168]	0.0306 [0.0327]	-0.0103 [0.0687]
ln(失業率, 県, t_0)	-0.000122 [0.00232]	0.00857** [0.00358]	-0.0312*** [0.00451]	0.00549*** [0.00202]	0.00672*** [0.00239]	-0.00215 [0.00230]	0.00228* [0.00121]	-0.000163 [0.00178]	-0.00232 [0.00825]	-0.00465 [0.0130]
ln(雇用者数, t_0)	0.0554*** [0.00401]	0.0424*** [0.00329]	0.00637 [0.00592]	-0.0328*** [0.00312]	0.0501*** [0.00477]	0.0516*** [0.00533]	0.00578*** [0.000808]	0.00714*** [0.000567]	0.00395* [0.00221]	-0.000358 [0.00338]
ln(被説明変数, t_0)	-0.103*** [0.00625]	-0.103*** [0.00527]	-0.108*** [0.00550]		-0.0956*** [0.00351]	-0.124*** [0.00535]	-0.205*** [0.00225]	-0.142*** [0.00548]	-0.0769*** [0.0138]	-0.0656*** [0.0109]
Observations	1945897	1206132	747098	2646156	2646156	2646156	2646156	801176	1864	1864
Adj.R-sq	0.188	0.181	0.197	0.121	0.160	0.239	0.559	0.240	0.152	0.129

注。 t_0 は期首を t_1 は期末を表す。対数の差分は分析期間の年数で割って年率にしている。最低賃金変化率 = $\ln(\text{最低賃金, } t_1) - \ln(\text{最低賃金, } t_0)$ 。1(低賃金, t)は、企業の t 年の平均賃金が t 年の最低賃金の1.5倍を下回る場合に1をとるダミー変数。OLSによる結果。括弧内数字はクラスターされた頑健標準偏差。すべての推計には産業ダミーと年ダミー変数が含まれる。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, and *** $p < 0.01$ 。

¹² 年間最低賃金は当該年の最低賃金に、企業の主産業における平均労働時間をかけることで求めている。

¹³ 年間最低賃金は当該年の最低賃金に、企業の主産業における平均労働時間をかけることで求めている。

出所：『経済センサス - 活動調査』により著者作成

これに対して、表 6 は同様の推計を後期に対して行った。前期に比べて大幅な最低賃金上昇に直面した、低賃金企業でない企業は有期雇用を減らし、無期雇用と資本を強化する。無期雇用と資本中心の生産活動に代わっている。ただ、その代わりに労働生産性と TFP の伸びは抑えられる。特徴的なのはモデル (9) と (10) にあるように、この時の最低賃金の減少は特許出願の減少にも関係するところである。最低賃金上昇に対して、雇用は有機から向きへ、生産は資本中心に切り替わるが、必ずしもイノベーションがより活発になることを意味するのではない。

低賃金企業の場合は、無期雇用に関してはほかの企業と同様に増加させるが、有期雇用の減少が激しく、結果として雇用者数全体が減る。結果として、労働生産性も TFP も有意な変化はない。

表 6 最低賃金と企業のパフォーマンス
(単独事業所及び単独県内所在企業、2015－2020 年)

ln(被説明変数, t_1) -ln(被説明変数, t_0)	労働生産性	平均賃金	資本/労働	雇用者数	無期 雇用者数	有期 雇用者数	臨時 雇用者数	TFP	特許出願	特許出願 過去3年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
ln(最低賃金, t_1) -ln(最低賃金, t_0)	-4.953*** [0.874]	-5.263*** [0.984]	2.257** [0.881]	0.674*** [0.177]	1.358*** [0.278]	-0.972*** [0.335]	-0.0779 [0.0754]	-2.302*** [0.350]	-1.662** [0.677]	-1.342* [0.747]
最低賃金変化率 × 1(低賃金,2015)	5.048*** [0.820]	4.494*** [1.118]	0.868 [1.120]	-2.506*** [0.387]	1.494* [0.810]	-5.252*** [0.745]	-0.105 [0.204]	2.656*** [0.479]	0.818 [1.833]	0.285 [1.802]
1(低賃金,2015)	-0.148*** [0.0225]	-0.149*** [0.0257]	-0.0351 [0.0284]	0.0278*** [0.0105]	-0.0699*** [0.0223]	0.118*** [0.0193]	0.00547 [0.00550]	-0.0907*** [0.0130]	-0.0213 [0.0501]	-0.00964 [0.0486]
ln(都道府県GDP, t_1) -ln(都道府県GDP, t_0)	-0.0380 [0.0256]	-0.116*** [0.0202]	-0.0718** [0.0357]	0.0186 [0.0132]	0.0112 [0.0169]	0.0250 [0.0217]	0.0301*** [0.00568]	0.000859 [0.00942]	-0.0270 [0.0415]	-0.0335 [0.0716]
ln(失業率, 県, t_0)	-0.0106*** [0.00381]	0.00272 [0.00206]	-0.0184*** [0.00404]	0.00459*** [0.00136]	-0.00320*** [0.00114]	0.0114*** [0.00241]	-0.0000975 [0.000629]	-0.000690 [0.00130]	-0.00626* [0.00340]	-0.00295 [0.00458]
ln(雇用者数, t_0)	0.0414*** [0.00249]	0.0208*** [0.00204]	-0.000896 [0.00307]	-0.0154*** [0.00181]	0.0857*** [0.00567]	0.0267*** [0.00187]	0.00476*** [0.000635]	0.00633*** [0.000544]	0.00112 [0.000868]	0.00394* [0.00212]
ln(被説明変数, t_0)	-0.0859*** [0.00438]	-0.0737*** [0.00272]	-0.0769*** [0.00371]		-0.108*** [0.00519]	-0.119*** [0.00265]	-0.130*** [0.00271]	-0.133*** [0.00424]	-0.0554*** [0.00827]	-0.0459*** [0.00521]
Observations	1,997,269	1,313,395	886,239	2,477,057	2,477,057	2,477,057	2,477,057	916,817	6,162	6,162
Adj.R-sq	0.216	0.170	0.189	0.085	0.200	0.371	0.357	0.388	0.183	0.157

注。 t_0 は期首を t_1 は期末を表す。対数の差分は分析期間の年数で割って年率にしている。最低賃金変化率 = $\ln(\text{最低賃金}, t_1) - \ln(\text{最低賃金}, t_0)$ 。1(低賃金, t) は、企業の t 年の平均賃金が t 年の最低賃金の 1.5 倍を下回る場合に 1 をとるダミー変数。OLS による結果。括弧内数字はクラスターされた頑健標準偏差。すべての推計には産業ダミーと年ダミー変数が含まれる。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, and *** $p < 0.01$.

出所：『経済センサス - 活動調査』により著者作成

5.3. 最低賃金決定の内生性

よく知られているように、最低賃金は公益委員、労働者側委員、使用者側委員からなる最低賃金審議会での議論を経て決定する。そのため、最低賃金自体がその都道府県の経済・

社会的な状況を勘案して決まり、当該都道府県の企業のパフォーマンスと相関する可能性が高いと考えられる。そのため、企業の所在する都道府県の賃金とは相関するが企業のパフォーマンスとは相関しない変数を必要とする。ここでは、Adachi, et al. (2020)による日本の通勤圏データを用いて、当該企業の所在する市区町村に隣接する他都道府県の市区町村の最低賃金のデータを用いることにする。ここで隣接とは、二つの市区町村の間に通勤する人が存在することによって定義される。地理的な隣接も重要であるが、最低賃金の企業活動への影響を見るうえでは、経済的な隣接がより大事と思われ、本分析に適していると考えられる。つまり、隣接する他都道府県の市区町村とは、互いに人口の一部が通勤をしている他県の市区町村を指す。また、これらの隣接する他都道府県の市区町村の最低賃金の平均もしくは通勤者に重みづけた加重平均を分析に用いる。内生性のコントロールのために、5年ごとの通勤圏データを経済センサスデータの時期より5年前の値を用いた。

表9は操作変数法による推計を、前期・後期、前期のみ、後期のみ、に対して行った結果である。分析結果の表9のパネル(a)を見ると、表3のOLSの結果とおおむね一致する¹⁴。表3と同様、最低賃金が両方の生産性と有意な正の相関を持っており、資本労働比率が低下する結果になっている。ただ、無期雇用者数の係数が負で有意、有期雇用者数の係数が正で有意であることが違うところである。

表9のパネル(b)は、2015年を対象にしたOLSの結果とほとんど一致する。2015－2020年を対象にするパネル(c)も表5のパネル(a)とほとんど一致する。ただ、特許出願について係数が有意でないところは異なる。

¹⁴ 操作変数法の第一段階の推計結果は紙幅の関係上割愛しているが、すべての推計における第一段階のF値はStaiger and Stock (1997)およびStock and Yogo (2005)が示す基準値を大きく上回っており、弱操作変数の懸念はない。また、本稿で扱う内生変数はすべてjust-identifiedであるため、過剰識別制約を用いた外生性の統計的検証は適用できない。

表9 操作変数法による推計：最低賃金と企業のパフォーマンス
(a. 2011－2015 年、2015－2020 年)

ln(被説明変数, t_1) -ln(被説明変数, t_0)	労働生産性	平均賃金	資本/労働	雇用者数	無期 雇用者数	有期 雇用者数	臨時 雇用者数	TFP	特許出願	特許出願 過去3年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
ln(最低賃金, t_1) -ln(最低賃金, t_0)	4.484*** [0.416]	0.135 [0.499]	-6.005*** [0.907]	0.195 [0.197]	-2.154*** [0.205]	3.101*** [0.221]	-0.00868 [0.133]	1.469*** [0.227]	3.583 [6.137]	11.57 [8.636]
ln(都道府県GDP, t_1) -ln(都道府県GDP, t_0)	0.279*** [0.0120]	0.193*** [0.0124]	0.316*** [0.0233]	0.338*** [0.00555]	0.418*** [0.00577]	0.146*** [0.00623]	0.0452*** [0.00374]	0.0497*** [0.00587]	0.0259 [0.0293]	0.0300 [0.0412]
ln(失業率, 県, t_0)	0.00322*** [0.000731]	0.0123*** [0.000878]	-0.0366*** [0.00155]	0.00478*** [0.000346]	-0.00224*** [0.000360]	0.00700*** [0.000388]	0.00194*** [0.000233]	0.00390*** [0.000391]	0.00454 [0.00832]	0.0196* [0.0117]
ln(雇用者数, t_0)	0.0465*** [0.000121]	0.0309*** [0.000156]	0.00353*** [0.000270]	-0.0280*** [0.0000573]	0.0567*** [0.000107]	0.0380*** [0.0000900]	0.00536*** [0.0000400]	0.00666*** [0.0000636]	0.00215** [0.000901]	0.00400*** [0.00127]
ln(被説明変数, t_0)	-0.0929*** [0.000119]	-0.0759*** [0.000135]	-0.0908*** [0.000179]		-0.0899*** [0.000122]	-0.125*** [0.000114]	-0.176*** [0.0000975]	-0.130*** [0.000186]	-0.0590*** [0.00182]	-0.0506*** [0.00180]
Observations	2,862,515	1,806,247	1,188,149	3,701,967	3,701,967	3,701,967	3,701,967	1,245,807	5,866	5,866
Adj.R-sq	0.192	0.167	0.191	0.066	0.144	0.308	0.482	0.296	0.146	0.070

注。 t_0 は期首を t_1 は期末を表す。対数の差分は分析期間の年数で割って年率にしている。OLSによる結果。括弧内数字はクラスターされた頑健標準偏差。すべての推計には産業ダミーと年ダミー変数が含まれる。* $p<0.1$, ** $p<0.05$, and *** $p<0.01$.

(b. 2011－2015 年)

ln(被説明変数, t_1) -ln(被説明変数, t_0)	労働生産性	平均賃金	資本/労働	雇用者数	無期 雇用者数	有期 雇用者数	臨時 雇用者数	TFP	特許出願	特許出願 過去3年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
ln(最低賃金, t_1) -ln(最低賃金, t_0)	7.267*** [0.515]	3.146*** [0.643]	-10.16*** [1.210]	0.653*** [0.240]	-2.124*** [0.228]	4.211*** [0.241]	-0.460*** [0.155]	2.580*** [0.309]	12.86 [16.81]	43.40 [31.71]
ln(都道府県GDP, t_1) -ln(都道府県GDP, t_0)	0.408*** [0.0159]	0.361*** [0.0176]	0.613*** [0.0346]	0.469*** [0.00744]	0.555*** [0.00704]	0.250*** [0.00746]	0.0251*** [0.00480]	0.0768*** [0.00878]	0.00169 [0.0750]	-0.0961 [0.142]
ln(失業率, 県, t_0)	-0.0116*** [0.00187]	0.00827*** [0.00234]	-0.00787** [0.00401]	0.00377*** [0.000928]	0.0130*** [0.000879]	-0.0193*** [0.000931]	0.00420*** [0.000600]	-0.00265** [0.00106]	-0.0145 [0.0227]	-0.0436 [0.0436]
ln(雇用者数, t_0)	0.0544*** [0.000202]	0.0445*** [0.000281]	0.00797*** [0.000499]	-0.0381*** [0.0000974]	0.0355*** [0.000158]	0.0505*** [0.000128]	0.00604*** [0.0000664]	0.00707*** [0.000116]	0.00541** [0.00271]	0.00376 [0.00519]
ln(被説明変数, t_0)	-0.103*** [0.000222]	-0.0904*** [0.000249]	-0.109*** [0.000310]		-0.0813*** [0.000179]	-0.123*** [0.000166]	-0.205*** [0.000138]	-0.139*** [0.000370]	-0.0889*** [0.00872]	-0.0889*** [0.0131]
Observations	1418263	869571	545964	1916967	1916967	1916967	1916967	583505	1473	1473
Adj.R-sq	0.185	0.177	0.198	0.084	0.129	0.231	0.557	0.239	-0.002	-0.774

注。 t_0 は期首を t_1 は期末を表す。対数の差分は分析期間の年数で割って年率にしている。OLSによる結果。括弧内数字はクラスターされた頑健標準偏差。すべての推計には産業ダミーと年ダミー変数が含まれる。* $p<0.1$, ** $p<0.05$, and *** $p<0.01$.

(c. 2015–2020 年)

ln(被説明変数, t_1) -ln(被説明変数, t_0)	労働生産性	平均賃金	資本/労働	雇用者数	無期 雇用者数	有期 雇用者数	臨時 雇用者数	TFP	特許出願	特許出願 過去3年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
ln(最低賃金, t_1) -ln(最低賃金, t_0)	-2.845*** [0.478]	-3.506*** [0.571]	8.776*** [0.982]	-1.151*** [0.224]	1.354*** [0.265]	-5.215*** [0.292]	0.852*** [0.155]	-1.061*** [0.248]	-1.828 [7.332]	-7.216 [9.823]
ln(都道府県GDP, t_1) -ln(都道府県GDP, t_0)	0.0232 [0.0179]	-0.0989*** [0.0170]	-0.142*** [0.0298]	-0.00759 [0.00799]	-0.00229 [0.00940]	0.0136 [0.0104]	0.0189*** [0.00554]	0.00592 [0.00745]	0.00942 [0.0351]	0.0573 [0.0469]
ln(失業率, 県, t_0)	-0.0128*** [0.00152]	-0.00176 [0.00182]	-0.00803*** [0.00294]	0.000454 [0.000723]	-0.00430*** [0.000853]	0.000828 [0.000942]	0.00338*** [0.000501]	-0.000670 [0.000751]	-0.00238 [0.0112]	-0.00569 [0.0150]
ln(雇用者数, t_0)	0.0404*** [0.000141]	0.0218*** [0.000170]	-0.000431 [0.000296]	-0.0195*** [0.0000648]	0.0778*** [0.000146]	0.0253*** [0.000123]	0.00500*** [0.0000460]	0.00651*** [0.0000694]	0.00183* [0.00109]	0.00617*** [0.00147]
ln(被説明変数, t_0)	-0.0847*** [0.000154]	-0.0636*** [0.000164]	-0.0773*** [0.000207]		-0.101*** [0.000165]	-0.123*** [0.000154]	-0.131*** [0.000131]	-0.125*** [0.000219]	-0.0552*** [0.00239]	-0.0475*** [0.00250]
Observations	1444252	936676	642185	1785000	1785000	1785000	1785000	662302	4393	4393
Adj.R-sq	0.215	0.165	0.190	0.053	0.195	0.376	0.360	0.373	0.172	0.143

注。 t_0 は期首を t_1 は期末を表す。対数の差分は分析期間の年数で割って年率にしている。OLSによる結果。括弧内数字はクラスターされた頑健標準偏差。すべての推計には産業ダミーと年ダミー変数が含まれる。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, and *** $p < 0.01$.

(5) 非製造業のダイナミズム

経済センサスの強みは多くの非製造業企業をカバーしているところにもある。ここでは、非製造業に限定して今までの分析を行った。表 10 は前期における分析である。特に低賃金企業と最低賃金上昇率の交差項を追加した水系である。経済センサス - 活動調査のサンプルの中、非製造業企業のサンプルが 9 割程度であるため、全体の分析結果（表 5）とほとんど似ている。ただし、雇用に関してはすべての係数が有意ではない。この期間は非製造業でも生産性と最低賃金が同じ方向に動いていたといえる。ただし、低賃金企業はこの時期でも、労働生産性の面でも TFP の面でも恩恵が少なかったことは注目する必要がある。

表 10 非製造業における最低賃金と企業パフォーマンス (2011–2015 年)

ln(被説明変数, t_1) -ln(被説明変数, t_0)	労働生産性	平均賃金	資本/労働	雇用者数	無期 雇用者数	有期 雇用者数	臨時 雇用者数	TFP	特許出願	特許出願 過去3年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
ln(最低賃金, t_1) -ln(最低賃金, t_0)	3.107*** [0.519]	2.908*** [0.951]	-4.383*** [0.627]	0.0963 [0.252]	-0.497 [0.357]	0.467 [0.285]	0.00253 [0.0800]	1.353*** [0.228]	0.243 [1.094]	-0.341 [1.157]
最低賃金変化率 × 1(低賃金,2011)	-2.308*** [0.425]	-3.873*** [0.911]	0.672 [0.622]	0.340 [0.387]	-0.160 [0.289]	0.343 [0.415]	-0.561*** [0.170]	-0.849*** [0.284]	-1.045 [1.715]	3.225 [2.110]
1(低賃金,2011)	0.0328*** [0.00885]	0.0277 [0.0216]	-0.0217 [0.0136]	-0.0593*** [0.00834]	-0.0468*** [0.00486]	-0.0136* [0.00798]	0.0119*** [0.00296]	0.00356 [0.00560]	0.0150 [0.0272]	-0.0530 [0.0362]
ln(都道府県GDP, t_1) -ln(都道府県GDP, t_0)	0.500*** [0.0731]	0.418*** [0.0867]	0.477*** [0.0774]	0.568*** [0.166]	0.620*** [0.167]	0.343** [0.150]	0.0292 [0.0210]	0.107*** [0.0199]	0.0224 [0.0145]	-0.0560 [0.0618]
ln(失業率, 県, t_0)	-0.000373 [0.00268]	0.00675 [0.00429]	-0.0333*** [0.00503]	0.00643*** [0.00233]	0.00735*** [0.00271]	-0.00105 [0.00225]	0.00208 [0.00135]	0.0000335 [0.00210]	-0.00757 [0.00540]	-0.00480 [0.00739]
ln(雇用者数, t_0)	0.0578*** [0.00451]	0.0449*** [0.00386]	0.00195 [0.00694]	-0.0357*** [0.00364]	0.0481*** [0.00489]	0.0526*** [0.00634]	0.00636*** [0.000952]	0.00796*** [0.000709]	0.000448 [0.00251]	-0.00230 [0.00416]
ln(被説明変数, t_0)	-0.101*** [0.00665]	-0.104*** [0.00575]	-0.109*** [0.00638]		-0.0984*** [0.00429]	-0.127*** [0.00628]	-0.205*** [0.00248]	-0.140*** [0.00598]	-0.0316 [0.0187]	-0.0248 [0.0263]
Observations	1734578	1041793	640677	2379436	2379436	2379436	2379436	690270	569	569
Adj.R-sq	0.182	0.185	0.198	0.127	0.170	0.244	0.560	0.231	0.042	0.012

注。 t_0 は期首を t_1 は期末を表す。対数の差分は分析期間の年数で割って年率にしている。最低賃金変化率 = $\ln(\text{最低賃金, } t_1) - \ln(\text{最低賃金, } t_0)$ 。1(低賃金, t) は、企業の t 年の平均賃金が t 年の最低賃金の1.5倍を下回る場合に1をとるダミー変数。OLSによる結果。括弧内数字はクラスターされた頑健標準偏差。すべての推計には産業ダミーと年ダミー変数が含まれる。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, and *** $p < 0.01$ 。

表 11 は、2015–2020 年の非製造業を対象にした分析結果である。同時期に対する全体サンプルの分析結果（表 6）とほとんど一致する結果である。特許関連の推計は異なる（モデル（9）と（10））。この時期では生産性と最低賃金はほとんど逆の方向に動いたが、非製造業でも雇用（特に無期雇用）を増やし、資本を増加させたことによる一時的な生産性の低下としても考えられる。

また、全体のサンプル（表 6）でも確認したが、非製造業でも低賃金企業では最低賃金上昇と生産性の間にほとんど有意な関係は確認できない。

（6）企業と地域の属性による分析

企業や地域の異質性によって最低賃金上昇の影響は異なる可能性は高い。ここでは、各期間における企業の期首の属性（産業内での労働生産性のレベル、平均賃金、TFP のレベル）によって企業を三つのグループに分けたうえで、それぞれのグループに対して同様の推計を行った。また、47 都道府県を最低賃金のレベルで三つのグループに分けた推計も行った。

労働生産性の変化率を被説明変数にする推計（表 11、パネル a）で特徴的なのは、最低賃金上昇の際、TFP がもともと高いグループの企業（表 11、パネル a、モデル 9）の労働生産性が最も敏感に反応する点である。

TFP（表 11、パネル b）でも同様の特徴が明らかである。最低賃金上昇に対して、もとより TFP が一番高かったグループ（表 11、パネル b、モデル 9）の TFP の伸びが一番大きい。最低賃金の変化に対して、生産性が高かった企業のほうが生産体制をより効率的に変え

ていくことと考えられる。同じ結果は、最低賃金が最も高い都道府県に立地する企業（表 11、パネル b、モデル 12）からも観察される。

表 11 最低賃金と企業パフォーマンス（グループ別）
(a. 労働生産性)

ln(労働生産性、 t_1) -ln(労働生産性、 t_0)	労働生産性			平均賃金			TFP			最低賃金（県）		
	Bottom	Middle	Top	Bottom	Middle	Top	Bottom	Middle	Top	Low	Middle	High
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
ln(最低賃金、 t_1)	1.702***	1.044***	1.444***	1.428***	0.577**	0.668***	0.654**	0.702***	1.509***	1.855***	0.682	6.075***
-ln(最低賃金、 t_0)	[0.295]	[0.273]	[0.241]	[0.221]	[0.223]	[0.240]	[0.311]	[0.213]	[0.238]	[0.254]	[0.439]	[2.306]
ln(都道府県GDP、 t_1)	0.337***	0.235***	0.292***	0.229***	0.218***	0.255***	0.232***	0.198***	0.326***	0.257***	0.398***	0.169***
-ln(都道府県GDP、 t_0)	[0.0604]	[0.0424]	[0.0797]	[0.0348]	[0.0534]	[0.0685]	[0.0427]	[0.0616]	[0.0903]	[0.0835]	[0.0386]	[0.0488]
ln(失業率、県、 t_0)	-0.00630	-0.00154	0.00228	-0.00348	0.00109	0.00989**	0.00458	0.00356	0.00888*	0.00205	0.00935***	-0.0190***
	[0.00461]	[0.00264]	[0.00575]	[0.00471]	[0.00338]	[0.00497]	[0.00329]	[0.00342]	[0.00465]	[0.00520]	[0.00312]	[0.00403]
ln(従業者数、 t_0)	0.0615***	0.0425***	0.0394***	0.0423***	0.0295***	0.0257***	0.0356***	0.0268***	0.0317***	0.0456***	0.0463***	0.0487***
	[0.00606]	[0.00258]	[0.00211]	[0.00606]	[0.00243]	[0.00279]	[0.00405]	[0.00179]	[0.00171]	[0.00266]	[0.00281]	[0.00331]
ln(労働生産性、 t_0)	-0.124***	-0.0737***	-0.0989***	-0.114***	-0.121***	-0.116***	-0.125***	-0.0565***	-0.0637***	-0.0899***	-0.0959***	-0.0991***
	[0.00482]	[0.00585]	[0.00942]	[0.00389]	[0.00537]	[0.00521]	[0.00424]	[0.00745]	[0.00575]	[0.00463]	[0.00520]	[0.00501]
Observations	1186520	1376877	1379769	879175	917911	928697	635944	713111	711141	2133379	1102240	707547
Adj.R-sq	0.169	0.062	0.117	0.234	0.185	0.178	0.180	0.046	0.081	0.188	0.200	0.205

注。 t_0 は期首を t_1 は期末を表す。対数の差分は分析期間の年数で割って年率にしている。OLSによる結果。括弧内数字はクラスターされた頑健標準偏差。すべての推計には産業ダミーと年ダミー変数が含まれる。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, and *** $p < 0.01$.

(b. 全要素生産性)

ln(TFP、 t_1) -ln(TFP、 t_0)	労働生産性			平均賃金			TFP			最低賃金（県）		
	Bottom	Middle	Top	Bottom	Middle	Top	Bottom	Middle	Top	Low	Middle	High
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
ln(最低賃金、 t_1)	0.311*	0.420***	0.590***	0.656***	0.410***	0.401***	0.258**	0.345***	0.773***	0.457***	0.310**	1.493***
-ln(最低賃金、 t_0)	[0.165]	[0.0817]	[0.106]	[0.133]	[0.0945]	[0.0952]	[0.108]	[0.0996]	[0.101]	[0.126]	[0.127]	[0.428]
ln(都道府県GDP、 t_1)	0.0819***	0.0442***	0.0526***	0.0867***	0.0527***	0.0481***	0.0796***	0.0380***	0.0543***	0.0417***	0.0950***	0.0546***
-ln(都道府県GDP、 t_0)	[0.0174]	[0.0142]	[0.0143]	[0.0154]	[0.0126]	[0.0153]	[0.0141]	[0.0136]	[0.0170]	[0.0121]	[0.0227]	[0.0176]
ln(失業率、県、 t_0)	0.00163	0.000909	0.00337	-0.00126	-0.000130	0.00389**	0.00143	0.000114	0.00465*	0.00404	0.00384**	-0.00348**
	[0.00140]	[0.00134]	[0.00222]	[0.00156]	[0.00174]	[0.00191]	[0.00154]	[0.00142]	[0.00264]	[0.00270]	[0.00173]	[0.00141]
ln(従業者数、 t_0)	0.00785***	0.00575***	0.00531***	0.00640***	0.00573***	0.00585***	0.00678***	0.00478***	0.00613***	0.00677***	0.00659***	0.00651***
	[0.00152]	[0.000724]	[0.000613]	[0.00206]	[0.000850]	[0.000672]	[0.00126]	[0.000458]	[0.000684]	[0.000661]	[0.000657]	[0.000773]
ln(TFP、 t_0)	-0.128***	-0.168***	-0.163***	-0.146***	-0.145***	-0.139***	-0.133***	-0.107***	-0.174***	-0.125***	-0.137***	-0.140***
	[0.00587]	[0.00530]	[0.00564]	[0.00409]	[0.00427]	[0.00462]	[0.00339]	[0.00774]	[0.00498]	[0.00476]	[0.00448]	[0.00445]
Observations	320205	619347	731822	431425	555209	620921	542828	596712	578453	927102	491018	299873
Adj.R-sq	0.138	0.156	0.301	0.342	0.289	0.279	0.151	0.040	0.283	0.286	0.311	0.314

注。 t_0 は期首を t_1 は期末を表す。対数の差分は分析期間の年数で割って年率にしている。OLSによる結果。括弧内数字はクラスターされた頑健標準偏差。すべての推計には産業ダミーと年ダミー変数が含まれる。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, and *** $p < 0.01$.

6. 結論

本稿は、『経済センサス - 活動調査』を用い、日本における最低賃金の上昇が企業の生産性とダイナミクスに与える影響を、産業レベルの要因分解、都道府県別の集計分析、企業レベルのミクロ推計という三層構造で分析した。

第一に、日本経済全体の生産性動学を概観すると、2011-2015年には労働生産性およびTFPが比較的高い成長率を示した一方、2015-2020年には顕著な鈍化が確認された。この鈍化は主として企業内部の効率改善（内部効果）の低下によるものであるが、企業間の競争を通じた資源再配分を表す共分散効果は両期間を通じて一貫して正で大きく、日本経済において再配分メカニズムが継続的に機能してきたことが示唆される。

第二に、最低賃金上昇と生産性の関係を都道府県別にみると、労働生産性およびTFPの上昇率との間には概して正の相関が観察される。しかし、その内訳を要因分解すると、2011-2015年には参入効果が比較的強く、退出効果が抑制されていたのに対し、2015-2020年には参入効果が弱まり、退出効果が強まるなど、企業ダイナミクスの様相が大きく変化している。最低賃金の上昇速度の違いや、新型コロナウイルス感染症に伴う景気後退が、最低賃金と企業行動の関係を非線形にしている可能性が高い。

第三に、企業レベルのパネル分析では、最低賃金上昇が労働生産性やTFPを統計的に有意に押し上げる証拠は限定的である一方、資本労働比率の変化、雇用形態の組み替え、平均賃金の調整といった企業の適応行動が一貫して確認された。特に、2015-2020年の急上昇期においては、雇用構成や資本装備の調整を通じた対応が顕著であり、生産性指標にはむしろ低下圧力が観察される場合もあった。

さらに、通勤圏に基づく経済的隣接を利用した操作変数法によって最低賃金の内生性に配慮した分析を行ったが、生産性に対する直接的な因果効果は依然として小さく、最低賃金引上げが直ちにTFPを高めるという強い証拠は得られなかった。

以上の結果から、最低賃金の引上げは、短中期的には企業内部の技術的効率の改善よりも、雇用ポートフォリオや資本装備の見直しを通じたコスト適応を促す側面が強いと考えられる。また、最低賃金の上昇速度や景気局面によって、参入・退出を通じた企業ダイナミクスへの影響が大きく異なる点は、最低賃金政策の設計および補完政策を検討する上で重要である。特に、生産性の低い企業や中小企業に対しては、最低賃金引上げと並行して、生産性向上投資や業務プロセス改革、デジタル化支援などを組み合わせることが、構成調整にとどまらない持続的な生産性向上につながる可能性がある。

本稿の分析結果は、日本における最低賃金政策に対して、以下の政策的含意を示している。

第一に、最低賃金の引上げは、企業の生産性を自動的に押し上げる政策手段ではない。企業レベルの分析では、最低賃金上昇が労働生産性や全要素生産性（TFP）を統計的に有意かつ安定的に高める証拠は限定的であり、主な反応は雇用形態や資本装備の調整といった要素投入構成の見直しであった。

第二に、最低賃金引上げの影響は、上昇速度や景気局面に強く依存する。緩やかな引上げが行われた時期には参入効果が比較的強く観察された一方、急速な引上げや景気後退期

には退出圧力が高まる傾向が確認された。最低賃金政策は、その水準だけでなく、引上げのペースやマクロ経済環境との整合性を考慮して運用される必要がある。

第三に、最低賃金引上げの効果を生産性向上につなげるためには、補完的な政策が不可欠である。最低賃金政策を単独で用いるのではなく、中小企業や低生産性企業を対象とした設備投資、業務プロセス改善、人材育成などの支援と組み合わせることで、雇用構成の調整にとどまらない持続的な生産性向上が期待される。

参考文献

- 足立真一・内田貴之・山田雅人 (2020)「日本の通勤圏の再定義と地域間ネットワーク構造」
経済地理学年報, Vol.66, No.3.
Adachi, S., Uchida, T., and Yamada, M. (2020). "Redefinition of Commuting Zones and Inter-Regional Networks in Japan." Annals of the Association of Economic Geographers, 66(3).
- 伊藤修平・堀雅子 (2021)「最低賃金と地域格差：都道府県別パネル分析」経済研究, 72(2):
123-149.
Ito, S. and Hori, M. (2021). "Minimum Wages and Regional Disparities: Evidence from Japanese Prefectural Data." The Economic Review, 72(2): 123-149.
- 西村理香 (2019)「最低賃金上げが中小企業雇用に与える影響」日本労働研究雑誌, No.706.
Nishimura, R. (2019). "The Impact of Minimum Wage Increases on SME Employment in Japan." Japan Labor Review, No.706.
- 深尾京司・金榮慤・権赫旭 (2023)「最低賃金が企業ダイナミクスに与える影響」RIETI
ディスカッション・ペーパー23-J-038.
- 森川正之 (2022)「最低賃金と生産性 - 日本企業のパネルデータによる分析 - 」『経済研
究』第 73 巻第 1 号、29-48.
- Autor, D., Manning, A., and Smith, C. (2016). "The Contribution of the Minimum Wage to
U.S. Wage Inequality over Three Decades: A Reassessment." *American Economic
Journal: Applied Economics*, 8(1): 58-99.
- Card, D. and Krueger, A. (1995). *Myth and Measurement: The New Economics of the
Minimum Wage*. Princeton University Press.
- Draca, M., Machin, S., and Van Reenen, J. (2011). "Minimum Wages and Firm
Profitability." *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(1): 129-151.
- Foster, L., Haltiwanger, J., and Krizan, C. (2001). "Aggregate Productivity Growth: Lessons
from Microeconomic Evidence." *NBER Working Paper No. 8522*.
- Lemos, S. (2008). "A Survey of the Effects of the Minimum Wage on Prices." *Journal of
Economic Surveys*, 22(1): 187-212.
- Neumark, D. and Wascher, W. (2008). *Minimum Wages*. MIT Press.
- Machin, S., and Manning, A. (1994). "The Effects of Minimum Wages on Wage Dispersion
and Employment: Evidence from the UK Wages Councils." *Industrial and Labor
Relations Review*, 47(2): 319-329.
- Staiger, Douglas and James H. Stock (1997). "Instrumental Variables Regression with Weak
Instruments." *Econometrica*, 65(3): 557-586.
- Stock, James H. and Motohiro Yogo (2005). "Testing for Weak Instruments in Linear IV

Regression.” In: Andrews, D.W.K. and J.H. Stock (eds.), *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, Cambridge University Press.

Syverson, C. (2011). “What Determines Productivity?” *Journal of Economic Literature*, 49(2): 326–365.

Appendix 1

図 A1 労働生産性上昇率と最低賃金上昇率（2011-2015 年）

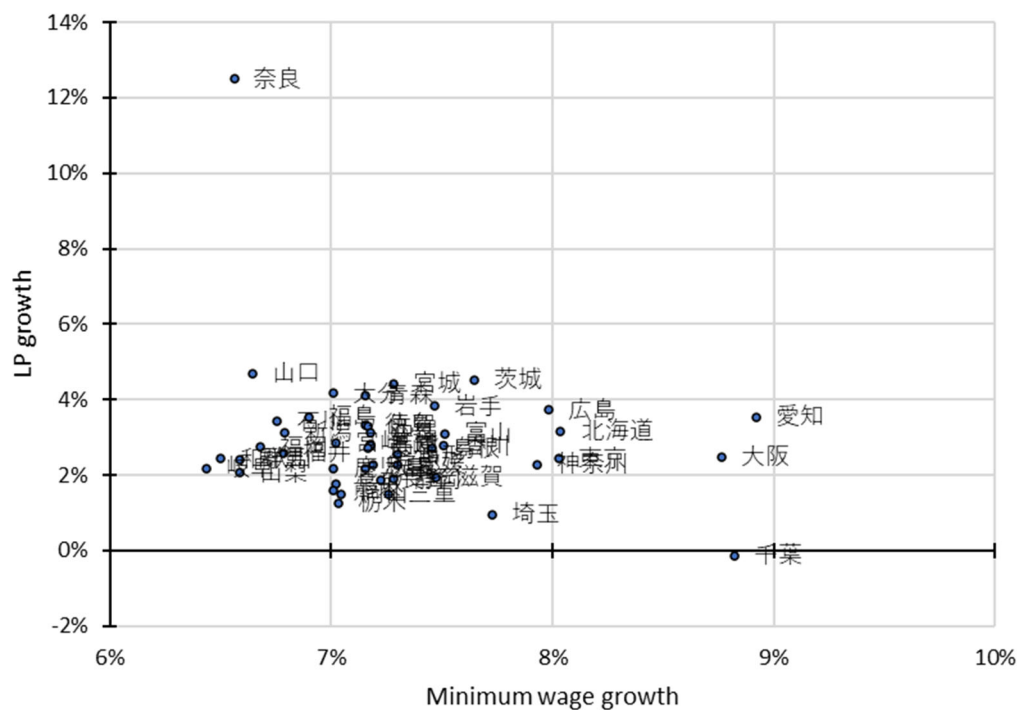


図 A2 労働生産性上昇率と最低賃金上昇率（2015-2020 年）

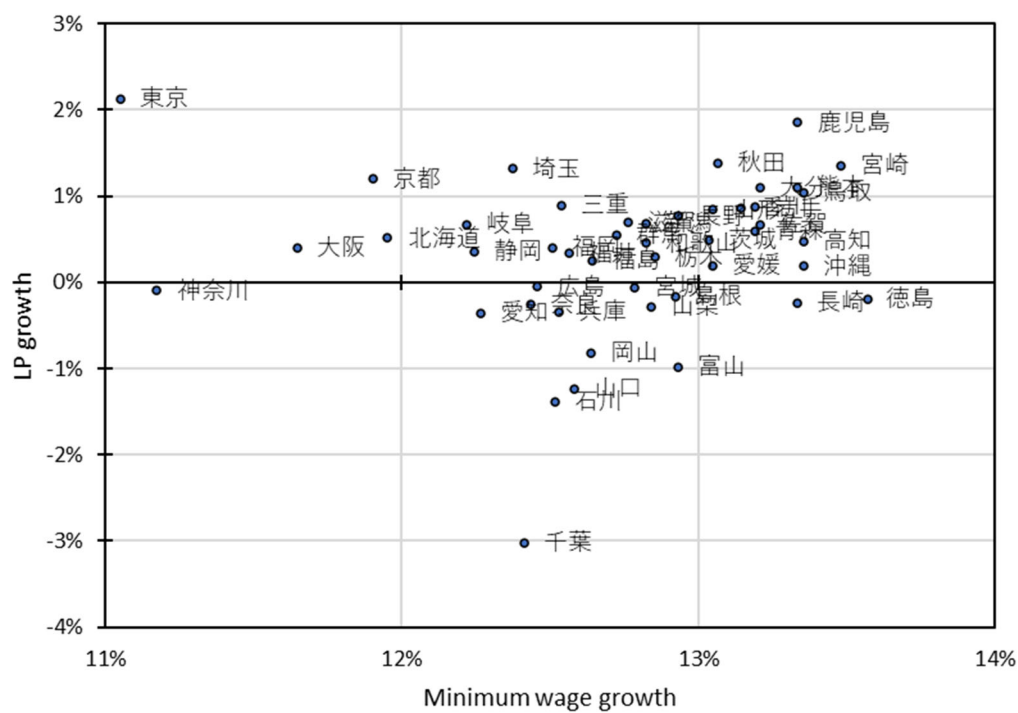


図 A3 雇用者の区分

	H24	H28	R3
雇用者数	雇用者数（男女計）	雇用者数（男女計）	雇用者数（男女計）
常用雇用者数	常用雇用者数（男女計）	常用雇用者数（男女計）	常用雇用者数（男女計、海外を含む）
常用雇用者数（国内）	常用雇用者数（国内・男女計）	常用雇用者数（国内・男女計）	常用雇用者数（国内・男女計）
常用雇用者数（海外）	常用雇用者数（海外・男女計）	常用雇用者数（海外・男女計）	常用雇用者数（海外・男女計）
常用雇用者・無期雇用者	正社員・正職員（男女計）	正社員・正職員（男女計）	常用雇用者・無期雇用者（男女）
常用雇用者・有期雇用者	パート・アルバイト（男女計）	パート・アルバイト（男女計）	常用雇用者・有期雇用者（男女）
臨時雇用者	臨時雇用者（男女計）	臨時雇用者（男女計）	臨時雇用者（男女）