



RIETI Policy Discussion Paper Series 25-P-020

# イノベーションが賃上げに与える影響 -企業レベルでのレントシェアに関する分析-

山口 晃

経済産業研究所

細井 奎吾

経済産業研究所

福永 開

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/>

## イノベーションが賃上げに与える影響 -企業レベルでのレントシェアに関する分析-\*

山口晃（経済産業研究所/政策分析専門官（政策エコノミスト））

細井奎吾（経済産業研究所/政策分析専門官）

福永開（経済産業研究所/コンサルティングフェロー）

### 要 旨

近年、日本政府は賃上げを中核とする成長戦略を掲げているが、「イノベーションが賃金を押し上げるか」に関する国内エビデンスはなお乏しい。本稿は、日本の企業パネルデータに基づき、労働生産性および出願特許件数を用いてイノベーションと賃金の関係を推定する。逆方向の因果を統制するため System GMM による動学パネル推定を採用し、さらに人件費抑制志向（Labor Cost Suppression Dummy: LCSD）との交差項により企業間での効果の異質性を検討した。主要な結果として、労働生産性が賃金に一貫して正の影響を及ぼす一方、LCSD×生産性の係数が負で有意となり、同程度の生産性上昇でも人件費抑制志向の企業では賃金への波及が弱まることが示された。これらの結果は、持続的な賃上げには、イノベーション促進と並行して企業内のレント配分設計を伴う政策対応が求められることを示唆している。

キーワード：賃上げ、イノベーション、レントシェアリング、System GMM

JEL classification：O30, J30, C26

RIETI ポリシー・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。

\*本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）EBPM センターにおける研究・分析活動の成果の一部である。本稿の原案は、経済産業研究所（RIETI）のポリシー・ディスカッション・ペーパー検討会で発表を行ったものである。検討会参加者からの有益なコメントに感謝したい。また、本稿の作成にあたっては、PDP 研究会参加者から多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して、感謝の意を表したい。  
本稿の分析に当たっては、DBJ 企業財務データベースのデータを利用した。

## 1 はじめに

日本政府は近年、持続的な賃上げの実現を通じた経済の好循環の確立を重要課題として掲げている。2025年に閣議決定された『経済財政運営と改革の基本方針 2025』では、「賃上げこそが成長戦略の要」と明記され、「賃上げを起点とした成長型経済」の実現が目指されている。すなわち、分配を先行させることで投資やイノベーションを促し、生産性向上とさらなる成長につなげるという政策仮説が示されている。

しかしながら、企業現場における賃上げの持続可能性を考慮すれば、イノベーションが賃上げの原資となっているという逆方向の因果経路、すなわち「イノベーション→賃上げ」が成立していなければ、こうした好循環も持続的には機能しない可能性がある。近年、日本政府は賃上げを中核とする成長戦略を掲げているが、「イノベーションが賃金を押し上げるか」に関する国内エビデンスはなお乏しい。本研究では、この問題意識のもと、イノベーションが実際に企業の賃金上昇をもたらしているのかという実証的問いに焦点を当てる。この関係性は理論的には複数の経路が想定される。たとえば、イノベーションによって企業に独占的な競争優位が形成され、レントが生じ、それが労働者に分配されるという構図が考えられる (Van Reenen, 1996)。また、効率賃金仮説 (Shapiro and Stiglitz, 1984) に基づけば、その一部においては、企業は人材の流出防止のため、成果の一部を賃金として還元するインセンティブを持つ。一方で、この関係には逆因果の懸念も大きい。すなわち、もともと賃金水準が高い企業には優秀な人材が集まりやすく、結果としてイノベーションが生まれるという構図である。この内生性を適切に制御しなければ、イノベーションの賃金効果を正確に識別することはできない (Gibbons and Katz, 1992)。

本研究では、日本企業の年次パネルデータを用いて、イノベーションと平均賃金の関係を検証する\*1。なお、ここで推定する賃金関数は、個人レベルの属性を用いるミンサー型 (Mincer, 1974) や、労働者×企業固定効果を用いた AKM 型 (Abowd et al., 1999) とは異なり、企業レベルのデータを前提とするものである。したがって、本研究の賃金関数は、よりマクロな水準での賃金決定メカニズムの実証と位置づけられる。分析の中核には、内生性の問題に対処するための Arellano-Bond GMM (Arellano and Bond, 1991) から派生している System GMM (Blundell and Bond, 1998) を採用している。イノベーションの

---

\*1 具体的には、DBJ 企業財務データベースを主要データソースとし、企業単位での賃金あるいは賃上げ率を被説明変数として、一種の賃金関数を推定する。

代理変数としては、(1) 労働生産性\*<sup>2</sup> (DBJ 企業財務データより算出)、および (2) 出願特許件数 (IIP パテントデータベース 2024 年版を NISTEP 企業名辞書とマッチング) を用いており、これらが賃金に与える影響を検証している。

また、イノベーションによる賃上げ効果が企業の戦略的スタンスに応じて異なる可能性にも着目した。とりわけ、過去の一定期間 (最長 2012-2023 年) において賃金の変化率が平均してゼロ未満となっている企業を、コストカット型の経営を行っているのみなし、Labor Cost suppression Dummy (LCSD) を付与した。この LCSD とイノベーションの交差項を導入することで、レントの労働者への分配構造が企業の経営姿勢によって異なるかを分析している。

分析の結果、イノベーションの代理変数として労働生産性を用いた際\*<sup>3</sup> には逆因果を取り除いたとしても、賃金に対し全ての仕様において (+) に働くこと、また、イノベーションの代理変数として特許を用いた際には一部有意に (+) な結果が得られることが明らかになった。また、労働コストを抑制するような企業においては労働生産性の上昇やイノベーションの実現があったとしても、その上昇率は低く抑えられる可能性が示唆された。

本研究のリサーチデザインは、Van Reenen (1996) や Card et al. (2014) に代表されるレントシェアリング文献に位置づけられる。ただし、レントシェアリング文献とされる研究の多くは、実際には social mobility や所得格差の分析を主眼としており (Acemoglu (2002); Acemoglu and Autor (2011), Aghion (2002)), 賃金とイノベーションの関係そのものに焦点を当てたものは必ずしも多くない。本研究は、特に Cirera and Martins-Neto (2023) のように、イノベーションが賃金に与える経路を明示的に分析した研究に近い立場をとる。日本の企業データを用いた同様の分析は限られており\*<sup>4</sup>、学術的意義に加え、進行中の政策に対する暫定的評価を提供するという実務的意義も持つと考えられる。

本研究の貢献は以下の 3 点に整理される。第 1 に、イノベーションと賃上げの関係を日本の企業データで実証的に検証した研究は少なく、国内のエビデンス形成に資する点。第 2 に、賃金とイノベーションの内生的関係を明示的に識別するため、System GMM を用いた因果推定手法を採用している点。第 3 に、企業の経営姿勢に着目した異質性分析により、レントシェアの発生と分配における組織戦略の役割を明ら

---

\*<sup>2</sup> 限界労働生産性と賃金率は基本的に等式の関係にあるが、平均労働生産性と賃金率はこの限りではない (Manning, 2013; Abowd and Lemieux, 1993)。

\*<sup>3</sup> 労働装備率および従業員数 (規模) をコントロールしているので、実質的に測っているものは TFP に近い概念である。

\*<sup>4</sup> Fukao et al. (2020) や Fukao et al. (2023) 等の一連の研究は存在する。

かにし、政策含意にも接続可能な点である。

## 2 モデルとデータ

### 2.1 モデル

本研究では、企業レベルの年次パネルデータを用いて、イノベーションが企業の平均賃金に与える影響を推計する。ベンチマークとなるモデルは以下のとおりである<sup>\*5</sup>。

$$\ln(wage)_{it} = \alpha + \beta_1 Innovation_{it} + Control_{it}\gamma + \eta_t + \eta_i + u_{it} \quad (1)$$

ここで、 $\ln(wage)_{it}$  は企業  $i$  の年度  $t$  における平均年間給与の対数、 $Innovation_{it}$  はイノベーションを表す代理変数（労働生産性または出願特許件数）<sup>\*6</sup>、 $Control_{it}$  はコントロール変数群、 $\eta_t$  は年固定効果、 $\eta_i$  は企業固定効果である。First-Difference 等においては、適宜一階の階差等を取る。また、企業の人件費抑制志向による効果の異質性を捉えるため、Labor Cost suppression Dummy (LCSD) との交差項を含めたモデルも推計しており、OLS や固定効果モデルにおいては以下をベンチマークのモデルとする、

$$\ln(wage)_{it} = \alpha + \beta_1 Innovation_{it} + \beta_2 LCSD_{it} \times Innovation_{it} + Control_{it}\gamma + \eta_t + \eta_i + u_{it} \quad (2)$$

として、設定している。いずれの仕様においても、イノベーション単体の効果を示す係数  $\beta_1$  は正（+）となり、イノベーションの賃金効果がコスト抑制企業でどう異なるかを捉える交差項  $\beta_2$  は負（-）になることが仮説として期待される。

### 2.2 データ

本分析では、DBJ 企業財務データバンクを主要な財務データソースとし、IIP パテントデータベースおよび NISTEP 企業名辞書を用いて特許情報を接続した企業レベルの年次パネルデータを構築した。分析対象は日本の上場企業を中心とし、観測単位は企業×年、期間は 2012 年から 2023 年である。

<sup>\*5</sup> System GMM の場合適宜 AR(1) の項を挿入するなどしている。

<sup>\*6</sup> 本研究ではイノベーションの代理変数として、労働生産性、出願特許件数の 2 指標を採用する。前者は主に組織内プロセス改善や業務効率化を通じた経済的成果を反映する広義のイノベーション指標として、後者は明示的な技術成果・知的財産権としての狭義のイノベーションを反映するものである。両者は概念的に補完的であり、業種や企業の経営資源に応じて表れ方が異なる可能性があるため、両変数を併用して分析することにした。

被説明変数は企業の平均年間給与（対数）\*<sup>7</sup>とした。イノベーションの代理変数として、労働生産性（売上高を従業員数で除した値）および出願特許件数（1を加えて対数化）を使用する。出願特許件数はゼロ観測が全体の約50%強を占める点に留意が必要であり、特に新興企業などでは近年の観測値が少なく賃金変動と併せて解釈する際に注意を要する\*<sup>8</sup>。

企業の人件費抑制志向を示す Labor Cost suppression Dummy (LCSD) は、利用可能期間の労務費増減を平均し、その値がゼロ未満であった企業に1を付与した固定ダミー変数である。加えて、説明変数が労働生産性である場合、コントロール変数は、従業員規模（対数）、Capital Labor Ratio; 労働装備率（対数）、研究開発費（対数）、従業者平均年齢、海外企業持ち株比率（対数）、無形資産総額（対数）である。他方、出願特許件数が説明変数となる場合の仕様においては、従業員規模（対数）、従業者平均年齢、海外企業持ち株比率（対数）、無形資産総額（対数）がコントロール変数である。

表1に示すとおり、主要変数は平均値と分布に特段の偏りはなく、極端な外れ値も限定的である。労働生産性や賃金の分布幅も企業間の違いを適切に捉えており、分析に適した水準にある。

表1: 記述統計量

stats	N	mean	sd	min	max	p95	p5
$\Delta \ln(\text{平均年間給与})$	36467	0.01	0.14	-6.94	6.99	0.10	-0.08
$\ln(\text{平均年間給与})$	40820	15.58	0.26	8.32	17.27	15.97	15.19
LCSD	43506	0.27	0.44	0.00	1.00	1.00	0.00
$\ln(\text{労働生産性})$	37048	10.99	0.91	4.92	17.07	12.67	9.67
$\ln(\text{従業員数})$	40842	5.74	1.58	0	11.22	3.00	8.29
$\ln(\text{出願特許件数})$	43506	0.78	1.49	0.00	9.01	4.28	0.00
$\ln(\text{労働装備率})$	36510	9.27	1.75	-5.42	16.60	11.95	5.93
$\ln(\text{研究開発投資})$	8604	13.64	2.15	2.48	20.50	17.32	10.18
従業者平均年齢	40838	40.38	4.34	22.00	64.90	46.70	32.40
$\ln(\text{海外持ち株比率})$	40611	1.39	1.81	-4.61	4.55	3.58	-2.21
$\ln(\text{無形資産総額})$	36648	12.06	2.23	0.00	20.77	15.92	8.52

\*<sup>7</sup> これには賞与も含まれる。

\*<sup>8</sup> 例えば、新興企業では特許件数が少ない一方で賃上げが顕著なケースがあり得る。

### 3 概念的枠組み (Conceptual Framework)

本節では、イノベーションが賃金へ波及する経路 (rent creation → rent sharing) と、企業の人件費抑制志向 (LCSD) がその弾性値をどのように低減させるかを、簡単なモデルで明示する。

#### 3.1 基本環境

各企業  $i$  は労働  $L_i$  を用いて次の生産を行う：

$$Y_i = A_i L_i^\alpha, \quad 0 < \alpha < 1, \quad (3)$$

ここで  $A_i$  はイノベーションにより高まる企業の生産性を表す。財価格は 1 に正規化され、利潤は

$$\pi_i = A_i L_i^\alpha - w_i L_i \quad (4)$$

で与えられる。

#### 3.2 レントシェアと賃金決定

Van Reenen (1996); Card et al. (2014) に倣い、賃金は企業と労働者の (総合) 交渉によって決まるとする。労働者側の交渉力、もしくは企業のレント分配傾向を表すパラメータを  $\phi_i \in [0, 1]$  とおくと、合意賃金は

$$w_i = \bar{w} + \phi_i \frac{\pi_i}{L_i} \quad (5)$$

と表せる ( $\bar{w}$  は留保賃金)。このとき、生産性  $A_i$  の対数変化に対する賃金の弾性は

$$\frac{\partial \ln w_i}{\partial \ln A_i} = \phi_i \frac{\partial \ln(\pi_i/L_i)}{\partial \ln A_i} > 0 \quad (6)$$

となり、 $\phi_i$  が大きいほどイノベーション由来のレントが賃金へ強く波及する。

### 3.3 人件費抑制志向 (LCSD) による異質性

実証で用いる  $\text{LCSD}_i \in \{0, 1\}$  を、企業のレント分配傾向の低さを表すプロキシと解釈し、

$$\phi_i = \phi_0 - \theta \text{LCSD}_i, \quad \theta > 0 \quad (7)$$

と仮定する。(7) を (6) に代入すれば、

$$\frac{\partial \ln w_i}{\partial \ln A_i} = (\phi_0 - \theta \text{LCSD}_i) \frac{\partial \ln(\pi_i/L_i)}{\partial \ln A_i}. \quad (8)$$

したがって、

$$\frac{\partial^2 \ln w_i}{\partial \ln A_i \partial \text{LCSD}_i} = -\theta \frac{\partial \ln(\pi_i/L_i)}{\partial \ln A_i} < 0, \quad (9)$$

すなわち、人件費抑制志向の企業ほどイノベーション → 賃金パススルーが弱いという含意が得られる。

### 3.4 実証モデルとの対応と検証仮説

本論文の企業レベル賃金方程式

$$\ln(\text{wage})_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Innovation}_{it} + \beta_2 (\text{LCSD}_i \times \text{Innovation}_{it}) + \text{Controls}_{it} + \eta_i + \eta_t + u_{it} \quad (10)$$

における係数は、上の枠組みと次の対応関係にある：

(H1)  $\beta_1 > 0$  : イノベーションはレントを創出し ( $A \uparrow \Rightarrow \pi/L \uparrow$ )、賃金を押し上げる。

(H2)  $\beta_2 < 0$  : LCSD 企業ではレント分配傾向が弱く ( $\phi$  が低く)、賃金パススルーが小さい。

なお、実証では内生性（逆因果・同時性）を緩和するため、Arellano–Bond/Blundell–Bond 型の GMM に基づき、過去の変数のラグを操作変数として用いる（弱外生性： $E[x_{i,t-s} \varepsilon_{it}] = 0, s \geq 2$ ）。

## 4 分析結果

ここでは、イノベーションが企業の平均賃金に与える影響についての推定結果を報告する。分析は、イノベーションの代理変数として労働生産性と出願特許件数を用い、それぞれ LCSD を含まない回帰と

LCSD との交差項を含む回帰の 2 系列に分けて実施した。

## 4.1 労働生産性を用いた推定

### 4.1.1 基本モデル (LCSD なし)

まず、イノベーションの代理変数として労働生産性を用いた回帰結果を表 2(A) に示す。ここでは、Labor Cost Suppression Dummy (LCSD) を考慮しない基本仕様に基づき、賃金との関係性を複数の推定手法で検証している。列 (1)、(2) は OLS による推定結果であり、労働生産性の係数はそれぞれ 0.1487、0.1015 といずれも正で統計的に有意である。(列 3)、(列 4) は固定効果モデルおよび差分推定を採用しているが、係数の方向性と有意性に大きな変化はなく、一定の頑健性が確認される。さらに、列 (5) では、内生性の懸念に対応するため、System GMM を用いた推定を実施している。この仕様においても労働生産性の係数は 0.1293 となっており、正で有意な関係が示された。なお、System GMM における診断統計は良好であり、モデルの識別条件はおおむね満たされていると判断される\*<sup>9</sup>。

これらの結果は、企業レベルで労働生産性が 1 % 上昇した場合、平均賃金が約 0.10%-約 0.20% 上昇することを意味する。なお、「給与が高いから優秀な人材が集まりイノベーションが生まれる」という逆方向の因果関係と、「イノベティブな企業ほどレントシェアが大きい」という正方向の関係は、ともに賃金とイノベーションの間に正の相関を生じさせる可能性がある。そのため、OLS では両者の影響が識別されないまま係数に反映され、過大評価されるリスクがある。一方、System GMM はこうした内生性を制御するため、より因果的な効果を捉え、係数が OLS より小さくなることが期待される。実際、LCSD を含まないモデルにおいてはこの傾向が確認された\*<sup>10</sup>。

### 4.1.2 LCSD を含むモデル

次に、イノベーションが賃金に与える影響の企業の経営姿勢による異質性を確認するため、LCSD との交差項を導入した推定結果を表 2(B) に示す。列 (6)・(7) の OLS および列 (列 8)~(列 10) の固定効果モデル、First-Difference、System GMM のいずれの仕様においても、労働生産性の係数は正で統計的に有

\*<sup>9</sup> 表 2 (A) で示されている通り、Hansen 検定の p 値は 0.247、Sargan 検定は 1.000、AR(2) の p 値は 0.210 といずれも妥当な水準である。

\*<sup>10</sup> Acemoglu et al. (2022) によるとレントシェアは (付加価値がレントであるが) 0.19, あるいはこれも付加価値ベースであるが、Yamashita (2025) においては 0.08-10.10 など概して 0.03-0.10 である。

意であり、LCSD を含まない推定と比較して大きな差は見られない。

一方で、LCSD と労働生産性の交差項の係数は、固定効果モデル、First-Difference、および System GMM で有意に負となっている。これは、人件費抑制志向の強い企業群では、同じ水準の労働生産性の向上があっても、それが賃金に転嫁されにくいことを示唆している。また、この相殺効果は労働生産性の直接効果のある程度の大きさに相当し、その影響は無視できない水準である。この結果は、レントシェアリングにおいて企業の配分戦略や労働者のバーゲニングパワーが重要な役割を果たすという先行研究の知見 (Van Reenen, 1996; Bell et al., 2024) と整合的である。

表 2: 賃金決定：労働生産性と LCSD 交差項 (OLS / Lag OLS / FE / FD / System GMM)

	(A) 交差項なし					(B) LCSD×労働生産性あり				
	OLS(1)	Lag OLS(2)	FE(3)	FD(4)	Sys-GMM(5)	OLS(6)	Lag OLS(7)	FE(8)	FD(9)	Sys-GMM(10)
労働生産性 (対数)	0.1487*** (0.0018)	L1: 0.1015*** (0.0048)	0.1167*** (0.0113)	D1: 0.1094*** (0.0163)	0.1293** (0.0489)	0.1485*** (0.0020)	L1: 0.0955*** (0.0071)	0.1430*** (0.0136)	D1: 0.1228*** (0.0216)	0.1995*** (0.0475)
LCSD×労働生産性 (対数)						-0.0016 (0.0030)	L1: 0.0117 (0.0082)	-0.0535*** (0.0167)	D1: -0.0383* (0.0226)	-0.0974** (0.0416)
LCSD						0.0009 (0.0325)	L1: -0.1444* (0.0874)			0.9851** (0.4584)
労働装備率 (対数)	0.0019* (0.0010)	L1: -0.0033 (0.0023)	0.0069 (0.0045)	D1: 0.0111* (0.0057)	-0.0172 (0.0204)	0.0021* (0.0010)	L1: -0.0036 (0.0023)	0.0069 (0.0044)	D1: 0.0087 (0.0050)	-0.0184 (0.0233)
R&D 投資 (対数)		L1: 0.0385*** (0.0021)	0.0116*** (0.0030)	D1: 0.0059* (0.0034)	0.0305 (0.0237)		L1: 0.0388*** (0.0021)	0.0110*** (0.0029)	D1: 0.0066** (0.0033)	0.0281*** (0.0105)
従業者数 (対数)	0.0222*** (0.0009)	L1: -0.0227*** (0.0031)	-0.0052 (0.0123)	D1: 0.0173 (0.0154)	-0.0539 (0.0422)	0.0226*** (0.0009)	L1: -0.0229*** (0.0030)	-0.0076 (0.0116)	D1: 0.0173 (0.01546)	-0.0417 (0.0303)
平均年齢 (歳)		L1: 0.0118*** (0.0008)	0.0079*** (0.0019)	D1: 0.0098*** (0.0027)	-0.0084 (0.0065)		L1: 0.0122*** (0.0008)	0.0079*** (0.0019)	D1: 0.0090*** (0.0030)	0.0067 (0.0096)
海外持ち株比率 (対数)		L1: 0.0162*** (0.0019)	0.0087*** (0.0022)	D1: 0.0031 (0.0037)	0.0047 (0.0242)		L1: 0.0165*** (0.0019)	0.0088*** (0.0022)	D1: 0.0032 (0.0037)	0.0098 (0.0223)
無形資産 (対数)		L1: 0.0103*** (0.0017)	0.0041** (0.0019)	D1: 0.0062*** (0.0019)	0.0085 (0.0162)		L1: 0.0104*** (0.0017)	0.0040** (0.0018)	D1: 0.0070*** (0.0019)	0.0239** (0.0098)
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
産業ダミー (JIP)	Yes	Yes	No	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	No
個体固定効果	No	No	Yes	—	—	No	No	Yes	—	—
変換	Levels	Lag(1)	Within	First diff.	Sys	Levels	Lag(1)	Within	First diff.	Sys
観測数 $N$	36,279	7,592	8,387	7,244	7,496	36,279	7,592	8,387	7,244	7,496
$R^2$ /Within	0.399	0.395	0.074	0.017	—	0.400	0.397	0.075	0.017	—
<i>System GMM</i> 診断										
被説明変数のラグ ( $L1$ . lnwage)					0.4583*** (0.0984)	0.0580** (0.0260)				
AR(1) $p$ 値					0.167	0.141				
AR(2) $p$ 値					0.210	0.331				
Hansen $p$ 値					0.247	0.000				
Sargan $p$ 値					1.000	0.007				
定数項	13.4509*** (0.0266)	13.3090*** (0.0818)	13.7917*** (0.1867)	0.0054 (0.0113)	7.3986*** (1.4948)	13.4535*** (0.0284)	13.3663*** (0.0976)	13.8149*** (0.1771)	0.0082 (0.0121)	12.0925*** (0.5297)

注：係数、括弧内はロバスト標準誤差 (FE はセクター・クラスター)。

Sys-GMM は (5) が one-step robust、(10) が two-step robust。AR(1)/AR(2) は Arellano-Bond 自己相関検定の  $p$  値、Hansen/Sargan は過剰識別制約の  $p$  値。

略記：L1=1 期ラグ，D1=一次差分，Sys=System GMM。

なお、System GMM による推定では、AR(2) 検定は帰無仮説を棄却せず、系列相関の懸念は小さいが、Hansen 検定および Sargan 検定はいずれも 1% 水準で棄却されており、操作変数の妥当性について慎重な解釈が求められる<sup>\*11</sup>。

## 4.2 出願特許件数を用いた推定

### 4.2.1 基本モデル (LCSD なし)

次に、イノベーションの代理変数として出願特許件数を用いた推定結果を表 3(C) に示す。ここでは、LCSD を含まない基本仕様に基づき、賃金との関係を検証している。

表 3 (C) の推定結果においても、First-Difference (FD) 以外の全ての推定手法で特許の係数は統計的に有意であり、賃金に対するイノベーションの正の効果が示唆された。さらに、従業員数、平均年齢などのコントロール変数も概ね理論に沿った符号と有意性を示しており、推定の妥当性を支持する結果となっている。また、TWFE (列 3,4,8,9,13,14,18,19) においては無形資産など Bad Control が混入していることも考えられ、その点について注意が必要である。ただし、今回は Omitted Variable からもたらされる内生性の問題の弊害を恐れあえてこうした変数を用いた。

### 4.2.2 LCSD を含むモデル

最後に、出願特許件数と LCSD の交差項を含む推定結果を表 3 (D) に示す。OLS (列 16, 17) と System GMM (列 20) では、特許件数の係数は引き続き正で統計的に有意であったが、固定効果モデル (列 18) では有意性がやや弱まり、First-Difference (列 19) では有意な結果が得られなかった。一方、First-Difference (列 19)、System GMM (列 20) のいずれの推定でも、特許件数と LCSD の交差項は有意に負であり、人件費抑制志向の企業においては、特許出願を通じたイノベーションの賃金波及効果が相対的に抑制される可能性が示唆された。ただし、特許件数そのものの係数が推定手法によって大きく振れており、OLS と System GMM のあいだで係数のスケールが大きく異なる点には注意が必要である。こうした不安定性も踏まえると、特許データに基づく結果の解釈には一定の留保が求められる。

---

<sup>\*11</sup> Hansen 検定の p 値は 0.000、Sargan 検定は 0.007 であり、いずれも帰無仮説が棄却された。ただし、Roodman (2009) は操作変数の数が多すぎる場合、これらの検定が本来のサイズを保てず、真のモデルであっても棄却されやすくなると指摘している。したがって、次頁以降掲載する業種別 LCSD の内訳において、製造業やインフラが多いが、これらは過剰識別によってもたらされた可能性がある。

表 3: 賃金決定：特許と LCSD 交差項 (OLS / Lag OLS / FE / FD / System GMM; LCSD)

	(C) 交差項なし					(D) LCSD×特許あり				
	OLS(11)	Lag OLS(12)	FE(13)	FD(14)	Sys-GMM(15)	OLS(16)	Lag OLS(17)	FE(18)	FD(19)	Sys-GMM(20)
出願特許件数 (対数)	0.0470*** (0.000879)	L1: 0.0270*** (0.000916)	0.00248** (0.000985)	D1: -0.000856 (0.000918)	0.00227* (0.00121)	0.0479*** (0.00111)	L1: 0.0265*** (0.00111)	0.00332* (0.00177)	D1: 0.000346 (0.00144)	0.00234* (0.00133)
LCSD×特許出願件数 (対数)						-0.00111 (0.00116)	0.00179 (0.00110)	-0.00169 (0.00185)	D1: -0.00252* (0.00150)	-0.00192* (0.00104)
LCSD						-0.0222*** (0.00307)	L1: -0.0364*** (0.00317)			0.00090 (0.00361)
従業者数 (対数)	0.00411*** (0.00114)	L1: -0.0330*** (0.00133)	-0.0434*** (0.00473)	D1: -0.0465*** (0.00547)	0.0154* (0.00914)	0.00468*** (0.00114)	L1: -0.0316*** (0.00133)	-0.0435*** (0.00473)	D1: -0.0466*** (0.00548)	0.00127 (0.00537)
平均年齢 (歳)		L1: 0.0126*** (0.000410)	0.00914*** (0.00127)	D1: 0.0108*** (0.00114)	0.00618 (0.00414)		L1: 0.0126*** (0.000410)	0.00914*** (0.00127)	D1: 0.0108*** (0.00114)	0.00012 (0.00181)
海外外持ち株比率 (対数)		L1: 0.0405*** (0.000758)	0.00741*** (0.00102)	D1: 0.00392*** (0.000829)	0.0516*** (0.0115)		L1: 0.0402*** (0.000757)	0.00741*** (0.00102)	D1: 0.00390*** (0.000832)	0.00646 (0.00472)
無形資産 (対数)		L1: 0.0303*** (0.000922)	0.00612*** (0.00112)	D1: 0.00325*** (0.000981)	0.0306*** (0.00667)		L1: 0.0299*** (0.000913)	0.00612*** (0.00112)	D1: 0.00326*** (0.000981)	0.00436 (0.00439)
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
産業ダミー (JIP)	Yes	Yes	No	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	No
個体固定効果	No	No	Yes	—	—	No	No	Yes	—	—
変換	Levels	Lag(1)	Within	First diff.	Sys	Levels	Lag(1)	Within	First diff.	Sys
観測数 $N$	40,181	31,919	35,475	31,578	32,153	40,181	31,919	35,475	31,578	32,153
$R^2$ /Within	0.237	0.405	0.111	0.027	—	0.239	0.408	0.111	0.027	—
グループ数 (FE/Sys)	—	—	3,547	—	3,486	—	—	3,547	—	3,486
<i>System GMM</i> 診断										
$L1. \ln w$ 係数					0.804*** (0.0329)					0.851*** (0.0487)
AR(1) $p$					0.032					0.031
AR(2) $p$					0.083					0.080
Hansen $p$					0.246					0.000
Sargan $p$					0.960					0.006
定数項			15.3648*** (0.0671)					15.3649*** (0.0671)		2.2332** (0.7196)

注：係数、括弧内はロバスト標準誤差 (FE は sec\_code でクラスター)。\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。Lag OLS は 1 期ラグ、FD は 1 次差分。

## 5 ディスカッション

本分析では、企業のイノベーション活動が賃金に与える影響を検証し、さらに企業の人件費抑制志向 (LCSD) による効果の異質性を分析した。その結果、LCSD=1、すなわち過去に人件費を削減してきた企業群では、イノベーションが生じても賃金に十分に反映されにくい傾向が示唆された。LCSD は人件費の累積増減に基づいて機械的に定義されているため、交差項の負の符号はある意味で自然な結果ともいえる。しかし、この結果は単なる仕様上の関係にとどまらず、企業内の交渉力分布を反映するレントシェアリングの構造とも関連している可能性があり、既存研究 (Van Reenen, 1996; Bell et al., 2024) とも整合的である。

もっとも、LCSD は 2012–2023 年の平均年間給与の累積変化率がマイナスの企業に 1 を付与する指標であり、単独項 (LCSD) の回帰係数が負となること自体は定義上ある程度自然である。この点はトートロジーの懸念を生じさせうるため、被説明変数 (平均年間給与) との単純相関を確認したところ、相関係数は 0.03 であり、統計的には有意ではあるものの経済的に極めて小さい。したがって、LCSD は単なる賃金水準差というよりも、企業の賃金分配行動やレントシェアリング志向を表す構造的特徴を捉えている可能性が高い。

代理変数の比較では、労働生産性を用いた場合には安定して正の影響が確認され、その弾性値はおおむね 0.1~0.2 と安定していた。一方で、出願特許件数を代理変数とした場合には統一して安定的な有意な結果が見出せておらず、特許データが製造業に偏在している点<sup>\*12</sup>、ゼロ観測の多さ、proxy としての安定性に限界があることが影響している可能性がある。

この点をもう少し構造的に確認するため、産業別に LCSD の分布を整理した結果を表 4 に示す。表 4 は、JIP Code に基づく産業分類ごとに、LCSD (人件費抑制志向) の企業数とその割合を示したものである。この表からは、LCSD 企業が製造業に多く分布していることが確認される<sup>\*13</sup>。

この傾向は、特許データを用いた分析結果の解釈にも影響を与える可能性がある。すなわち、特許出願

\*12 特許出願が製造業に偏在している点を踏まえ、製造業のみに限定したサブサンプル分析も実施したが、主要係数はいずれも統計的に有意な結果とはならなかった。特許による経済的成果が短期的には賃金に波及しにくい構造や、特許の質・価値を直接観測できないこと、また件数の分布に偏りがあることなどが影響している可能性がある。

\*13 東日本大震災の影響もあり、インフラ (とりわけ電力業) では LCSD が高い傾向が見られる。ただし回帰分析では、OLS では産業ダミー、その他のモデルでは企業固定効果により産業差を統制しているため、表 4 の業種別 LCSD は分析の解釈に直接影響するものではなく、あくまで参考値として提示している。

は主に製造業に集中しており、かつ製造業では人件費抑制志向が強い企業が多いため、特許を用いた推定では賃金への波及効果が統計的に抑制されやすく、係数の不安定性や非有意性につながっている可能性がある<sup>\*14</sup>。

最後に、本分析は「イノベーション→賃上げ」という一方向の因果経路のみを推計しているが、経済産業省の新基軸部会においては、賃上げと投資・イノベーションが同時に進行し、相互に影響しあう好循環が想定されている。もし実際にこうした循環が同時進行している場合、本研究の推計値は一方向の効果だけでなく循環方向の影響を含む可能性があり、純粋な因果効果として過信すべきではない。この点を踏まえ、政策担当者は、賃上げと投資・イノベーションの相互作用を一体で捉え、どの段階を政策で重点的に支援すべきかを慎重に設計する必要がある。ただし、得られた結果は、イノベーションの賃金波及が企業内の分配構造に左右されうることを示唆しており、政策的には、イノベーション促進と併せて企業内のレント配分設計の整備を組み合わせることが、持続的賃上げの実効性を高める上で重要な視点となる<sup>\*15,\*16</sup>。

## 6 おわりに

本研究では、日本企業の年次パネルデータを用いて、イノベーションが賃金に与える影響と、その効果が企業の人件費抑制志向によってどのように異なるかを実証的に検証した。逆因果性を考慮するために System GMM を採用し、労働生産性を代理変数とした場合には、有意な正の効果が観察される一方で、人件費抑制志向を持つ企業群ではその効果が相殺される可能性が示唆された。

もっとも、本研究にはいくつかの限界が残る。特許件数などの代理変数にはゼロ観測が多く、産業構造の偏りも完全には除去できていないほか、外生ショックを用いた厳密な因果識別までは行っていない。また、分析単位が企業レベルであるため、従業員レベルの詳細な賃金決定プロセスを直接把握することは

---

<sup>\*14</sup> これは、代理変数の分布と産業構造の偏りが相互作用し得るといふ、推定上のバイアス例である。この点は今後の研究で考慮すべき課題である。

<sup>\*15</sup> 本稿のレントシェア議論を補完する研究領域として、賃金マークダウンに関する分析がある。賃金マークダウンとは、企業の労働市場支配力（いわゆるモノプソニー）に伴い賃金が限界生産性を下回る賃金設定の歪みを指し、近年こうした市場支配力が賃金上昇を抑制しているとの指摘がなされている (Deb et al., 2022)。青木浩介他 (2023) は、日本企業においても市場支配力が賃金形成を規定しうることを実証しており、本稿の結果が示唆する「イノベーションの賃金波及が企業内の分配構造に左右されうる」という視点と親和的な議論を提供している。本稿は賃金マークダウンを直接推定するものではないが、こうした研究と補完的關係にあると解釈できる。

<sup>\*16</sup> Ikeuchi et al. (2023) は日本企業データの分析を通じ、企業規模が大きく、管理職比率や大卒比率が高い企業ほどレントシェアが強い傾向を示している。また、無形資本投資やデジタル化の進展、国際展開といった企業特性がレントシェアの異質性と関連する可能性も示唆されており、企業の分配行動が労働力構成や組織能力に依存することを示す実証的根拠となっている。すなわち、レントシェアが成立するには労働者側の交渉力や企業構造が一定の役割を果たしうることを示唆される。

表 4: 業種別 企業数と LCSD 率 (左右二分割)

JIPcode	総企業 数	LCSD	LCSD 率
6_畜産食料品	22	9	0.4091
7_水産食料品	5	0	0.0000
8_精穀・製粉	6	4	0.6667
9_その他の食料品	97	29	0.2990
10_飲料	6	1	0.1667
11_飼料・有機質肥料	6	1	0.1667
13_繊維製品 (化学繊維除く)	51	26	0.5098
14_化学繊維	5	1	0.2000
15_パルプ・紙・板紙・加工紙	12	6	0.5000
16_紙加工品	20	7	0.3500
17_化学肥料	4	3	0.7500
18_無機化学基礎製品	26	13	0.5000
19_有機化学基礎製品	4	3	0.7500
20_有機化学製品	52	24	0.4615
21_医薬品	71	15	0.2113
22_化学最終製品	80	34	0.4250
23_石油製品	11	6	0.5455
24_石炭製品	1	0	0.0000
25_ガラス・ガラス製品	10	7	0.7000
26_セメント・セメント製品	23	8	0.3478
27_陶磁器	10	8	0.8000
28_その他の窯業・土石製品	24	16	0.6667
29_銑鉄・粗鋼	30	11	0.3667
30_その他の鉄鋼	25	13	0.5200
31_非鉄金属製錬・精製	8	5	0.6250
32_非鉄金属加工製品	32	16	0.5000
33_建設・建築用金属製品	31	5	0.1613
34_その他の金属製品	55	24	0.4364
35_はん用機械	115	56	0.4870
36_生産用機械	99	42	0.4242
37_事務用・サービス用機器	17	9	0.5294
38_その他の業務用機械	55	27	0.4909
39_武器製造業	65	23	0.3538
40_半導体素子・集積回路	18	5	0.2778
42_産業用電気機械器具	137	76	0.5547
43_民生用電子・電気機器	21	9	0.4286
44_電子応用装置・電気計測器	40	17	0.4250
47_通信機器	26	15	0.5769
48_電子計算機・同付属装置	20	5	0.2500
49_自動車 (自動車車体含む)	14	5	0.3571
50_自動車部品・同付属品	95	46	0.4842
51_その他の輸送用機械	16	6	0.3750
52_印刷業	28	11	0.3929
53_製材・木製品	11	6	0.5455
54_家具・装備品	9	4	0.4444
55_プラスチック製品	45	17	0.3778
56_ゴム製品	19	13	0.6842
57_皮革・皮革製品・毛皮	3	0	0.0000

  

JIPcode	総企業 数	LCSD	LCSD 率
60_電気業	16	12	0.7500
61_ガス・熱供給業	18	8	0.4444
64_下水道業	5	0	0.0000
65_廃棄物処理	8	0	0.0000
66_建築業	186	34	0.1828
67_土木業	3	0	0.0000
68_卸売業	354	41	0.1158
69_小売業	323	17	0.0526
70_鉄道業	23	15	0.6522
71_道路運送業	54	19	0.3519
72_水運業	32	11	0.3438
73_航空運輸業	6	1	0.1667
74_その他運輸業・梱包	21	5	0.2381
76_宿泊業	15	2	0.1333
77_飲食サービス業	106	24	0.2264
78_通信業	32	5	0.1563
79_放送業	16	3	0.1875
80_情報サービス業	500	70	0.1400
81_映像・音声・文字情報制作業	202	30	0.1485
82_金融業	2	1	0.5000
83_保険業	1	0	0.0000
85_不動産業	225	18	0.0800
87_広告業	39	6	0.1538
88_業務用物品賃貸業	18	2	0.1111
89_自動車整備業、修理業	1	0	0.0000
92_教育	20	8	0.4000
93_医療・保健衛生	13	1	0.0769
94_社会保険・社会福祉	25	0	0.0000
96_娯楽業	30	4	0.1333
97_洗濯・理容・美容・浴場業	12	6	0.5000
98_その他の対個人サービス	38	5	0.1316

きなかった。さらに、企業の人件費抑制志向を示す LCSD についても、定義が機械的であるため、代替的な基準を用いた感度分析や、企業の経営戦略・ガバナンス指標との比較を通じて妥当性を補強することが望ましい。

したがって、今後の課題としては、従業員レベルのマイクロデータや業種・地域別の詳細なデータを活用し、制度変更などを自然実験として設計した分析を進めることが重要である。こうしたエビデンスの積み上げは、賃上げを起点とする成長型経済の実現可能性についてさらなる知見を提供し、政策のアジャイル型形成・評価を支える基盤となるだろう。また、本研究の示唆は、イノベーションの賃金波及が企業内の分配構造に左右され得る可能性を示唆するものであり、技術革新の促進だけでなく、レントを適切に従業員へ還元する仕組みづくりの重要性を示唆している。

## 参考文献

- Abowd, John A and Thomas Lemieux (1993) “The effects of product market competition on collective bargaining agreements: The case of foreign competition in Canada,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, No. 4, pp. 983–1014.
- Abowd, John M, Francis Kramarz, and David N Margolis (1999) “High wage workers and high wage firms,” *Econometrica*, Vol. 67, No. 2, pp. 251–333.
- Acemoglu, Daron (2002) “Technical change, inequality, and the labor market,” *Journal of economic literature*, Vol. 40, No. 1, pp. 7–72.
- Acemoglu, Daron and David Autor (2011) “Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings,” in *Handbook of labor economics*, Vol. 4, pp. 1043–1171: Elsevier.
- Acemoglu, Daron, Alex Xi He, and Daniel le Maire (2022) “Eclipse of Rent-Sharing: The Effects of Managers’ Business Education on Wages and the Labor Share in the US and Denmark,” NBER Working Paper 29874, DOI: 10.3386/w29874.
- Aghion, Philippe (2002) “Schumpeterian growth theory and the dynamics of income inequality,” *Econometrica*, Vol. 70, No. 3, pp. 855–882.
- Arellano, Manuel and Stephen Bond (1991) “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations,” *The Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2, pp. 277–297.
- Bell, Brian, Paweł Bukowski, and Stephen Machin (2024) “The decline in rent sharing,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 42, No. 3, pp. 683–716.
- Blundell, Richard and Stephen Bond (1998) “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models,” *Journal of econometrics*, Vol. 87, No. 1, pp. 115–143.
- Card, David, Francesco Devicienti, and Agata Maida (2014) “Rent-sharing, holdup, and wages: Evidence from matched panel data,” *Review of Economic Studies*, Vol. 81, No. 1, pp. 84–111.
- Cirera, Xavier and Antonio Soares Martins-Neto (2023) “Do innovative firms pay higher wages?”

- Micro-level evidence from Brazil,” *Research Policy*, Vol. 52, No. 1, p. 104645.
- Deb, Shubhdeep, Jan Eeckhout, Aseem Patel, and Lawrence Warren (2022) “FBBVA Lecture 2022: What Drives Wage Stagnation: Monopsony or Monopoly?” *Journal of the European Economic Association*, Vol. 20, No. 6, pp. 2181–2225.
- Fukao, Kyoji, Cristiano Perugini, and Fabrizio Pompei (2020) “Labour Market Institutions, Technology and Rent Sharing.”
- (2023) “Non-standard Employment and Rent-sharing,” *Economica*, Vol. 90, No. 357, pp. 178–211.
- Gibbons, Robert and Lawrence Katz (1992) “Does unmeasured ability explain inter-industry wage differentials?” *The Review of Economic Studies*, Vol. 59, No. 3, pp. 515–535.
- Ikeuchi, Kenta, Kyoji Fukao, Cristiano Perugini, and Fabrizio Pompei (2023) “Which Employers Share Rents? A firm-level analysis for Japan,” Technical report.
- Manning, Alan (2013) *Monopsony in motion: Imperfect competition in labor markets*: Princeton University Press.
- Mincer, Jacob A (1974) “Schooling and earnings,” in *Schooling, experience, and earnings*, pp. 41–63: NBER.
- Roodman, David (2009) “A note on the theme of too many instruments,” *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, Vol. 71, No. 1, pp. 135–158.
- Shapiro, Carl and Joseph E Stiglitz (1984) “Equilibrium unemployment as a worker discipline device,” *The American economic review*, Vol. 74, No. 3, pp. 433–444.
- Van Reenen, John (1996) “The creation and capture of rents: wages and innovation in a panel of UK companies,” *The quarterly journal of economics*, Vol. 111, No. 1, pp. 195–226.
- Yamashita, Nobuaki (2025) “Sharing economic rents with workers? Evidence from matched employer–employee data in Vietnam,” *KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 47, No. 3, pp. 115–128, DOI: 10.23895/kdijep.2025.47.3.115.