



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

サプライチェーンを介した 企業の支出行動の連関

青木浩介*

kaoki@e.u-tokyo.ac.jp

安達孔**

kou.adachi@boj.or.jp

小野泰輝***

taiki.ono@boj.or.jp

倉知善行***

yoshiyuki.kurachi@boj.or.jp

豊田融世****

akitoshi.toyoda@boj.or.jp

No.26-J-10
2026 年 8 月

日本銀行

〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱 30 号

* 東京大学大学院経済学研究科

** 日本銀行調査統計局（現・企画局）

*** 日本銀行調査統計局

**** 日本銀行調査統計局（現・金融機構局）

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局（post.prd8@boj.or.jp）までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

サプライチェーンを介した企業の支出行動の連関*

青木 浩介[†]・安達 孔[‡]・小野 泰輝[§]・倉知 善行^{**}・豊田 融世^{††}

2026 年 8 月

【要 旨】

本稿では、わが国製造業の生産ネットワークデータを用いて、サプライチェーン上での企業の支出行動の連関を、設備投資と賃金設定の面から実証的に分析する。分析結果からは、第一に、一時的な海外需要ショックを起点としたサプライチェーン内での賞与の連関が確認された。第二に、より幅広い経路を通じた連関として、企業の設備投資が、国内・海外を問わず、サプライチェーンの下流における投資動向に影響を受けることが明らかになった。また、企業の所定内賃金の決定が、その企業が属するサプライチェーンの頂点企業の動向に影響を受けることが示された。これらの結果を踏まえると、わが国の景気のダイナミクスを捉えるうえで、製造業大企業を起点とした重層的なサプライチェーン構造を考慮して企業動向を分析していくことが重要であると考えられる。

JEL 分類番号 : D22, E22, J31, L14

キーワード : サプライチェーン、企業間取引データ、企業行動、連関

* 本稿は、一上響氏、加藤直也氏、川本卓司氏、近藤卓司氏、陣内了氏、須合智広氏、田中雅樹氏から有益なコメントを頂いた。また、総務省・経済産業省から「経済構造実態調査」の調査票情報、経済産業省から「工業統計調査」「企業活動基本調査」「海外事業活動基本調査」の調査票情報、厚生労働省から「賃金構造基本統計調査」「賃金引上げ等の実態に関する調査」の調査票情報、財務省から「法人企業統計調査」の調査票情報の提供を受けた。記して感謝の意を表したい。ただし、残された誤りは筆者らに帰する。なお、本稿の内容や意見は、筆者ら個人に属するものであり、日本銀行の公式見解を示すものではない。

[†] 東京大学大学院経済学研究科 (kaoki@e.u-tokyo.ac.jp)

[‡] 日本銀行調査統計局 (現・企画局) (kou.adachi@boj.or.jp)

[§] 日本銀行調査統計局 (taiki.ono@boj.or.jp)

^{**} 日本銀行調査統計局 (yoshiyuki.kurachi@boj.or.jp)

^{††} 日本銀行調査統計局 (現・金融機構局) (akitoshi.toyoda@boj.or.jp)

1. はじめに

かつてのわが国経済を特徴づけた「系列（製造業大企業を中核とした垂直統合的な企業集団）」は、緊密な取引関係を基盤に、投資や雇用、さらには賃金・価格設定といった幅広い企業行動が連動し、一つの企業体のように機能していた（[Aoki, 1990](#)）。グローバル・サプライチェーンが台頭する中で、こうした系列構造は大きく変容してきたが、現在でも、わが国の景気循環において、様々な分野で企業間の同調的な行動が観察されている。

こうした企業行動の連関が生み出されるメカニズムについては、従来、各企業に共通するマクロ経済ショックで説明されることが多かったが（[Lucas, 1977](#)）、近年では、各企業に対する個別ショックの重要性が指摘されている。例えば、[Acemoglu et al. \(2012\)](#)を筆頭とする、生産ネットワークを介したマクロ経済の変動メカニズム（Network origins of aggregate fluctuations）は、サプライチェーンを通じてショックが伝播することで、企業行動が連動し得ることを明らかにしている。

また、2000年入り後に発展したサプライチェーン・ガバナンス（[Gereffi et al., 2005](#)）の枠組みは、ショックの波及を超えた企業行動の連動を示唆する。この枠組みでは、サプライチェーンの頂点に位置する企業（lead firms）が、サプライヤー内での「価値の創出」と「価値の配分」を決定する役割を果たすことで、サプライチェーン内での企業行動の同調を生み出すとされる。

[青木ほか \(2026\)](#)で明らかになったように、重層的なサプライチェーン構造を特徴とするわが国製造業において、こうしたサプライチェーンを介した企業行動の連関を分析することは、景気変動を理解するうえで重要である。そこで本稿は、[青木ほか \(2026\)](#)で構築した、わが国製造企業間の生産ネットワークデータを用いて、サプライチェーンを通じた企業間の支出行動の連関について、以下の3つの分析を行う。

第一の分析は、サプライチェーンの下流で生じた需要ショックに対する支出行動の連関性の検証である。本稿では、[Hummels et al. \(2014\)](#)や [Dhyne et al. \(2025\)](#)に倣い、わが国のデータを用いて個別企業に対する海外需要ショックを推計し、同ショックに対する支出行動の反応を分析する。特に、外需の変動に対する設備投資や賃金の反応が、海外企業と直接取引する「直接輸出企業」だけでなく、直接輸出企業に部品等を納入する「間接輸出企業」でもみられるのかといった点を検証する。分析では、一時的な外需の変動は、サプライチェーン上での設備投資や所定内賃金の連関をもたらす要因であるとの証拠は必ずしも得られなかった一方、賞与については明確な連動の起点となっていることを報告する。

第二の分析としては、わが国における取引企業間の設備投資の連関を分析した [Nirei \(2024\)](#)を参考に、設備投資の連関を詳細に分析する。本稿では、業種による

連関の異質性や海外子会社における投資の連関などを新たに分析している点で、先行研究の発見を補完する立場にある。分析の結果、企業の設備投資は、国内・海外を問わず、サプライチェーンの下流に位置する企業の投資動向に影響を受けることが明らかとなった。また、設備投資の連関の強さは、業種により相応の異質性が存在することも分かった。

第三の分析としては、取引企業間の所定内賃金の連関について分析する。具体的には、所定内賃金が取引企業間、あるいは、サプライチェーンの頂点企業とその傘下の企業の間で、どのように連関しているかを分析する。分析では、自動車をはじめとした輸送機械メーカーを頂点とするサプライチェーンでは、頂点企業の賃金動向が傘下のサプライヤー企業の賃金決定に影響を及ぼしていることが示された。さらに、サプライチェーン上での立ち位置も、そうした所定内賃金の連関の強さに影響を及ぼし得ることを指摘する。

これらの分析は、生産ネットワークを介したマクロ経済の変動メカニズムの議論に実証的な示唆を与えており、本稿の貢献であるといえる。

（先行研究）

本稿は、需要ショックに対する支出行動の連関、企業間での設備投資の連関、賃金設定行動の連関、という 3 つの先行研究の系譜に連なるものである。

まず、需要ショック、とりわけ海外需要ショックの伝播を分析した先行研究では、ショックの識別に際して、企業レベルの取引データを活用し、個別企業の間接的な輸出エクスポージャーを考慮する取り組みが数多くみられる（[Hummels et al., 2014](#); [Dhyne et al., 2021](#); [Dhyne et al., 2025](#)）。これにより、海外需要ショックの波及効果を検証する際には、輸出企業に留まらず、それらの企業と取引関係を有する国内企業への影響も定量的に評価することが可能となる。例えば、[Dhyne et al. \(2021\)](#)では、ベルギーにおける付加価値税の申告書から構築された企業間取引データおよび企業の財務データを用い、海外需要ショックが売上高に与える波及効果を分析している。同研究では、直接輸出を行っている企業は少数であるのに対し、多くの企業が間接的に海外にエクスポージャーを有していることが示された。また、同研究の結果からは、海外需要ショックの影響の大きさを規定する要因として、直接輸出か間接輸出かという区別は重要ではなく、企業の総輸出エクスポージャーが重要な役割を果たすことが明らかとなった。

また、わが国における間接輸出企業が果たす役割に焦点を当てた研究としては、[Fujii \(2017\)](#)や [Ito and Saito \(2021\)](#)が挙げられる。特に、[Fujii \(2017\)](#)は、日本の企業間の取引データを用いて、直接輸出を行っている企業、1 次および 2 次の間接輸出を行う企業を特定し、海外需要の変化が国内企業の売上高成長率に与える影響を分析した。同研究では、為替変動が顕著に生じた 2 つの時点を対象に、イベン

トスタディを実施している。その結果、海外需要の変化に対して、直接および間接輸出企業は有意に反応することが確認された一方で、サプライチェーンを下流から上流に遡るにつれてその効果が減衰していくことが明らかとなった。本稿は、前述した [Dhyne et al. \(2025\)](#)らの手法を用い、わが国における海外需要ショックに起因した支出行動の連関を分析した初めての研究である。

次に、設備投資の連関については、設備投資スパイク（塊投資）と呼ばれる、まとまった規模の設備投資の実行が企業ごとに同時発生する傾向があり、それがマクロ経済における設備投資の変動に影響を与える点が多くの研究で指摘されてきた（[Cooper and Haltiwanger, 1996](#); [Caballero, 1999](#); [Gourio and Kashyap, 2007](#)）。過去の研究では、こうした現象を説明するメカニズムとして、企業が共通のショックに直面している点（[Bertola and Caballero, 1990](#); [Cooper et al., 1999](#); [Gourio and Kashyap, 2007](#)）や、企業の設備投資行動が投入産出構造などを通じて内生的に相互依存している点（[宮川, 1996](#); [Nirei, 2008](#); [Guiso et al., 2017](#)）が挙げられている。

特に、後者のメカニズムに関連して、近年利用可能になった企業間取引データを活用して設備投資スパイクの企業間での連関を分析する試みもみられている。[Nirei \(2024\)](#)は、企業間取引データを用いて、わが国における、サプライチェーン内での設備投資スパイクの伝播を実証的に検証している。同研究では、設備投資スパイクが発生すると、サプライチェーンの上流および下流に位置する企業においても、投資スパイクが発生する確率が高まることが示されており、企業の設備投資行動がサプライチェーンを通じて連動している姿が明らかにされている。本稿は、サプライチェーンを通じた企業の設備投資行動に焦点を当てている点で、[Nirei \(2024\)](#)と密接に関連する研究であり、業種による連関の異質性や海外子会社における投資の連関などを新たに分析している点に新規性がある。

最後に、賃金の連関に関しては、1980年代にかけて賃金波及（wage spillover）といった文脈で、特定の産業・企業が賃金相場のパターンセッターとして機能することで、広範な企業の賃金設定行動に影響を及ぼすメカニズムが議論されてきた（[Mehra, 1976](#); [Shinkai, 1980](#); [植田・岡崎, 1989](#); [Sako, 1997](#)）¹。こうした議論は、その後の労働組合の交渉力低下などを背景に沈静化していったが、わが国においては、今なお、特定の企業の賃金設定に対する同調的な企業行動が指摘されている（例えば、[池田ほか, 2024](#)）。本稿の分析は、サプライチェーン上での所定内賃金の連関に焦点を当てて、直接取引先やサプライチェーンの頂点企業との間での所定内賃金の連動の有無を定量的に検証した初めての分析である。

¹ 企業間で賃金の連関が生じるメカニズムとしては、このほかにも、ローカルな労働市場における企業間の競合関係が指摘されている（[Staiger et al, 2010](#); [Bassier, 2021](#); [Bassier, 2022](#); [Droste, 2024](#); [Derenoncourt and Weil, 2025](#); [Goto and Yamagishi, 2025](#)）。これらの研究では、特に、買手独占構造（monopsony）との関連性が頻繁に議論される。

本稿の構成は次の通りである。第 2 節において分析で用いる基礎データを紹介した後、第 3 節では、海外需要ショックを起点とした企業の支出行動の連関の有無について検証する。そして、第 4 節および第 5 節では、それぞれ設備投資と所定内賃金について、サプライチェーン上での企業間の連関とその特徴を明らかにする。第 6 節はまとめである。

2. データ

2. 1. 生産ネットワークデータ

サプライチェーンを介した企業の支出行動の連関を分析するためには、企業間の投入産出構造を表す生産ネットワークデータが不可欠である。本稿では、青木ほか (2026) で構築したわが国製造業企業の生産ネットワークデータを用いる。同データの対象は、①2025 年時点の、②資本金 5 千万円以上の製造業企業間での国内取引である²。

青木ほか (2026) では、帝国データバンク「取引シェア推計データ」を基に、総務省・経済産業省「経済構造実態調査」の調査票情報による各企業の製造品目に関する情報や、総務省「産業連関表」の投入産出構造を組み合わせることで、企業間での原材料・部品の投入フローを推定している (図 1)。次節以降の分析は、基本的に企業単位の分析となるため、本稿では、青木ほか (2026) で構築された企業・品目レベルのネットワーク (計 13,013 社による 2,056 品目の延べ 1,105,563 取引) を企業レベルに再集計したデータ (計 13,013 社による延べ 81,053 取引) を用いる。なお、本稿では、このネットワークを、企業 i から企業 j への販売シェア³ ($\tilde{w}_{i,j}$) を成分として持つ、隣接行列 $\tilde{W} = [\tilde{w}_{i,j}]_{i,j \in J}$ (J は企業の全体集合) で表すこととする。

以上のプロセスを通じて、元々の企業間取引データから、設備投資目的の資本財購入といった「産業連関表」において投入関係にない取引関係が除外され、中間投入フローから成るサプライチェーンの取引関係を把握することができる。また、同研究は、特定された生産ネットワークデータに基づき、サプライチェーンの最下流に位置する企業、すなわち、「頂点企業」の識別も行っている。本稿では、この頂点企業の識別結果 (計 197 社) を利用した分析も行う。

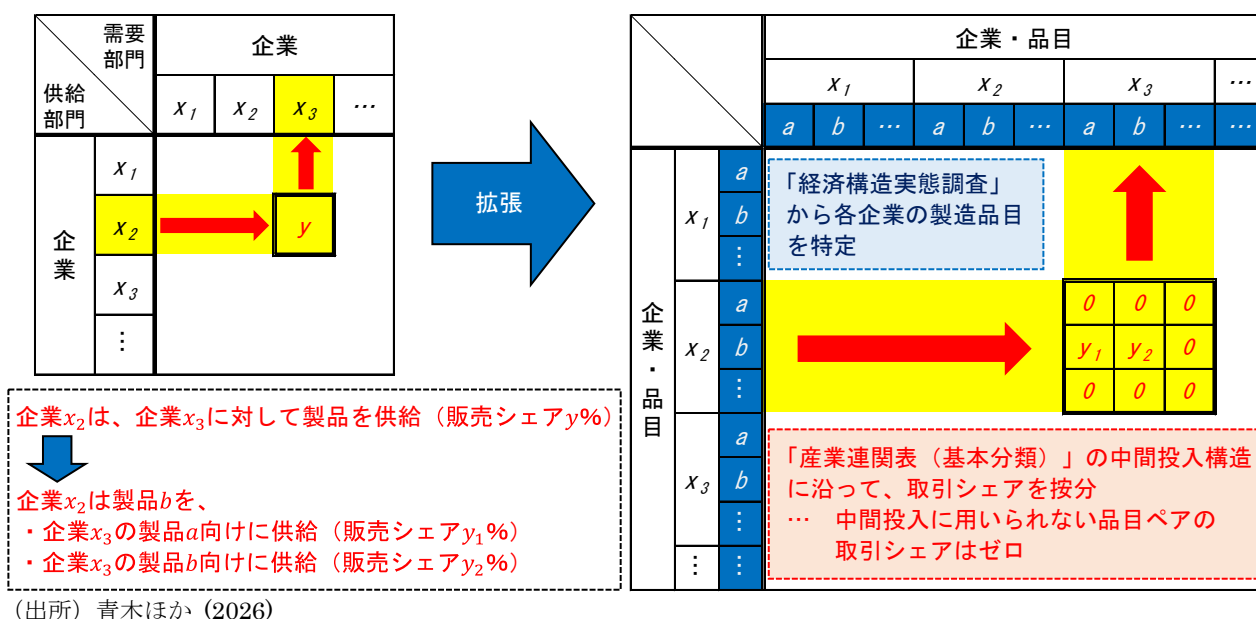
なお、上述の通り、本稿で用いる生産ネットワークデータは、2025 年時点の 1 時点のものである。したがって、次節以降の分析は、企業間の取引関係が相応に

² 今回の取引データに含まれる企業数は、わが国の資本金 5 千万円以上の製造業企業の約 8 割程度をカバーしている (青木ほか, 2026)。なお、わが国の資本金 5 千万円以上の製造業企業は、売上高や人件費、設備投資額という財務項目では、いずれも製造業全体の 7 割を超えるカバレッジを有している。

³ 企業 i の販売額合計に占める企業 j への販売額 (中間投入以外の販売額を除く) の割合。

粘着的であり、短期的には大きく変わらないことを仮定している⁴。

(図1) 企業・品目レベルの生産ネットワークデータ



2. 2. 設備投資・賃金データ

サプライチェーンを通じた企業間の支出行動を分析するため、生産ネットワークデータを、国税庁の法人企業番号によって、各種経済統計の調査票情報と接合する。

第3節の海外需要ショックに関する分析では、財務省「法人企業統計調査（四半期別調査）」を用いる。「法人企業統計調査」は、わが国における営利法人等の活動実態の把握を目的として、資本金または基金1千万円以上の営利法人等を対象に、四半期毎に実施される基幹統計調査である。調査項目には、属性情報、財務情報（損益計算書項目、バランスシート項目）など幅広い項目が含まれており、特に、人件費の項目が賞与と賞与以外の給与に分けられている点が同統計の利点である。なお、年度単位で集計して分析に用いる。

第 4 節の設備投資の連関に関する分析では、経済産業省「企業活動基本調査」および「海外事業活動基本調査」を用いる⁵⁾。「企業活動基本調査」は、わが国企業の活動実態の把握を目的として、従業員 50 人以上かつ資本金 3 千万円以上の

4 例えば、本稿のデータでは取引関係にあるが、過去時点では取引関係がなかった企業のペアが存在する場合、過去時点についてもそれらの企業を取引先同士とみなして推計を行うことで、サプライチェーンを通じた連関に関する推定値が過小評価される可能性がある点には留意が必要である。本稿では、こうした影響を抑制する目的で、後述の通り、2010年以降のデータを分析対象としている。

⁵ なお、2026年から企業活動基本調査と海外事業活動基本調査は統合されて調査される。

企業を対象に、毎年実施される基幹統計調査である。調査項目には、属性情報、財務情報（損益計算書項目、バランスシート項目）など幅広い項目が含まれており、特に、有形固定資産の当期取得額や有形固定資産残高といった設備投資に関する項目も調査されている。「海外事業活動基本調査」は、わが国企業の海外事業活動の実態把握を目的として、海外に現地法人を有する企業を対象に、毎年実施される一般統計調査である。調査項目には、本社企業情報（属性情報、財務情報など）と現地法人情報（属性情報、財務情報など）などが含まれており、現地法人における設備投資額も調査されている。

第 5 節の賃金の連関に関する分析では、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」および「賃金引上げ等の実態に関する調査」を用いる。「賃金構造基本統計調査」は、わが国の賃金構造の実態把握を目的として、5 人以上の常用労働者を雇用する民営事業所等から、都道府県・産業・事業所規模別に抽出した事業所を対象として、毎年実施される基幹統計調査である。所定内給与、賞与などの給与の内訳を含め幅広く調査しており、所定内賃金のデータを作成することが可能である。「賃金引上げ等の実態に関する調査」は、わが国企業の賃金・賞与の改定に関する実態把握を目的として、100 人以上を雇用する民営企業から、産業・企業規模別に抽出した企業を対象として、毎年実施される一般統計調査である。調査項目には、賃金改定（ベア、定期昇給など）に関して、賃金改定額などに加え、改定に際して重視した要素といった定性的な調査項目も含まれているほか、賞与に関しても同様に改定額等が調査されている。本稿では、両調査の所定内賃金（改定率）のデータを組み合わせることで、サプライチェーン上での所定内賃金の連関について分析を行う。

なお、前述の通り、本稿で用いるわが国製造業企業の生産ネットワークデータが 2025 年単年のデータであるため、取引構造の変化による影響を抑制する観点から、分析におけるデータの始期を 2010 年以降とする。

3. 海外需要ショックを起点とした支出行動の連関

本節では、海外の先行研究の手法に倣い、わが国のデータを用いて個別企業が直面する海外需要ショックを構築する。そのうえで、同ショックがサプライチェーン上での賃金や設備投資の連関をもたらすか否かについて検証する。

3. 1. 海外需要ショックの構築

（海外需要ショックの定義）

[Hummels et al. \(2014\)](#)は、直接輸出企業が直面する海外需要ショック（直接輸

出ショック) や、間接輸出企業が国内の取引ネットワークを通じて間接的に直面する海外需要ショック (間接輸出ショック) を計測する手法を提示した。同手法は、[Dhyne et al. \(2021\)](#)や [Dhyne et al. \(2025\)](#)といった複数の先行研究で用いられている。以下では、これらの研究に従い、直接輸出ショックと間接輸出ショックの定義について説明する。

まず、企業*i*の直面する直接輸出ショック ($\varepsilon_{i,t}^{direct}$) は、次式により定義される。

$$\varepsilon_{i,t}^{direct} = \sum_{a \in A} \sum_{d \in D} r_{i,a,d} \times \Delta \log M_{a,d,t}$$

ここで、 $r_{i,a,d}$ は企業*i*の売上高に占める品目*a*の地域*d*への輸出額の割合、 $\Delta \log M_{a,d,t}$ は品目*a*の地域*d*における日本以外からの輸入変化率を示す (*A*は品目の全体集合、*D*は地域の全体集合)。したがって、直接輸出ショック ($\varepsilon_{i,t}^{direct}$) は、各地域の各品目における日本以外からの輸入変化率 ($\Delta \log M_{a,d,t}$) を同地域・品目における需要変動とみなしたうえで、企業*i*の輸出エクスポージャー ($r_{i,a,d}$) をウェイトとして、それらの加重和を取ることで求められる。

次に、企業*i*の直面する間接輸出ショック ($\varepsilon_{i,t}^{indirect}$) は、次式で定義される。

$$\varepsilon_{i,t}^{indirect} = \sum_{j \in J} (G_{i,j} - I_{i,j}) \times \varepsilon_{j,t}^{direct}$$

ここで、 $G_{i,j}$ は生産ネットワーク ($\tilde{W}$) のゴーシュ逆行列*G*の(*i,j*)成分、 $I_{i,j}$ は*G*と同じ大きさの単位行列*I*の(*i,j*)成分を表しており、これらの差分($G_{i,j} - I_{i,j}$)は、企業*i*の企業*j*に対する直接・間接の販売シェアを表している (*J*は標本企業の全体集合)。したがって、間接輸出ショック ($\varepsilon_{i,t}^{indirect}$) は、他の企業が直面する直接輸出ショック ($\varepsilon_{j,t}^{direct}$) について、同企業に対する直接・間接の販売シェア ($G_{i,j} - I_{i,j}$) をウェイトとして、加重和を取ることで求められる。

(データ)

品目・地域別の輸出シェア ($r_{i,a,d}$) は、「経済構造実態調査」の品目別出荷額と「企業活動基本調査」の地域別輸出額のデータ (それぞれ、各企業に関する最新値) を組み合わせることで算出した。具体的には、各企業について、全ての地域における品目別輸出シェアが品目別出荷シェアと等しいことを仮定したうえで、品目別出荷シェアと地域別輸出シェアを掛け合わせることで、品目・地域別の輸出シェア ($r_{i,a,d}$) を求めた。また、地域・品目別のドル建て輸入額 ($\log M_{a,d,t}$) に関するデータは UN Comtrade より取得した。なお、品目*a*の粒度は、「経済構造実態調査」の品目分類の 6 桁レベル、地域*d*の粒度は、「企業活動基本調査」の

輸出先分類である 6 地域（アジア除く中国、中国、中東、欧州、北米、その他）にそれぞれ設定している⁶。

3. 2. 直接輸出ショックに対する直接輸出企業の支出行動の反応

以下では、「法人企業統計調査」の調査票情報を用いて、[Dhyne et al. \(2025\)](#)の手法に倣いつつ、海外需要ショックに対する企業の支出行動の反応を分析する。ここでは、まず、直接輸出ショックに対する直接輸出企業の支出行動の反応について確認する。

具体的には、直接輸出ショックに対する直接輸出企業の変数の累積インパルス応答を、以下のローカル・プロジェクションにより推計する。

$$z_{i,t+\tau} = \beta_{\tau}^{direct} \varepsilon_{i,t}^{direct} + \gamma_{\tau} X_{i,t-1} + \alpha_i + \delta_{k,t} + u_{i,t+\tau} \quad (1)$$

ただし、 $z_{i,t+\tau}$ は分析対象変数の $t-1$ 年から $t+\tau$ 年（ $\tau \in \{0,1,2,3\}$ ）にかけての変化率、または、変化幅である。人件費関係の変数については、一人当たり定期給与、および、一人当たり賞与の変化率を対象とする。また、設備投資については、資本ストックに対する比率（I/K 比率）の変化幅を対象とする。 $X_{i,t-1}$ は分析対象変数と直接輸出ショックのラグ項である⁷。なお、 α_i は企業固定効果、 $\delta_{k,t}$ は企業 i の業種 k （中分類）に関する時間固定効果である。

図 2 は式(1)の推計結果を示している。まず、左上の売上高は、正の直接輸出ショックに対し、ショック発生年と翌年において有意に増加した後、元の水準に回帰していくことが分かる。したがって、計測された海外需要ショックは一時的な需要変動を捉えたものであるといえる⁸。こうした売上高の増加に伴い、一人当たり賞与（右上）も翌年にかけて有意に増加する。他方、下段の一人当たり定期給与と I/K 比率の反応は、統計的に有意ではない。このように定期給与や設備投資で明確な反応がみられないという結果は、本稿で識別された直接輸出ショックが一時的な個別需要ショックであるという点に起因している可能性がある⁹。

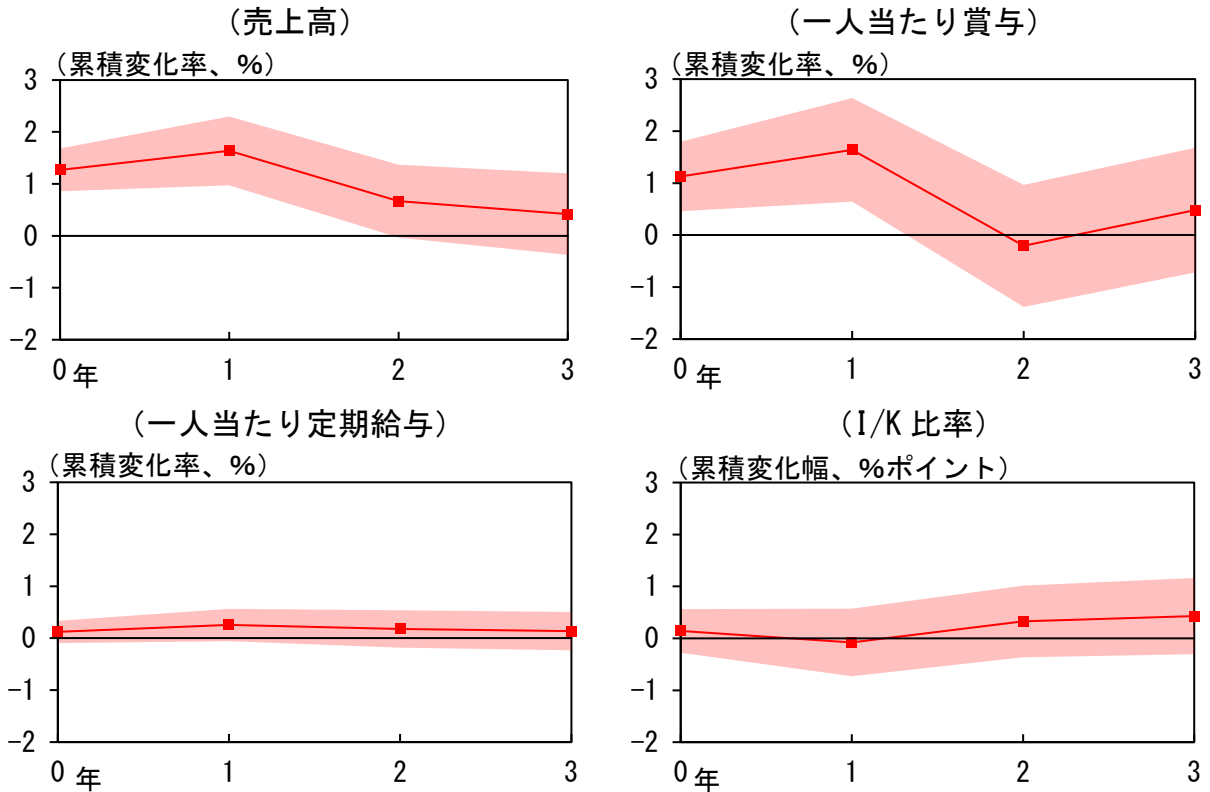
⁶ [Dhyne et al. \(2025\)](#)等の海外の先行研究では、HS コード 8 桁レベルかつ国レベルと、本稿より高粒度のデータを用いてショックを計算しているものも存在する。

⁷ 分析対象変数については、 $t-2$ 年度から $t-1$ 年度にかけての変化率（幅）。

⁸ 推計式の両辺の変数は名目値であることから、売上高の反応は、各企業の製造品目における名目価格の変化による影響を一部捉えている可能性もある。

⁹ より粘着的なショックやマクロ需要ショックに対する反応は異なる可能性がある。

(図 2) 直接輸出ショックに対する累積インパルス応答



(注) 直接輸出ショック (+1 標準偏差) に対する各変数の累積インパルス応答。推計では、全ての変数は上下 2.5% 点でウィンザライズされている。エラーバンドは 95% 信頼区間。企業レベルのクラスター標準誤差を使用。推計期間は 2010~2024 年度。

(出所) 経済産業省、財務省、帝国データバンク、UN Comtrade

3. 3. 間接輸出ショックに対する賞与の反応

前小節において、直接輸出ショックに対する有意な反応が確認された一人当たり賞与について、国内の取引関係を通じて、間接輸出企業においても、有意な反応がみられるかを検証する。また、直接輸出企業と間接輸出企業で、その反応の強さについても比較する。

間接輸出ショックに対する賞与の反応は、前小節と同様、以下のローカル・プロジェクトションにより推計する。

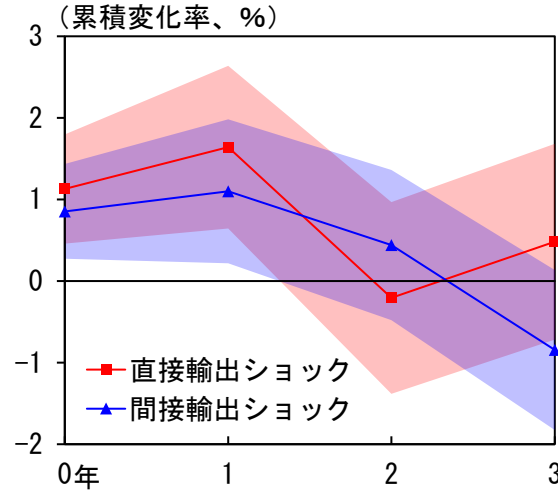
$$bonus_{i,t+\tau} = \beta_{\tau}^{indirect} \varepsilon_{i,t}^{indirect} + \gamma_{\tau} X_{i,t-1} + \alpha_i + \delta_{k,t} + u_{i,t+\tau}$$

ただし、 $bonus_{i,t+\tau}$ は一人当たり賞与の $t-1$ 年から $t+\tau$ 年 ($\tau \in \{0,1,2,3\}$) にかけての変化率である。

図 3 で推計結果をみると、直接輸出ショックに対する反応と同様、間接輸出ショックに対しても、一人当たり賞与はショック発生年とその翌年に有意に増加す

る。このことは、一時的な海外需要の変動がサプライチェーン上での賞与の連関を生み出す起点となることを示唆している。

(図 3) 直接輸出ショックと間接輸出ショックに対する賞与の反応



(注) 直接輸出ショックと間接輸出ショック (各+1 標準偏差) に対する一人当たり賞与の累積インパルス応答。推計では、全ての変数は上下 2.5% 点でウィンザライズされている。エラーバンドは 95% 信頼区間。企業レベルのクラスター標準誤差を使用。推計期間は 2010～2024 年度。

(出所) 経済産業省、財務省、帝国データバンク、UN Comtrade

最後に、直接輸出ショックと間接輸出ショックに対する賞与の反応の強さを比較する。具体的には、[Dhyne et al. \(2025\)](#)の定式化を参考に、海外需要ショック（直接輸出ショック・間接輸出ショック）を操作変数として用いた二段階最小二乗法により、一人当たり賞与の売上高に対する弾性値 ($\beta^{direct,IV}$ と $\beta^{indirect,IV}$) を推定・比較する。直接輸出ショックを操作変数とした場合の推計式は、次式の通りである。

$$\text{1st stage: } sales_{i,t} = b\varepsilon_{i,t}^{direct} + \gamma X_{i,t-1} + v_{i,t} \quad (2)$$

$$\text{2nd stage: } bonus_{i,t} = \beta^{direct,IV} \widehat{sales}_{i,t} + \gamma X_{i,t-1} + u_{i,t}$$

ただし、 $sales_{i,t}$ は t 年における売上高の前年比、 $\widehat{sales}_{i,t}$ は 1st stage における $sales_{i,t}$ の予測値である。 $X_{i,t-1}$ は、 $\varepsilon_{i,t}^{direct} \cdot sales_{i,t}$ 、 $bonus_{i,t}$ の 1 期ラグである。また、企業固定効果と業種・年固定効果についてもコントロールしている。間接輸出ショックを操作変数とした場合は上式の $\varepsilon_{i,t}^{direct}$ と $\beta^{direct,IV}$ を $\varepsilon_{i,t}^{indirect}$ と $\beta^{indirect,IV}$ に読み替えればよい。

表 1 で式(2)の推計結果をみると、一人当たり賞与の売上高弾性値は、操作変数を直接輸出ショックとした場合と間接輸出ショックとした場合で同程度である。この結果は、海外需要ショックが発生した際、直接輸出を行っているか、間接輸出を行っているかに依らず、売上高の変動に概ね比例する形で賞与を変化させる

ことを示唆している。すなわち、サプライチェーン上での連関という観点からは、一時的な海外需要の変動は、賞与の強固な連関をもたらし得るといえる。

(表 1) 一人当たり賞与の売上高弾性値の IV 推定

被説明変数：	一人当たり賞与（前年比、%）	
操作変数：	直接輸出ショック	間接輸出ショック
売上高（前年比、%）	0.9969*** (0.2655)	0.9336*** (0.3160)
企業固定効果	Yes	Yes
業種・年固定効果	Yes	Yes
観測数	25,867	25,867
F値（1st stage）	79.734	54.369

(注) 式(2)の 2nd stage の推計結果。全ての変数は上下 2.5%点でウィンザライズされている。0内は企業レベルのクラスター標準誤差。***は有意水準 1%を表す。推計期間は 2010～2024 年度。
(出所) 経済産業省、財務省、帝国データバンク、UN Comtrade

4. 設備投資の連関

ここでは、前節において、一時的な需要ショックを起点とした有意な連関が確認されなかった設備投資について、[Nirei \(2024\)](#)を参考に分析する。その際、[青木ほか \(2026\)](#)によって特定されたサプライチェーンの頂点に位置する企業（頂点企業）の支出行動が、サプライチェーンに属するサプライヤー企業の支出行動に影響を及ぼすか否かを含めて検証する。また、業種ごとの異質性や海外設備投資の連関についても取り上げる。

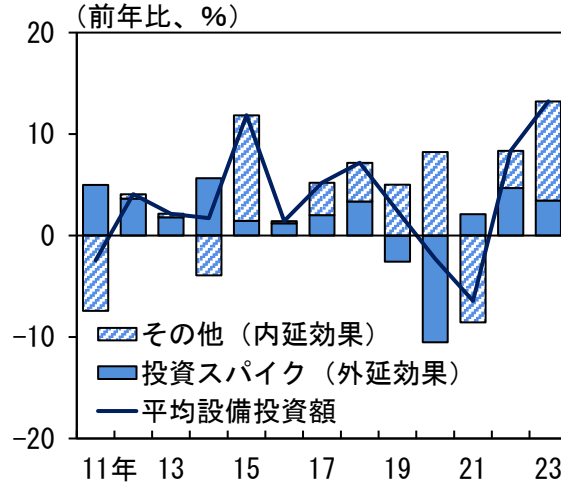
4. 1. 国内設備投資の連関

企業間の設備投資の連関を巡っては、資本ストックの 2 割を超えるような大型の設備投資が同時に発生するという事実、すなわち、「投資スパイク（塊投資）」の共変動が指摘されている。その背景として、従来は投資の固定費用が存在するもとで、マクロの景気循環に対して、投資スパイクの発生確率が順循環的（pro-cyclical）に変動することが指摘されてきた（[Gourio and Kashyap, 2007](#)）。また、近年では、そうしたメカニズムに加えて、企業間の取引関係が有形固定資産投資のスパイクに連関を生み出していることも指摘されている（[Nirei, 2024](#)）。

もっとも、近年のわが国製造業の設備投資動向に目を向けると、先行研究が分析対象としてきた投資スパイクの有無という外延効果（extensive margin）では説明されない変動が相応に存在する（図 4）。この点を踏まえ、本稿では、資本ス

トックに対する設備投資額の比率（I/K 比率）自体の連関を分析する。すなわち、本稿では、設備投資額の変化という内延効果（intensive margin）を含む、より広義の設備投資の連関を分析対象とする¹⁰。

（図 4）製造業の設備投資変化率の寄与度分解



（注）「企業活動基本調査」の公表計数における製造業の一社当たり設備投資額（有形固定資産の新規取得額）の前年比を寄与度分解したもの。「投資スパイク（外延効果）」は、投資スパイク（前年の有形固定資産額の 20% 以上の投資）割合の変化による寄与を「企業活動基本調査」の調査票情報より計算。「その他（内延効果）」は、それらの残差として計算。

（出所）経済産業省

（推計式）

サプライチェーンを介した設備投資の連関を検証するため、Nirei (2024)を参考に、以下の式を推計する。

$$\begin{aligned} \Delta IK_{i,t} = & \beta_0^c \Delta IK_{i,t}^c + \beta_1^c \Delta IK_{i,t-1}^c + \beta_0^s \Delta IK_{i,t}^s + \beta_1^s \Delta IK_{i,t-1}^s \\ & + \beta_0^{top} \Delta IK_{i,t}^{top} + \beta_1^{top} \Delta IK_{i,t-1}^{top} + \gamma X_{i,t-1} + \alpha_i + \delta_{k,t} \\ & + \eta_{l,t} + u_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

ただし、被説明変数（ $\Delta IK_{i,t}$ ）は、企業*i*の I/K 比率の前年差である。説明変数は、企業*i*のサプライチェーンの下流にあたるカスタマー企業の I/K 比率の前年差（ $\Delta IK_{i,t}^c$ ）、上流にあたるサプライヤー企業の I/K 比率の前年差（ $\Delta IK_{i,t}^s$ ）、サプライチェーンの頂点企業の I/K 比率の前年差（ $\Delta IK_{i,t}^{top}$ ）、および、それらの 1 期ラグである（変数の定義は後述）。

Nirei (2024)の理論分析を参考に、右辺の各項が企業*i*の設備投資に影響を与える経路を整理すると、右辺第 1 項と第 2 項は、企業*i*のカスタマー企業による設

¹⁰ 補論では、投資スパイクの連関を対象とした場合の分析結果を示す。

備投資が、企業*i*が供給する中間財に対する需要を増加させることで、企業*i*の設備投資を喚起する経路を捉えている。また、企業*i*のサプライヤー企業による設備投資の効果に関する第 3 および第 4 項については、企業*i*のサプライヤー企業による設備投資が、サプライヤー企業の生産コスト低下を通じて企業*i*が直面する中間財価格を低下させ、さらにそれを企業*i*が販売価格に転嫁する場合、企業*i*の財に対する需要が増加するもとの、企業*i*の設備投資が誘発され得る。

さらに、第 5 項と第 6 項で表されるサプライチェーンの頂点企業の設備投資については、例えば、系列企業などの設備投資の意思決定権が頂点企業に事実上集約されている場合、頂点企業と傘下のサプライヤー企業の設備投資が連動し得る。また、頂点企業の設備投資動向は、サプライヤー企業の将来の需要見通しに影響を与え、それらの企業での設備投資に影響を及ぼすことも考えられる。

なお、上記の推計式では、直接の取引先間での同時点の連関を表す係数 (β_0^c と β_0^s) の推計について、内生性の問題が生じ得る点には留意が必要である。例えば、仮に同時点でカスタマー企業からサプライヤー企業への設備投資の誘発効果が存在しなかったとしても、逆方向に正の誘発効果が存在する場合には、 β_0^c は後者の効果により正になると考えられる。したがって、因果の方向について推論する場合は、内生性の問題が少ないとみられるラグ項の係数も含めて、係数の有意性を確認することが必要であると考えられる。

説明変数は、企業間の取引関係の強さを勘案して、以下の通り作成している。まず、カスタマー企業の I/K 比率の前年差 ($\Delta IK_{i,t}^c$) は、カスタマー企業の I/K 比率の前年差を、販売シェアをウエイトとして加重和をとったものとする。

$$\Delta IK_{i,t}^c = \sum_j \tilde{w}_{i,j} \Delta IK_{j,t}$$

ただし、 $\tilde{w}_{i,j}$ は 2.1 節で説明した販売シェア、すなわち、企業*i*の売上高における企業*j*への販売額の占める割合である。

同様に、サプライヤー企業の I/K 比率の前年差 ($\Delta IK_{i,t}^s$) は、サプライヤー企業の I/K 比率の前年差を、仕入シェアをウエイトとして加重和を取ったものとする。

$$\Delta IK_{i,t}^s = \sum_j \omega_{i,j} \Delta IK_{j,t}$$

ただし、 $\omega_{i,j}$ は仕入シェア、すなわち、企業*i*の仕入額における企業*j*からの仕入額が占める割合である。

また、本稿では、直接の取引先を超えた頂点企業からの影響の有無について検

証するため、説明変数として、頂点企業の I/K 比率の前年差 ($\Delta I/K_{l,t}^{top}$)、および、その 1 期ラグを追加している。複数の頂点企業のサプライチェーンに属する企業については、頂点企業の I/K 比率の前年差の単純平均としている。

なお、 $X_{i,t-1}$ はコントロール変数（前年度の流動資産比率と収益率）、 α_i は企業固定効果である。さらに、業種固有の設備投資のトレンドや特定規模の企業を対象とした補助金などの投資支援策による設備投資の同調効果を取り除くため、業種・年固定効果 ($\delta_{k,t}$) と企業規模・年固定効果 ($\eta_{l,t}$) を導入している¹¹。

（データ）

式(3)の推計では、「企業活動基本調査」の調査票情報を用いて各変数の系列を作成する。I/K 比率は、有形固定資産の当期取得額を前期末の有形固定資産額で除すことにより求める。流動資産比率（収益率）は、Nirei (2024)と同様、流動資産額（営業利益）を有形固定資産額と無形固定資産額の和で除すことで求める。

また、本稿では、企業*i*の企業*j*からの仕入シェア ($\omega_{i,j}$) を販売シェア ($\tilde{w}_{j,i}$) と売上高 (y_j) の情報を用いて、下式の $\hat{\omega}_{i,j}$ として計算する。

$$\hat{\omega}_{i,j} = \frac{\tilde{w}_{j,i} y_j}{\sum_j \tilde{w}_{j,i} y_j}$$

（推計結果）

式(3)の推計結果は表 2 の通りである。まず、 β_0^c と β_1^c がともに統計的に有意に正となっている。このことは、サプライチェーンの下流（最終製品側）で設備投資が行われた際、上流（原材料・部品側）での設備投資が誘発されることを示唆している。他方、 β_0^s と β_1^s は非有意となっており、本稿で用いたデータや定式化のもとでは、サプライヤー企業の設備投資が下流での設備投資を誘発するとの結果は得られなかった。また、頂点企業の変数にかかる係数 (β_0^{top} と β_1^{top}) は有意でなく、前小節で言及したような経路は、実証的には確認されなかった。以上の結果は、わが国の製造業企業による設備投資の決定要因として、少なくとも、直接的な販売先である顧客企業への設備投資動向が重要な役割を果たしていることを示唆している。

¹¹ k は企業*i*の業種（細分類）、 l は企業*i*の資本規模（資本金 10 億円超、1 億円超～10 億円未満、1 億円以下の 3 分類）を表す。

(表 2) I/K 比率の連関の推計結果

	I/K比率 (前年差)
カスタマー企業のI/K比率の前年差	0.0526** (0.0226)
カスタマー企業のI/K比率の前年差 (1期ラグ)	0.0458** (0.0223)
サプライヤー企業のI/K比率の前年差	0.0083 (0.0096)
サプライヤー企業のI/K比率の前年差 (1期ラグ)	0.0037 (0.0098)
頂点企業のI/K比率の前年差	0.0056 (0.0201)
頂点企業のI/K比率の前年差 (1期ラグ)	0.0007 (0.0183)
前年度の収益率	0.0023** (0.0009)
前年度の流動資産比率	0.0002*** (4.38e-5)
企業固定効果	Yes
業種・年固定効果	Yes
規模・年固定効果	Yes
観測数	57,979

(注) I/K 比率 (前年差) に関する変数は、上下 2.5% 点でウィンザライズされている。()内は企業レベルのクラスター標準誤差。**、***はそれぞれ有意水準 5%、1%を表す。推計期間は 2010～2023 年度。

(出所) 経済産業省、帝国データバンク

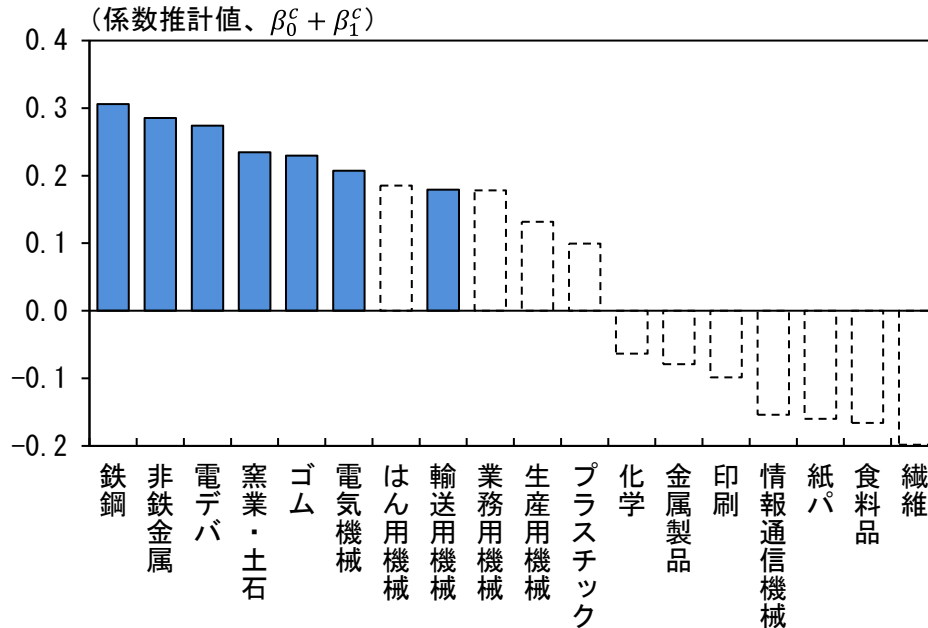
(業種別推計)

さらに、有意な連関が確認されたカスタマー企業との間の設備投資の連関について、業種による異質性を確認するため、業種別のサブサンプルで次式を推計した。

$$\Delta IK_{i,t} = \beta_0^c \Delta IK_{i,t}^c + \beta_1^c \Delta IK_{i,t-1}^c + \gamma X_{i,t-1} + \alpha_i + \delta_{k,t} + \eta_{l,t} + u_{i,t}$$

図 5 で β_0^c と β_1^c の推計値の和を業種別に比較すると、鉄鋼や非鉄金属、窯業・土石、電子部品・デバイスなどで設備投資の連関が強く、有意となっている。この背景としては、これらの業種では、多様な部品の生産が行われているため、カスタマー企業の製品の型や仕様の変更に伴い、設備投資の連動が生じやすい可能性などが考えられる。また、電気機械や輸送用機械においても、特に部品メーカーを中心に類似のメカニズムが作用するもとで、サプライチェーンの下流と上流で設備投資が連動しやすいと考えられる。

(図 5) 有形固定資産投資の連関の業種別推計結果



(注) 企業*i*の中分類業種によるサブサンプル推計における $\beta_0^c + \beta_1^c$ の推計値。観測数が1,000未満の業種は除外。
 青色は「帰無仮説： $\beta_0^c + \beta_1^c = 0$ 」が χ^2 検定により有意水準10%で棄却された業種。I/K比率（前年差）に関する変数は、サンプル全体の上下2.5%点でウィンザライズされている。推計期間は2010～2023年度。
 (出所) 経済産業省、帝国データバンク

4. 2. 海外設備投資の連関

わが国のサプライチェーンは、2000年代以降のグローバル化の進展やその中でわが国製造業の海外生産シフトを背景に、海外にも広がっている。内閣府「企業行動に関するアンケート調査」によると、海外に生産拠点を置く理由として、「親会社、取引先等の進出に伴って進出」という回答が、相対的に規模の小さい企業を中心に上位になっている（図6）。このことは、国内での取引関係が、海外での設備投資行動にも影響を与え得ることを示唆している。

ここでは、国内における企業間での連関と同様、海外子会社の設備投資についても連関が存在するか否かについて、次式により検証する。

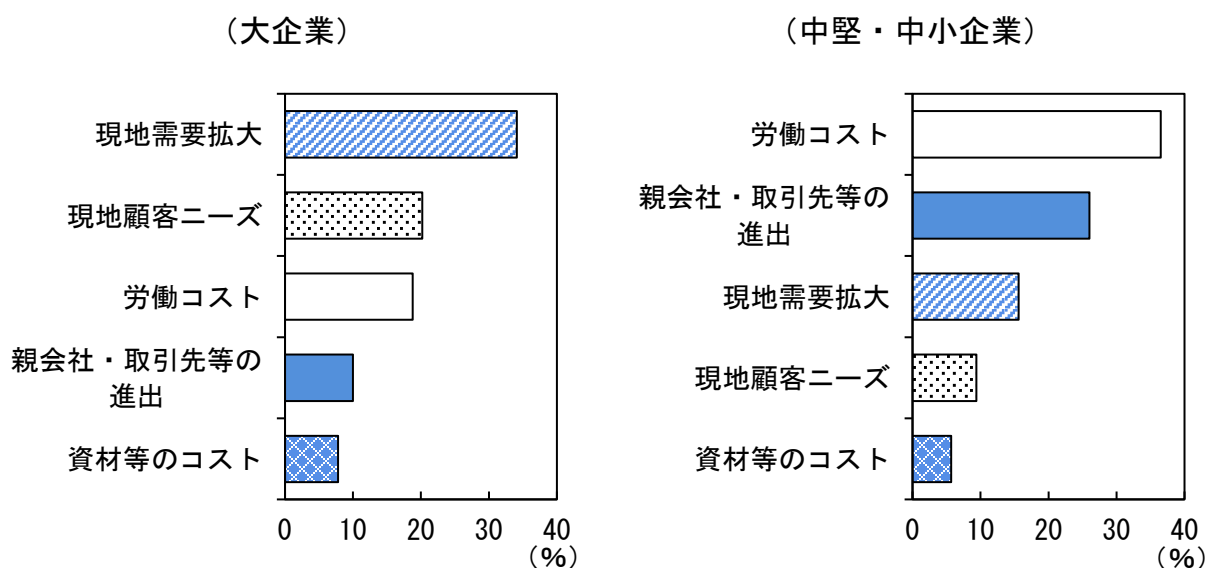
$$F_{i,t} = \beta_0^c F_{i,t}^c + \beta_1^c F_{i,t-1}^c + \alpha_i + \delta_{k,t} + u_{i,t} \quad (4)$$

$F_{i,t}$ は、「海外事業活動基本調査」から取得した、企業*i*の海外子会社の設備投資額である。右辺の $F_{i,t}^c$ は、企業*i*のカスタマー企業の海外子会社の設備投資額である。海外子会社を持つカスタマー企業が複数存在する場合は、それらの中央値を用いている。なお、「海外事業活動基本調査」には、資本ストックの情報が含まれないことから、推計に用いる変数は、I/K比率の代わりに、設備投資額の期中平均からの乖離率としている。 α_i は企業*i*の固定効果、 $\delta_{k,t}$ は企業*i*が属する業種*k*（細分

類)に固有のトレンド(業種・年固定効果)である。

式(4)の推計結果は表 3 に示した通りである。 $F_{i,t}^c$ の係数 β_0^c は、統計的に有意に正となっている。このことは、国内で取引関係がある企業間では、その海外子会社における設備投資が、販売先の投資行動に連動し得ることを示唆しており、図 6 に示した定性情報などとも整合的である。

(図 6) 海外に生産拠点を置く主な理由(上位 5 項目)



(注) 主な理由のうち上位 5 項目を表示。大企業は東証(プライム・スタンダード)・名証(プレミア・メイン)上場企業(2025 年度の値)、中堅中小企業は資本金 1 億円以上 10 億円未満の企業(2020 年度の値)。

(出所) 内閣府「企業行動に関するアンケート調査」

(表 3) 海外設備投資の連関の推計結果

	海外子会社の設備投資
カスタマー企業の海外子会社の設備投資	0.1197** (0.0586)
カスタマー企業の海外子会社の設備投資(1期ラグ)	0.0446 (0.0593)
企業固定効果	Yes
業種・年固定効果	Yes
観測数	12,144

(注) 設備投資に関する変数は期中平均からの乖離率。全ての変数は上下 2.5%点でウィンザライズされている。()内は企業レベルのクラスター標準誤差。**は有意水準 5%で係数が有意であることを表す。推計期間は 2010~2023 年度。

(出所) 経済産業省、帝国データバンク

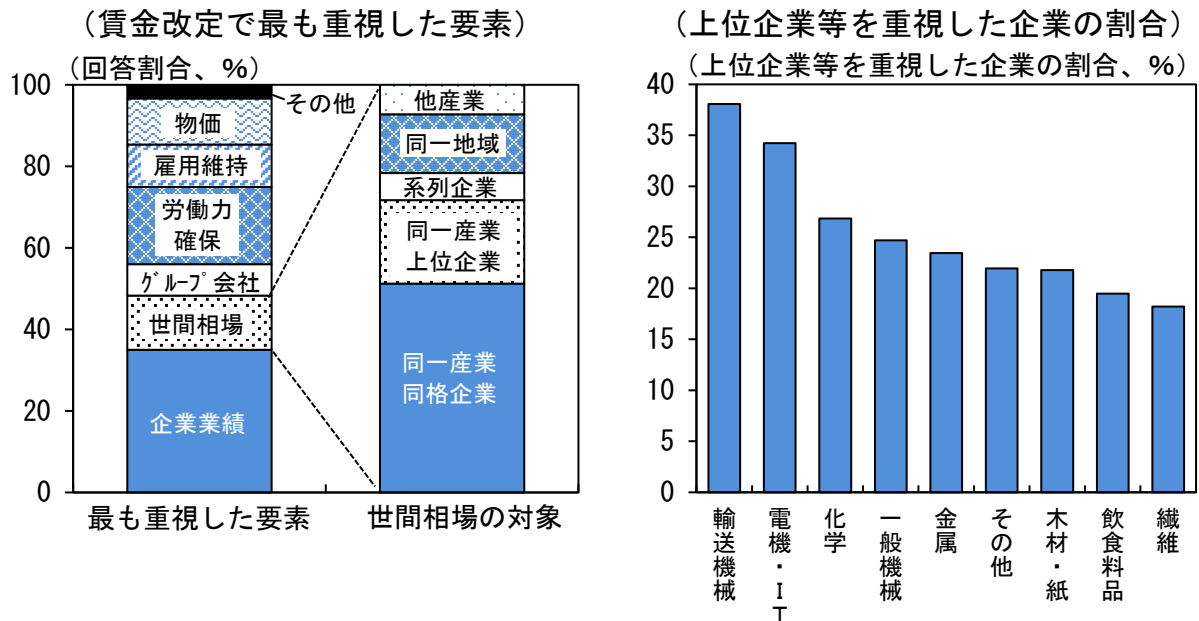
5. 賃金設定行動の連関

最後に、本節では、所定内賃金の連関について、前節と概ね同様の枠組みに則って分析を行う。

5. 1. 所定内賃金の連関

厚生労働省「賃金引上げ等の実態に関する調査」によると、わが国の製造業では、同一産業の同格企業の動向を重視して、所定内賃金の改定を行う企業が多くみられる（図7）。このことは、しばしば指摘されるように、わが国製造業の賃金決定における横並び意識の強さを示している。それと同時に、同業上位企業・系列企業・グループ企業の動向を重視して賃金決定を行う企業も、業種によるばらつきはあるが、無視できない割合で存在している。この事実は、サプライチェーンを介して所定内賃金の設定行動が連関することやその連関の強さが業種により異なり得ることを示唆している。以下では、サプライチェーン上での所定内賃金の連関について定量的に分析する。

（図7）製造業企業が賃金改定で重視した要素



（注）「賃金引上げ等の実態に関する調査」の調査票情報より作成。左図は、製造業企業について、所定内賃金の改定で最も重視した要素の回答割合（2024年調査時点の値）を示したもの。右図は、製造業企業について、所定内賃金の改定で重視（「最も重視」または「そのほかに重視」）した要素として、「同一産業上位企業」、「系列企業」、「グループ会社」のうち、少なくとも一つを回答した企業の割合（2010～2024年調査を対象に集計）を示したもの。右図の業種分類は次の通り。一般機械：はん用・生産用・業務用機械、化学：化学、プラスチック、石油・石炭、ゴム、電機・IT：電気機械、情報通信機械、電子部品デバイス、繊維：繊維、革、木材・紙：木材・木製品、紙パ、印刷、金属：鉄鋼、非鉄。

（出所）厚生労働省

(推計式)

所定内賃金の連関を検証するための推計式は、次式の通りである。

$$\pi_{i(h),t}^w = \beta^{top} \pi_{i,t}^{w,top} + \beta^c \pi_{i,t}^{w,c} + \beta^s \pi_{i,t}^{w,s} + \alpha_{i(h)} + \delta_{k,t} + u_{i(h),t} \quad (5)$$

ここで、 $\pi_{i(h),t}^w$ は、「賃金構造基本統計調査」から作成した企業*i*の事業所*h*の所定内賃金（前年比）である。また、 $\pi_{i,t}^{w,top}$ は企業*i*の属するサプライチェーンの頂点企業の所定内賃金（前年比）の平均値である。さらに、 $\pi_{i,t}^{w,c}$ は企業*i*のカスタマー企業の所定内賃金（前年比）の平均値、 $\pi_{i,t}^{w,s}$ は企業*i*のサプライヤー企業の所定内賃金（前年比）の平均値である。事業所単位の取引関係は把握できないため、これらの説明変数は、同じ企業内の事業所間では同一としている。 $\alpha_{i(h)}$ は事業所固定効果、 $\delta_{k,t}$ は企業*i*が属する業種*k*（細分類）に固有のトレンド（業種・年固定効果）である。なお、本節で用いる所定内賃金のパネルデータは、毎年行われる調査対象事業所の抽出替えの影響で、前節で用いた「企業活動基本調査」と比べると継続標本が少ないため、説明変数のラグ項を含めた場合、観測数が大幅に減少してしまう。このため、推計式には説明変数のラグ項を含めない。この場合、第4節で議論した通り、直接取引先間での因果の方向に関する推論が困難になる点には留意が必要である。

(データ)

式(5)の被説明変数である事業所レベルの所定内賃金（前年比）は、「賃金構造基本統計調査」の調査票情報より作成した。同調査の標本は、事業所と労働者の層化二段抽出となっているため、労働者復元倍率をウエイトとして一般労働者の所定内賃金を加重平均することで、事業所レベルの所定内賃金、および、その前年比を計算した。

右辺の説明変数である企業レベルの所定内賃金（前年比）は、「賃金構造基本統計調査」に「賃金引上げ等の実態に関する調査」の調査票情報を組み合わせることにより作成した。「賃金構造基本統計調査」は、労働者数の多い大規模事業所を中心に、二段階目の労働者抽出率が低い傾向にある¹²ことから、それらの事業所の賃金推定値はサンプリングに起因した誤差が多く含まれ得る。この点、「賃金引上げ等の実態に関する調査」は、調査対象企業数は少ないものの、企業内の全労働者を対象としていることから、データ精度向上を企図して、同調査の所定内賃金改定率¹³を併せて用いる。具体的には、「賃金引上げ等の実態に関する調査」に賃金改定率の回答が存在する場合は同調査の値を使用し、そうでない場合は「賃

¹² 例えば、令和7年調査における常用労働者の抽出率をみると、常用労働者数が1,000～4,999人の製造業事業所では、業種により1/15～1/35の間に設定されている。

¹³ 正確には、賃金改定率から定期昇給率を差し引いた値を用いる。

金構造基本統計調査」の値を用いる¹⁴。

(推計結果)

表4の1列目は式(5)の推計結果を示している。直接の取引先であるカスタマー企業やサプライヤー企業の変数にかかる係数は有意でないのに対し、所属するサプライチェーンの頂点企業の変数にかかる係数は有意に正となっており、賃金決定については、頂点企業との連関がより重要であることが示唆される。

続いて、同表2列目の推計では、所属サプライチェーン以外の頂点企業の所定内賃金をコントロール変数に加えている。わが国の春季労使交渉では、特定の企業における賃金改定が幅広い企業の賃金改定に影響を及ぼすことが知られており(池田ほか, 2024)、1列目で示した頂点企業の変数にかかる係数の推計値が、サプライチェーン上は繋がりのない企業の賃金設定による影響を含んでいる可能性もある。この点を踏まえ、ここでは、業種・年ダミーに加え、所属サプライチェーン以外の頂点企業の変数を追加的にコントロールすることで、そうした影響の軽減を図る。2列目の推計値をみると、所属するサプライチェーンの頂点企業の変数にかかる係数は、引き続き有意に正となっており、上記のコントロール変数を追加した場合も、推計結果が頑健であることが確認された。

さらに、図8は各企業の賃金決定日について、頂点企業の決定日との差分の分布を示したものであるが、ほとんどの企業は頂点企業よりも後に賃金決定を行っていることが分かる。以上の結果は、わが国の製造業企業が、自社の所属するサプライチェーンの頂点企業の賃金動向を参照しながら、賃金決定を行っている可能性を示唆している。

こうした頂点企業との賃金の連関について、業種による異質性をみるため、表4の3列目・4列目では、サンプルを2つに分割したサブサンプル推計の結果を示している。具体的には、3列目は主として輸送機械メーカーのサプライチェーンに組み込まれている企業(輸送機械系)、4列目はそれ以外の企業(輸送機械系以外)のサンプルでの推計結果である¹⁵。これをみると、3列目に示した輸送機械系企業のサブサンプルにおいて、係数が統計的に有意に正となっている。これは自動車をはじめとする輸送機械のサプライチェーンにおいて、頂点企業とその傘下のサプライヤー企業の間での賃金の連関が強いことを示唆している。

¹⁴ 「賃金構造基本統計調査」を用いる場合、常用労働者数をウェイトとした加重平均を取ること、事業所レベルの賃金変化率を企業レベルに変換している。

¹⁵ 輸送機械系のサンプルでは、頂点企業を輸送機械、輸送機械系以外のサンプルでは、頂点企業は輸送機械以外としている。

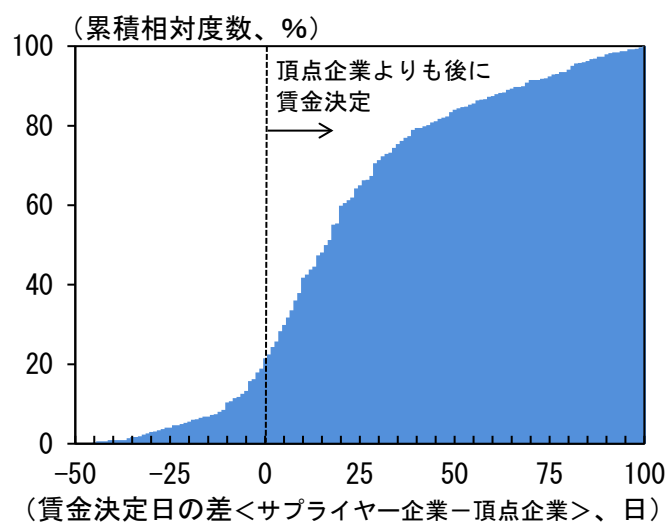
(表 4) 所定内賃金の連関の推計結果

	所定内賃金（前年比）			
頂点企業の所定内賃金（前年比）	0.190* (0.099)	0.246* (0.132)	0.278** (0.125)	-0.013 (0.107)
カスタマー企業の所定内賃金（前年比）	-0.082 (0.053)	-0.084 (0.053)		
サプライヤー企業の所定内賃金（前年比）	-0.061 (0.047)	-0.061 (0.046)		
所属していないサプライチェーンの 頂点企業の所定内賃金（前年比）		0.522 (0.779)		
事業所固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
業種・年固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	9,173	9,173	6,994	4,522
サンプル	全事業所	全事業所	輸送機械系	輸送機械系 以外

(注) サンプル（輸送機械系）は、直接・間接の取引を通じた頂点企業への販売シェアについて、輸送機械の頂点企業への販売シェアがその他の頂点企業への販売シェアを上回る企業の事業所から成るサブサンプル。サンプル（輸送機械系以外）は、その他の事業所から成るサブサンプル。カスタマー企業とサプライヤー企業の所定内賃金（前年比）の欠測値に起因して、全サンプルの観測数はサブサンプルの観測数の合計よりも小さくなる。全ての変数は上下 2.5% 点でウィンザライズされている。() 内は企業レベルのクラスター標準誤差。*、** は、それぞれ有意水準 10%、5% を表す。推計期間は「賃金構造基本統計調査」で推計用のパネルデータの構築が可能であった 2014～2024 年。

(出所) 経済産業省、厚生労働省、帝国データバンク

(図 8) 頂点企業とサプライヤー企業の賃金決定日



(注) 「賃金引上げ等の実態に関する調査」の賃金の改定額を決定した日について、各企業と頂点企業の日数の差を取り、その累積相対度数を示したもの。企業が複数の頂点企業のサプライチェーンに属する場合は、ゴーシュ逆行列の要素（直接・間接的な取引を通じた販売シェアの合計）が最大となる頂点企業の決定日との差を示している。なお、賃金決定日が旬単位で回答されている場合、上旬＝10 日、中旬＝20 日、下旬＝30 日として計算している。また、賃金決定日を 3～6 月のいずれかで回答した企業のみを集計対象としている。

(出所) 経済産業省、厚生労働省、帝国データバンク

5. 2. サプライチェーン上の立ち位置による異質性

次に、こうした頂点企業との所定内賃金の連関の強さがサプライチェーンでの立ち位置によって異なるか否かを検証する。推計式は次式の通りである。

$$\pi_{i(h),t}^w = \beta^{top} \pi_{i,t}^{w,top} + \gamma \pi_{i,t}^{w,top} \times \widetilde{APL}_i + \alpha_{i(h)} + \delta_{k,t} + u_{i(h),t} \quad (6)$$

ただし、 $\widetilde{APL}_i$ は企業*i*が属する各サプライチェーンの頂点企業との距離を測った平均波及世代数（APL; Average Propagation Lengths）の平均をとったものである¹⁶。ここでの APL は、企業*i*とその頂点企業が平均的に何回の取引で結びついているかを示す指標である。 $\widetilde{APL}_i$ は標準化のために1を減じているため、例えば、 $\widetilde{APL}_i = 1$ の企業*i*は、頂点企業とは平均的に 2 回の取引で繋がる Tier2 の企業であることを意味する。したがって、交差項の係数 γ が有意に負であれば、サプライチェーン上で頂点企業からの距離が遠くなるほど、所定内賃金の連関が弱まっていくことを意味する。

表 5 の 1 列目で式(6)の推計結果をみると、交差項の係数は有意に負となっている。この結果は、Tier1 といった頂点企業に近い企業の所定内賃金は頂点企業と強く連関しているが、Tier3 以降の企業では、頂点企業の賃金との連関がゼロに近くなることを示している。また、青木ほか (2026)が指摘した通り、APL と企業規模には負の相関関係があるが、表 5 の 2 列目と 3 列目で企業規模の影響をコントロールした推計を行っても、APL との交差項の推計値が有意に負となっている点は頑健である。

こうした結果の背景には様々な要因があり得るが、中小企業庁による調査（2024 年 9 月）は、取引ネットワーク上での最終財メーカーからの距離が遠くなるほど、コスト上昇分の価格転嫁が難しくなる状況を指摘している（図 9）。こうした価格交渉力の弱さが、頂点企業からの距離が遠い企業で、頂点企業の賃上げに対する追随力を弱めていた可能性も考えられる。

¹⁶ APL に関する詳細な説明は、Dietzenbacher et al. (2005)を参照されたい。また、本稿で用いた企業間生産ネットワークデータにおける APL の計算については、青木ほか (2026)を参照。

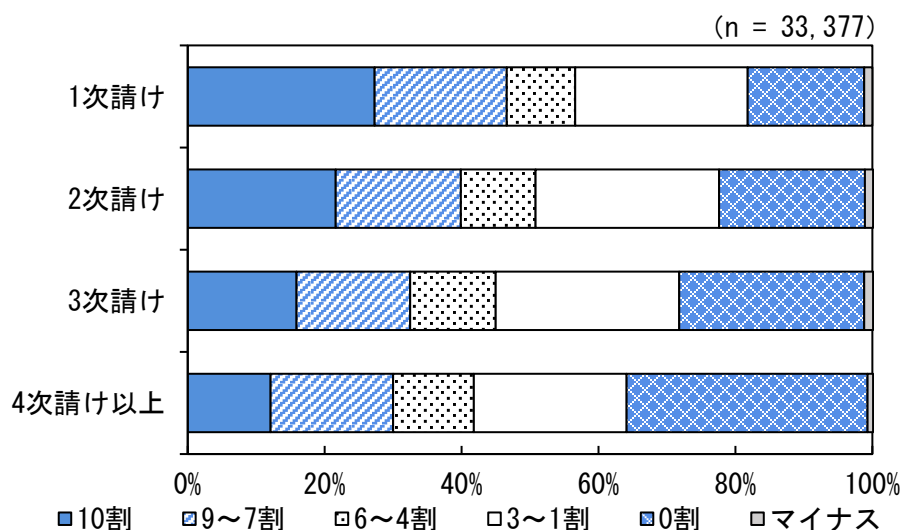
(表 5) サプライチェーン上での立ち位置と連関の強さ

	所定内賃金（前年比）		
頂点企業の所定内賃金（前年比）	0.334*** (0.125)	0.342*** (0.127)	0.288** (0.122)
頂点企業の所定内賃金（前年比） × $\overline{APL}$	-0.162** (0.075)	-0.157** (0.074)	-0.143* (0.078)
頂点企業の所定内賃金（前年比） × 中小企業ダミー		-1.29 (1.07)	
頂点企業の所定内賃金（前年比） × 中堅企業ダミー		-0.044 (0.110)	
頂点企業の所定内賃金（前年比） × 資本金額（億円）			1.81e-6 (2.33e-6)
頂点企業の所定内賃金（前年比） × 売上高（億円）			4.06e-6 (8.75e-6)
事業所固定効果	Yes	Yes	Yes
業種・年固定効果	Yes	Yes	Yes
観測数	11,516	11,458	11,458

(注) 中小企業ダミー、中堅企業ダミーは、企業の資本金額がそれぞれ 1 億円以下、1 億円超～10 億円以下の場合に 1 を取るダミー変数。全ての変数は上下 2.5% 点でウィンゼライズされている。()内は企業レベルのクラスター標準誤差。*、**、***は、それぞれ有意水準 10%、5%、1%で係数が有意であることを表す。推計期間は「賃金構造基本統計調査」でパネルデータの構築が可能であった 2014～2024 年。

(出所) 経済産業省、厚生労働省、帝国データバンク

(図 9) 取引段階別の価格転嫁状況



(注) 調査対象は中小企業基本法に定める「中小企業者」（製造業では資本金 3 億円以下、または、常用労働者 300 人以下）。主要な発注側企業（最大 3 社）との間で、直近 6 か月間の全般的なコスト上昇分のうち、何割を価格転嫁できたかの回答を取引段階ごとに集計したもの（「価格転嫁は不要」と回答した事業者は除外）。ここで、取引段階とは、受注側中小企業に対する、「自社が、最終製品・サービスを提供する企業から数え、どの取引段階に位置しているか」との質問への回答を集計したもの。

(出所) 中小企業庁「価格交渉促進月間フォローアップ調査（2024 年 9 月）」

6. まとめ

本稿では、わが国製造業の生産ネットワークデータを用いて、サプライチェーン上での企業の支出行動の連関について、設備投資と賃金設定の面から実証的に分析を行った。

本稿の分析からは、まず、サプライチェーン内において、一時的な海外需要ショックを起点とした企業間の賞与の連関性が確認された。また、より幅広い経路を通じた連関として、企業の設備投資が、国内・海外を問わず、サプライチェーンの下流企業（販売先）の投資動向に影響を受けることが明らかになったほか、企業の所定内賃金の決定が、その企業が属するサプライチェーンの頂点企業の動向に影響を受けることが示された。さらに、こうした企業の支出行動の連関には、業種により相応の異質性が存在することが示唆された。

これらの結果を踏まえると、わが国の景気のダイナミクスを捉えるうえで、製造業大企業を起点とした重層的なサプライチェーン構造を考慮して企業動向を分析していくことが重要であると考えられる。今後は、データをサービス業や卸・小売といった非製造業企業にも拡張したうえで、より幅広い分野での企業行動の連関について分析を深めていくことが重要である。

【参考文献】

- Acemoglu, D., V. M. Carvalho, A. Ozdaglar, and A. Tahbaz-Salehi (2012), "The Network Origins of Aggregate Fluctuations," *Econometrica*, 80(5), pp. 1977-2016.
- Aoki, M. (1990), "Toward an Economic Model of the Japanese Firm," *Journal of Economic Literature*, 28(1), pp.1-27.
- Bassier, I. (2021), "The Impact of Centralized Bargaining on Spillovers and the Wage Structure in Monopsonistic Labour Markets," WIDER Working Paper Series, 2021-132, World Institute for Development Economic Research.
- Bassier, I. (2022), "Collective Bargaining and Spillovers in Local Labor Markets," CEP Discussion Papers, 1895, Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science.
- Bertola, G., and R. J. Caballero (1990), "Kinked Adjustment Costs and Aggregate Dynamics," *NBER Macroeconomics Annual*, 5, pp. 237-288.
- Caballero, R. J. (1999), "Aggregate Investment," *Handbook of Macroeconomics*, 1(B), pp. 813-962.
- Cooper, R., and J. Haltiwanger (1996), "Evidence on Macroeconomic Complementarities," *The Review of Economics and Statistics*, 78(1), pp. 78-93.
- Cooper, R., J. Haltiwanger, and L. Power (1999), "Machine Replacement and the Business Cycle: Lumps and Bumps," *American Economic Review*, 89(4), pp. 921-946.
- Derenoncourt, E., and D. Weil (2025), "Voluntary Minimum Wages: The Local Labor Market Effects of National Retailer Policies," *The Quarterly Journal of Economics*, 140(3), pp. 1901-1958.
- Dhyne, E., A. K. Kikkawa, T. Komatsu, M. Mogstad, and F. Tintelnot (2025), "Firm Responses and Wage Effects of Foreign Demand Shocks with Fixed Labor Costs and Monopsony," *American Economic Review*, 115(12), pp. 4328-4368.
- Dhyne, E., A. K. Kikkawa, M. Mogstad, and F. Tintelnot (2021), "Trade and Domestic Production Networks," *The Review of Economic Studies*, 88(2), pp. 643-668.

- Dietzenbacher, E., I. R. Luna, and N. S. Bosma (2005), "Using Average Propagation Lengths to Identify Production Chains in the Andalusian Economy," *Estudios de Economia Aplicada*, 23(2), pp. 405-422.
- Droste, M. (2024), "Strategic Complementarities in Posted Wages," Mimeo.
- Fujii, D. (2017), "International Trade and Domestic Production Networks," RIETI Discussion Papers, 17116, Research Institute of Economy, Trade and Industry.
- Gereffi, G., J. Humphrey, and T. Sturgeon (2005), "The Governance of Global Value Chains," *Review of International Political Economy*, 12(1), pp. 78-104.
- Goto, T., and A. Yamagishi (2025), "Wage Spillovers across Sectors: Evidence from a Localized Public-Sector Wage Cut," CJEBC Working Paper Series, 391, Center on Japanese Economy and Business, Graduate School of Business, Columbia University.
- Gourio, F., and A. K. Kashyap (2007), "Investment Spikes: New Facts and a General Equilibrium Exploration," *Journal of Monetary Economics*, 54(Supplement), pp. 1-22.
- Guiso, L., C. Lai, and M. Nirei (2017), "An Empirical Study of Interaction-Based Aggregate Investment Fluctuations," *The Japanese Economic Review*, 68(2), pp. 137-157.
- Hummels, D., R. Jørgensen, J. Munch, and C. Xiang (2014), "The Wage Effects of Offshoring: Evidence from Danish Matched Worker-Firm Data," *American Economic Review*, 104(6), pp. 1597-1629.
- Ito, T., and Y. U. Saito (2021), "Indirect Trade and Direct Trade: Evidence from Japanese Firm Transaction Data," *The World Economy*, 44(2), pp. 444-461.
- Lucas, R. E. (1977), "Understanding Business Cycles," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 5(1), pp. 7-29.
- Mehra, Y. P. (1976), "Spillovers in Wage Determination in US Manufacturing Industries," *The Review of Economics and Statistics*, 58(3), pp. 300-312.
- Nirei, M. (2008), "Aggregate Fluctuations of Discrete Investments," IIR Working Paper, 08-08, Institute of Innovation Research, Hitotsubashi University.

- Nirei, M. (2024), "Empirical Estimation of the Propagation of Investment Spikes over the Production Network," RIETI Discussion Papers, 24029, Research Institute of Economy, Trade and Industry.
- Sako, M. (1997), "Shunto: the Role of Employer and Union Coordination at the Industry and Inter-Sectoral Levels," In: Sako, M., and H. Sato (eds) *Japanese Labour and Management in Transition: Diversity, Flexibility and Participation*, pp. 236-264.
- Shinkai, Y. (1980), "Spillovers in Wage Determination: Japanese Evidence," *The Review of Economics and Statistics*, 62(2), pp. 288-292.
- Staiger, D. O., J. Spetz, and C. S. Phibbs (2010), "Is There Monopsony in the Labor Market? Evidence from a Natural Experiment," *Journal of Labor Economics*, 28(2), pp. 211-236.
- 青木浩介・安達孔・小野泰輝・倉知善行・豊田融世 (2026), 「企業間取引データを用いたわが国製造業サプライチェーンの可視化」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No. 26-J-9, 日本銀行.
- 池田周一郎・川野潮・高田耕平・眞壁祥史・八木智之 (2024), 「人口動態の変化が労働市場や賃金の動向に与える影響」, 日銀レビュー・シリーズ, No. 2024-J-12, 日本銀行.
- 植田和男・岡崎敬子 (1989), 「効率的賃金理論と日本経済」, 『経済研究』, 40(3), pp. 204-210.
- 宮川努 (1996), 「設備投資変動と産業連鎖」, 『経済研究』, 47(4), pp. 301-312.

補論. 設備投資の連関の頑健性確認

本補論では、第 4 節における設備投資の連関の分析結果について、①変数を先行研究と同じ設備投資スパイクに変更した場合と、②企業間の資本関係を勘案した場合の頑健性を確認する。

A 1. 設備投資スパイクの連関

わが国データでサプライチェーンを介した設備投資の連関を示した先駆的な研究である Nirei (2024) では、設備投資の変数として投資スパイクを用いている。そこで、第 4 節と同様の推計式（再掲）において、先行研究と同じく、分析対象の変数を I/K 比率の前年差ではなく、設備投資スパイクの有無に変更して推計を行う。

$$Z_{i,t} = \beta_0^c Z_{i,t}^c + \beta_1^c Z_{i,t-1}^c + \beta_0^s Z_{i,t}^s + \beta_1^s Z_{i,t-1}^s + \beta_0^{top} Z_{i,t}^{top} \\ + \beta_1^{top} Z_{i,t-1}^{top} + \gamma X_{i,t-1} + \alpha_i + \delta_{k,t} + \eta_{l,t} + u_{i,t}$$

ただし、 $Z_{i,t}$ は、企業 i の設備投資スパイクの有無を表すダミー変数であり、 t 期における企業 i の I/K 比率が 20% 以上の場合に 1、それ以外の場合に 0 をとるものである。右辺の説明変数も第 4 節と同様の方法で作成する。

推計結果を表 A1 でみると、投資スパイクの連関についても、ラグ項を含めた、カスタマー企業との有意な連関が確認された。また、頂点企業との連関は、引き続き確認されなかった。したがって、これらの結果は、I/K 比率自体を分析対象とするか、投資スパイクダミーを分析対象とするかに依らず、頑健であるといえる。他方、サプライヤー企業の変数にかかる係数は、ラグ項について有意に正となった。この結果は、I/K 比率の場合と異なっている。

(表 A1) 設備投資スパイクの連関の推計結果

	投資スパイク ダミー
カスタマー企業の投資スパイク割合	0.0553*** (0.0128)
カスタマー企業の投資スパイク割合 (1期ラグ)	0.0230* (0.0122)
サプライヤー企業の投資スパイク割合	-0.0037 (0.0075)
サプライヤー企業の投資スパイク割合 (1期ラグ)	0.0191** (0.0076)
頂点企業の投資スパイク割合	-0.0028 (0.0134)
頂点企業の投資スパイク割合 (1期ラグ)	-0.0029 (0.0128)
前年度の収益率	0.0020* (0.0012)
前年度の流動資産比率	0.0001** (5.23e-5)
企業固定効果	Yes
業種・年固定効果	Yes
規模・年固定効果	Yes
観測数	57,979

(注) ()内は企業レベルのクラスター標準誤差。*、**、***はそれぞれ有意水準 10%、5%、1%を表す。推計期間は 2010～2023 年度。

(出所) 経済産業省、帝国データバンク

A 2. 資本関係の影響

企業間で設備投資の実施タイミングが同調する背景として、資本関係のあるグループ会社内では、設備投資の実質的な意思決定主体が同一であるという可能性も考えられる。ここでは、本稿で発見された取引企業間での設備投資行動の同調が、そうした資本関係を通じた連関によるものだけではないことを確認する。

具体的には、次式の通り、カスタマー企業の I/K 比率（前年差）を、資本関係（親会社・子会社）の有無により分割して推計を行う。

$$\Delta IK_{i,t} = \beta_0^{c,G} \Delta IK_{i,t}^{c,G} + \beta_1^{c,G} \Delta IK_{i,t-1}^{c,G} + \beta_0^{c,NG} \Delta IK_{i,t}^{c,NG} + \beta_1^{c,NG} \Delta IK_{i,t-1}^{c,NG} + \gamma X_{i,t-1} + \alpha_i + \delta_{k,t} + \eta_{i,t} + u_{i,t}$$

ここで、 $\Delta IK_{i,t}^{c,G}$ は資本関係があるカスタマー企業の I/K 比率（前年差）、 $\Delta IK_{i,t}^{c,NG}$ は資本関係がないカスタマー企業の I/K 比率（前年差）であり、定義は下式である。

$$\Delta IK_{i,t}^{c,G} = \sum_{j \in C_i^G} \tilde{w}_{i,j} \Delta IK_{j,t}$$

$$\Delta IK_{i,t}^{c,NG} = \sum_{j \in C_i^{NG}} \tilde{w}_{i,j} \Delta IK_{j,t} = \Delta IK_{i,t}^c - \Delta IK_{i,t}^{c,G}$$

ただし、 C_i^G (C_i^{NG}) は、企業*i*のカスタマー企業のうち、企業*i*と資本関係がある（ない）企業の集合である。前小節で扱った設備投資スパイクについても、同様の推計を行う。

なお、企業間の資本関係の識別については、「企業活動基本調査」に含まれる親会社名の情報から企業間の親子関係を特定したうえで、その親子関係が直接的、ないしは間接的に繋がっている場合に資本関係があると判断している。したがって、単なる親子関係を超えて、祖父母会社と孫会社の間や兄弟会社間の関係が含まれる一方で、親会社の定義に満たない資本関係は含まれていない点には留意が必要である。

表 A2 の推計結果をみると、カスタマー企業との設備投資の連関の有無は、資本関係に依らず存在することが示唆される。この結果は、サプライチェーンを通じた取引関係が、設備投資の連関を生み出しているという本稿の分析結果は、資本関係をコントロールしたうえでも頑健であること示すものである。

（表 A2）資本関係の有無を勘案した推計結果

	I/K比率 (前年差)	投資スパイク ダミー
資本関係があるカスタマー企業の I/K比率（前年差）または投資スパイク割合	0.1225** (0.0624)	0.0560*** (0.0174)
資本関係があるカスタマー企業の I/K比率（前年差）または投資スパイク割合（1期ラグ）	0.1583*** (0.0595)	0.0127 (0.0160)
資本関係がないカスタマー企業の I/K比率（前年差）または投資スパイク割合	0.0627* (0.0334)	0.0611*** (0.0191)
資本関係がないカスタマー企業の I/K比率（前年差）または投資スパイク割合（1期ラグ）	0.0490 (0.0345)	0.0450** (0.0197)
前年度の収益率	0.0023** (0.0009)	0.0020* (0.0012)
前年度の流動資産比率	0.0002*** (4.37e-5)	0.0001** (5.23e-5)
企業固定効果	Yes	Yes
業種・年固定効果	Yes	Yes
規模・年固定効果	Yes	Yes
観測数	57,979	57,979

（注）I/K 比率（前年差）に関する変数は、上下 2.5%点でウィンザライズされている。（）内は企業レベルのクラスター標準誤差。*、**、***はそれぞれ有意水準 10%、5%、1%を表す。推計期間は 2010～2023 年度。

（出所）経済産業省、帝国データバンク