

付注

付注1－1 日本人労働者と外国人労働者の賃金差の推定について

1. 概要

日本人労働者と外国人労働者の賃金について、学歴や勤続年数といった個人属性、事業所レベルの異質性などをコントロールした後も、両者の間に差が確認されるのか、是川（2023）を参考に、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」の個票データを用いて、ミンサー型賃金関数をベースとした推定式に従い、分析を行った。

2. データ

厚生労働省「賃金構造基本統計調査」の2020年調査から2025年調査までの個票データを使用。在留資格に関する調査は2019年調査より実施されているが、2020年調査以降、調査票が変更されており、調査項目が異なっていることから、2020年調査以降のデータを用いることとした。また、外れ値による影響を除外するため、賃金水準が1%点を下回っているサンプルと99%点を上回っているサンプルを取り除いている。

3. 推定方法

（1）推定式

$$\ln(wage_{ij}) = \beta_{0j} + \beta_{1j}sor_{ij} + \gamma_1edu_{ij} + \gamma_2age_{ij} + \gamma_3age_{ij}^2 + \gamma_4tenure_{ij} + \gamma_5tenure_{ij}^2 + \gamma_6experience_{ij} + \gamma_7female_{ij} + \gamma_8parttime_{ij} + \delta year + \varepsilon_{ij}$$

$$\beta_{0j} = \rho_0 + u_{0j}, \beta_{1j} = \rho_1 + u_{1j}$$

（2）変数と係数の定義

変数・係数名	定義
$wage_{ij}$	事業所 <i>j</i> に属する個人 <i>i</i> の時給換算した賃金 ※時給換算した賃金は、（決まって支給する現金給与額＋昨年1年間の賞与期末手当等特別給与額÷12）÷（所定内実労働時間数＋超過実労働時間数）によって算出
sor_{ij}	事業所 <i>j</i> に属する個人 <i>i</i> が外国人労働者か否かに関するダミー変数 ※「外国人労働者ダミー」、「高技能外国人ダミー」、「特定技能ダミー」、「技能実習ダミー」、「永住者ダミー」、「身分に基づく在留（永住者以外）ダミー」の6つ。それぞれのダミー変数を用いた6種類のモデルで推定を行った。
edu_{ij}	事業所 <i>j</i> に属する個人 <i>i</i> の学歴を表すダミー変数 ※「高校卒ダミー」、「専門学校卒ダミー」、「短大・高専卒ダミー」、「大学卒ダミー」、「大学院卒ダミー」の5つ（ベースラインは中学校卒）
age_{ij}	事業所 <i>j</i> に属する個人 <i>i</i> の年齢を表す変数
$tenure_{ij}$	事業所 <i>j</i> に属する個人 <i>i</i> の事業所 <i>j</i> における勤続年数を表す変数

$experience_{ij}$	事業所 j に属する個人 i が現在従事している職種と同一の職種に従事した年数（他事業所等での経験も含む）を表すダミー変数 ※「1～4年」、「5～9年」、「10～14年」、「15年以上」の4つ（ベースラインは1年未満）
$female_{ij}$	事業所 j に属する個人 i が女性か否かを表すダミー変数
$parttime_{ij}$	事業所 j に属する個人 i が短時間労働者か否かを表すダミー変数
$year$	調査年を表すダミー変数 ※「2021年」、「2022年」、「2023年」、「2024年」、「2025年」の5つ（ベースラインは2020年）
ρ_0	全事業所における平均の切片（固定効果）
u_{0j}	全事業所平均と事業所 j との切片の差（ランダム効果、それぞれの事業所固有の効果）
ρ_1	全事業所における平均の傾き（固定効果）
u_{1j}	全事業所平均と事業所 j との傾きの差（ランダム効果、それぞれの事業所固有の効果）
ε_{ij}	誤差項

4. 分析結果

(1) 記述統計量

	平均	標準偏差	最大値	最小値
時間当たり賃金	2277.570	1254.233	8510.606	815.600
時間当たり賃金（対数）	7.603	0.495	9.049	6.704
外国人ダミー	0.009	0.097	1	0
高技能外国人ダミー	0.003	0.051	1	0
特定技能ダミー	0.001	0.028	1	0
技能実習ダミー	0.003	0.051	1	0
永住者ダミー	0.002	0.040	1	0
身分に基づく在留（永住者以外）ダミー	0.001	0.030	1	0
中学校卒ダミー	0.029	0.169	1	0
高校卒ダミー	0.441	0.496	1	0
専門学校卒ダミー	0.106	0.308	1	0
短大・高専卒ダミー	0.092	0.288	1	0
大学卒ダミー	0.296	0.456	1	0
大学院卒ダミー	0.036	0.186	1	0
年齢	44.365	13.986	99	15
年齢の二乗	2163.827	1264.482	9801	225
勤続年数	11.887	11.164	76	0
勤続年数の二乗	265.920	413.732	5776	0
同一職種の経験年数（1年未満）ダミー	0.092	0.288	1	0
同一職種の経験年数（1～4年）ダミー	0.245	0.430	1	0
同一職種の経験年数（5～9年）ダミー	0.192	0.394	1	0
同一職種の経験年数（10～14年）ダミー	0.131	0.338	1	0
同一職種の経験年数（15年以上）ダミー	0.341	0.474	1	0
女性ダミー	0.407	0.491	1	0
短時間労働者ダミー	0.186	0.389	1	0

(2) 推定結果

	外国人全体 (コントロール無)	外国人全体 (コントロール有)	高技能	特定技能	技能実習	永住者	身分に基づく在留 (永住者以外)
外国人ダミー	-0.287*** (0.00180)	-0.0690*** (0.00189)	-	-	-	-	-
高技能外国人ダミー	-	-	-0.0476*** (0.00299)	-	-	-	-
特定技能ダミー	-	-	-	-0.102*** (0.00437)	-	-	-
技能実習ダミー	-	-	-	-	-0.185*** (0.00360)	-	-
永住者ダミー	-	-	-	-	-	0.0101*** (0.00382)	-
身分に基づく在留 (永住者以外)ダミー	-	-	-	-	-	-	0.00598 (0.00481)
高校卒ダミー	-	-0.000165 (0.000869)	-0.000273 (0.000876)	-0.000257 (0.000875)	-0.000230 (0.000873)	-0.000243 (0.000874)	-0.000255 (0.000874)
専門学校卒ダミー	-	0.0393*** (0.00100)	0.0392*** (0.00101)	0.0391*** (0.00101)	0.0391*** (0.00101)	0.0392*** (0.00101)	0.0392*** (0.00101)
短大・高専卒ダミー	-	0.0291*** (0.00106)	0.0292*** (0.00107)	0.0292*** (0.00107)	0.0292*** (0.00107)	0.0292*** (0.00107)	0.0292*** (0.00107)
大学卒ダミー	-	0.117*** (0.00103)	0.117*** (0.00103)	0.117*** (0.00103)	0.117*** (0.00103)	0.117*** (0.00103)	0.117*** (0.00103)
大学院卒ダミー	-	0.250*** (0.00266)	0.250*** (0.00266)	0.250*** (0.00267)	0.250*** (0.00267)	0.250*** (0.00267)	0.250*** (0.00267)
年齢	-	0.0295*** (0.000115)	0.0296*** (0.000115)	0.0296*** (0.000115)	0.0295*** (0.000115)	0.0296*** (0.000115)	0.0296*** (0.000115)
年齢の二乗	-	-0.000327*** (1.22e-06)	-0.000328*** (1.22e-06)	-0.000327*** (1.22e-06)	-0.000327*** (1.22e-06)	-0.000328*** (1.22e-06)	-0.000327*** (1.22e-06)
勤続年数	-	0.0289*** (0.000116)	0.0289*** (0.000116)	0.0289*** (0.000116)	0.0289*** (0.000116)	0.0289*** (0.000116)	0.0289*** (0.000116)
勤続年数の二乗	-	-0.000415*** (2.57e-06)	-0.000415*** (2.57e-06)	-0.000416*** (2.57e-06)	-0.000416*** (2.57e-06)	-0.000415*** (2.57e-06)	-0.000415*** (2.57e-06)
同一職種の経験年数 (1～4年)	-	0.0570*** (0.000660)	0.0578*** (0.000666)	0.0576*** (0.000667)	0.0573*** (0.000665)	0.0576*** (0.000668)	0.0576*** (0.000667)
同一職種の経験年数 (5～9年)	-	0.0383*** (0.000891)	0.0386*** (0.000895)	0.0384*** (0.000896)	0.0382*** (0.000894)	0.0384*** (0.000896)	0.0383*** (0.000896)
同一職種の経験年数 (10～14年)	-	0.0133*** (0.00113)	0.0136*** (0.00113)	0.0134*** (0.00113)	0.0132*** (0.00113)	0.0134*** (0.00113)	0.0134*** (0.00113)
同一職種の経験年数 (15年以上)	-	0.0338*** (0.00137)	0.0341*** (0.00138)	0.0339*** (0.00138)	0.0337*** (0.00138)	0.0339*** (0.00138)	0.0338*** (0.00138)
女性ダミー	-	-0.184*** (0.000498)	-0.184*** (0.000500)	-0.184*** (0.000500)	-0.184*** (0.000500)	-0.184*** (0.000500)	-0.184*** (0.000500)
パートタイム労働者ダミー	-	-0.203*** (0.00112)	-0.203*** (0.00112)	-0.203*** (0.00112)	-0.203*** (0.00112)	-0.203*** (0.00112)	-0.203*** (0.00112)
定数項	7.605*** (0.000192)	6.740*** (0.00280)	6.739*** (0.00281)	6.740*** (0.00281)	6.741*** (0.00280)	6.740*** (0.00281)	6.740*** (0.00281)
観測数	6,721,470	6,721,470	6,675,274	6,663,269	6,675,453	6,668,617	6,663,947
グループ数	-	201,242	201,227	201,181	201,181	201,192	201,190
I C C	-	0.470	0.473	0.474	0.473	0.474	0.474

※括弧内の数字は頑健な標準誤差。***は、1%水準で統計的に有意であることを表している。外国人ダミーや在留資格別ダミーの係数は、 ρ_1 に対応している。また、推定に当たっては、上記変数のほかに、年ダミーも説明変数に加えている。

付注2－1 物価・金利・賃金ショック統合シミュレーション

1. 概要

物価、金利及び賃金の3つのマクロショックが家計に与える影響を、住宅ローンの有無、金融資産保有状況、世帯の就業構造により分類した世帯類型ごとに推計した。

2. データ

総務省「家計調査」、「労働力調査」（2013年1月～2024年9月）

コピュラ法を用いて、両データ間の依存構造を推定し統合した擬似個票データを作成した。

コピュラ法は、異なる統計調査に含まれる変数同士の「依存構造（どのような特徴が一緒に現れやすいか）」を推定し、その依存構造を維持したまま複数の統計調査を統合する手法である。本分析では、家計調査に含まれる所得・消費・資産情報と、労働力調査に含まれる就業構造情報を統合するため、両調査に共通して観測される属性（世帯主の年齢、世帯員構成等）を利用しながら、各属性がどのような組合せで出現しやすいかを推定した。

コピュラ法では、多変量分布を周辺分布と依存構造に分解して表現する。

$$F_{Y,Z}(y,z) = C(F_Y(y), F_Z(z))$$

ここで、 $F_{Y,Z}(y,z)$ は Y と Z の同時分布、 $F_Y(y), F_Z(z)$ は各変数の周辺分布、 $C(\cdot)$ は変数間の依存構造を表すコピュラ関数である。コピュラ関数は、各変数の分布形状を維持したまま、「どの特徴同士が一緒に現れやすいか」という関係のみを表現する。

本分析で実装するに当たっては Gaussian Copula を用いた。まず各変数を順位情報（累積分布関数）へ変換した後、標準正規分布へ写像し、下式により依存構造を推定した。

$$\rho_X = \text{Corr}_w(\Phi^{-1}(F_Y(Y)), \Phi^{-1}(F_Z(Z)) | X)$$

ここで、 X は年齢階級や世帯規模等の層、 Corr_w はサンプルウェイトを考慮した相関係数、 ρ_X は各層における依存関係の強さを表す。

こうして推定された依存構造を用いることで、家計調査の所得・消費・資産情報と労働力調査の就業構造情報との同時分布を再現した擬似個票データを構築した。

3. 推計方法

各世帯について、物価上昇による年間消費支出増加額、金利上昇による年間純受払利子増減額、賃金上昇による年間所得増加額を推計し、各世帯類型に属する世帯について、年間負

増減額の加重合計を年間可処分所得の加重合計で除した比率（％）を算出した（したがって、図中の値は各世帯の負担率の単純平均ではない）。

各世帯 i について、年間負担増減額を下記で定義する。

$$B_i = C_i + L_i - W_i$$

C_i ：物価上昇による年間消費支出増加額

L_i ：金利上昇による年間純受払利子増減額（支払利子増加額－受取利子増加額）

W_i ：賃金上昇による年間所得増加額

各世帯類型 g における純負担率は、下記で定義する。

$$R_g = \frac{\sum_{i \in g} w_i B_i}{\sum_{i \in g} w_i DI_i} \times 100$$

w_i ：世帯 i の集計ウェイト

DI_i ：世帯 i の年間可処分所得

4. ショック設定

ショック	想定	補 足
金利	普通預金 0.3→0.8％、定期預金 0.7→1.5％、債券 2.25→2.7％、住宅ローン 0.65→1.7％	左記の水準に上昇する 2026 年半ばの実勢を参考に設定
物価	食料 5％、光熱・水道 5％、自動車関連 5％、医療 3％、家賃・地代 2％、通信 1％、教育 2％、教育娯楽 2％、その他 2％	上昇幅、％ 2026 年半ばの東京都区部 CPI 等を参考に費目別に上昇率を設定
賃金	従業員数 1～99 人 4.27％、100～299 人 4.84％、300～999 人 5.02％、1,000 人以上及び官公部門 5.07％、企業規模不詳 5.02％	上昇幅、％ 2026 年の春季労使交渉における企業規模別の賃上げ率を参考に設定

5. 世帯の就業構造の定義

世帯主及び配偶者の就業状態並びに職業構成に基づき分類した。まず、配偶者が存在しない世帯を「配偶者無」とし、世帯主が非就業である世帯を「世帯主が非就業」とした上で、

それ以外の世帯について、世帯主の職業特性に基づき以下の3類型に分類した。

- 管理・事務・専門職：管理職、事務職、専門職等を中心とする就業層
- サービス職・自営業：販売職、サービス職を中心とし、小規模事業主、家族従業者等を含む就業層
- 現業職：技能工、生産工程従事者、建設・運輸従事者、労務作業者等を中心とする就業層

更に、世帯主のみが就業している世帯と、世帯主及び配偶者の双方が就業している世帯を区別している。

以上により、合わせて8つの類型に分類した。なお、本類型は、コピュラ法による統計的データマッチングにおいて、就業構造と所得・消費・資産構造の依存関係を表現するための主要変数として採用したものである。本類型を用いることで両調査の同時分布の再現性が向上することを確認している。

6. 推計期間

各ショックが1年間継続した場合の年間影響額を推計した。

付注2-2 募集要件が求人の滞留期間に与える影響の分析

1. 概要

株式会社フロッグが収集する求人情報ビックデータを用いて、求人の掲載期間を企業の欠員期間の代理指標として捉え、その決定要因を募集要件により計測する。

2. データ

株式会社フロッグが収集する求人情報データにおける主要求人広告媒体掲載会社2社分の正社員データ（2023年7月から2025年6月までの週次データ）。この求人情報ビックデータには、募集賃金に加え、掲載日、掲載終了予定日、データ取得日、職種、産業、勤務地、仕事内容等のテキストデータなどが含まれる。これらデータについて、重複処理・再掲載求人の接続²を行ったデータを用いている。なお、推計に使用する福利厚生テキストダミーである「育児休業」、「リモートワーク」、「研修・資格取得」は、これらに関連する用語が含まれる場合に1、含まれない場合に0をとるダミー変数としている。

3. 推計方法

カプランマイヤー曲線は、関数を推定するためのノンパラメトリックな統計手法であり、右打ち切り³を含む期間データを扱うことができる。本稿におけるイベントは、求人の充足とし、生存関数 $S(t)$ は、求人の掲載開始から t 期間を経過した時点でも、なお充足されずに掲載が継続している確率を表す⁴。カプランマイヤー推定量は、次のように表される。

$$S(t) = \prod_{i: t_i \leq t} \left(1 - \frac{d_i}{n_i}\right)$$

t_i は少なくとも1件の求人が掲載されている期間、 d_i は時間 t_i に発生したマッチングの件数、 n_i は時間 t_i まで求人が掲載されている求人件数を表す。なお、右打ち切りとなった求人は、打ち切り時点まではリスク集合⁵に含まれるが、その後はリスク集合から除外される。

次に、生存時間解析における欠員期間と募集条件の推計について、操作変数法を用いたコ

¹ 掲載開始日・終了日の情報が含まれる媒体のみを残したため。

² ある週に掲載が終了した求人と条件や業務内容でほぼ同じ求人が翌週に掲載された場合、同じ求人を掲載しなおしたものとみなしている。

³ データの期間の最後までイベントが発生しなかったため、イベントがいつ発生したかのデータがないデータのこと。

⁴ $S(t)$ が高い（低い）ほど、求人が長く未充足のまま残っている（充足している）ことを意味する。

⁵ イベントがまだ発生していないが、今後イベントが発生する可能性があるデータの集合。

ントロールファンクション法を用いて、層別コックス比例ハザードモデルで推計を行った。欠員期間を被説明変数、募集賃金（月給下限額、対数）を説明変数とし、その他制御変数（層別）を加えている。また、通常のコックス比例ハザードモデルでは、募集賃金の効果と、求人の採用難易度や職務内容など観察されない要因の効果が混在するおそれがあるため、Kambayashi et al.（2025）ほかを参考に、同一企業における他の職種の平均募集賃金（過去も含む）を操作変数としている。

第一段階では、募集賃金を被説明変数とし、操作変数及びコントロール変数を説明変数とする線形回帰モデルを推定する。

（第一段階）

$$\log(wage_i) = \pi_0 + \pi_1 D_i + \pi_2 (D_i \times \log(wage_i^{other})) + \delta' Z_i + u_i$$

ここで、 $\log(wage_i)$ は求人*i*の募集賃金の対数値、 D_i は、同一企業が過去に他市場で3件以上の求人を有している場合に1をとるダミー変数⁶、 $\log(wage_i^{other})$ は同一企業の過去の他市場における平均募集賃金の対数値、 $D_i \times \log(wage_i^{other})$ は操作変数、 Z_i は職種、産業、地域、掲載時期、福利厚生等のコントロール変数、 u_i は誤差項である。第一段階の推定により、募集賃金のうち、操作変数及び観察可能なコントロール変数によって説明されない部分を残差として取り出す。

第二段階では、第一段階で得られた残差を含む層別コックス比例ハザードモデルを推定する。

（第二段階）

$$h_i(t) = h_{0g(i)}(t) \exp(\beta_1 \log(wage_i) + \rho \hat{u}_i + \gamma' X_i)$$

ここで、 $g(i)$ は求人*i*が属する職種、産業、地域、掲載時期の組合せで定義される層を表す。 $h_{0g(i)}(t)$ は当該層に固有のベースラインハザードであり、層ごとに異なる求人掲載後の充足しやすさを許容している。 $\hat{u}_i$ は第一段階の残差であり、募集賃金のうち操作変数および外生的な説明変数では説明されない部分を表す。コントロールファンクション法では、この残差を第二段階のモデルに含めることで、募集賃金と未観察要因との相関を補正する。 ρ が統計的に有意であれば、募集賃金が内生的である可能性が示唆される。 X_i は福利厚生テキストダミーである。

⁶ 過去の他市場求人が3件未満の場合には、掲載開始日以前に観察された全求人の平均募集賃金により補完した。

表1 要約統計量

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	中央値	最大値
掲載週数	1188633	19.23	17.64	2	12	116
充足割合	1188633	0.64	0.48	0	1	1
募集賃金 (月給、円)	1188633	284828.48	94480.47	100000	255000	2000000
研修・資格 取得ダミー	1188633	0.70	0.46	0	1	1
育児休業 関連ダミー	1188633	0.46	0.50	0	0	1
テレワーク 関連ダミー	1188633	0.10	0.31	0	0	1

表2 職種別

主要職種	構成 比	充足 割合	掲載週数		募集賃金	
			平均	中央値	平均	中央値
営業・事務（管理職除く）	0.37	0.62	17.45	12	288356.11	260000
ITエンジニア/IT系専門職	0.18	0.66	21.91	14	315895.43	284000
サービス・販売	0.06	0.59	18.13	12	260403.22	249000
現業職（工場、運輸、建設系）	0.25	0.65	20.42	13	258329.42	243970
その他	0.14	0.67	18.88	12	294500.50	260000

4. 推計結果

以下は、生存時間解析における欠員期間と募集条件の推計結果である。なお、職種別分析においても第一段階は職種計で計算した結果を用いている。

表1 第一段階

変数	推計値 (標準誤差)
他市場求人掲載ダミー	-8.766*** (0.015)
他市場求人掲載ダミー × 他市場平均募集賃金（対数）	0.703*** (0.001)
福利厚生テキストダミー	✓
観測数	1180401
決定係数	0.3968
調整済み決定係数	0.3967

表2 第二段階（全職種）

変数	推計値（ハザード比） （95%信頼区間）
募集賃金(月給、対数)	1.162*** [1.094, 1.233]
第1段階の残差	0.649*** [0.608, 0.693]
福利厚生テキストダミー	
育児休業	1.025*** [1.009, 1.041]
リモートワーク	1.006 [0.981, 1.031]
研修・資格取得	1.022*** [1.006, 1.038]
層化固定効果	✓
企業単位クラスター	✓
イベント数	761254
観測数	1188633

表3 第二段階（4職種）

変数	推計値（ハザード比） （95%信頼区間）
募集賃金(月給、対数)	1.165*** [1.094, 1.240]
第1段階の残差	0.654*** [0.614, 0.698]
福利厚生テキストダミー	
育児休業	1.022** [1.004, 1.040]
リモートワーク	1.009 [0.979, 1.039]
研修・資格取得	1.015* [0.998, 1.031]
職種（基準は営業職）	
ITエンジニア/IT系専門職	0.828*** [0.815, 0.841]
サービス・販売	0.989 [0.963, 1.016]
現業職	0.939*** [0.921, 0.957]
層化固定効果	✓

企業単位クラスター	✓
イベント数	649336
観測数	1021917

表4 第二段階（募集賃金×職種の交差項）

変数	推計値（ハザード比） （95%信頼区間）
募集賃金(月給、対数) ×営業・事務（管理職除く）	1.101*** [1.033, 1.173]
募集賃金(月給、対数) ×IT エンジニア/IT 系専門職	1.249*** [1.164, 1.341]
募集賃金(月給、対数) ×サービス・販売	1.176*** [1.066, 1.296]
募集賃金(月給、対数) ×現業職	1.188*** [1.099, 1.284]
層化固定効果	✓
企業単位クラスター	✓
イベント数	649336
観測数	1021917

（備考）推計値の括弧内は 95%信頼区間を示す。信頼区間は企業単位でクラスタリングした標準誤差に基づき算出している。表中の***、**はそれぞれ1%水準、5%水準で統計的に有意であることを示す。表4の観測数は分析対象の4職種の上に絞っている。

付注2－3 長時間労働が幸福度に与える影響の分析

1. 概要

正規雇用者を対象に、長時間労働が仕事の満足度や総合的な幸福度に与える影響を、順序ロジットモデルを用いて分析する。労働時間が週 50 時間を超過しているかを主な変数とし、仕事の満足度や収入等の要素と比べ与える影響が大きいかを比較する。また、年齢や性別などもコントロールしている。

2. データ

大阪商業大学 JGSS 研究センター「日本版総合的社会調査(JGSS)」の 2021 年・2022 年のデータ⁷。調査期間に正社員で働いている者を対象。関連する質問の回答に欠落しているものがあるサンプルは除外している。

3. 推計方法

「日本版総合的社会調査」のデータのうち、正規雇用者を対象とし、被説明変数に現在の仕事への満足度、現在の健康状態への満足度、幸福度⁸を、説明変数に労働時間が週 50 時間を超過しているか等を用いた。被説明変数はそれぞれ5段階評価となっているため、順序ロジットモデルを用いている。

(3) 変数の定義と使用データ等

1. 被説明変数

変数名	定義
$jobs_i$	仕事への満足度（1：満足している、5：不満であるの5段階評価）
$health_i$	健康状態への満足度（1：満足、5：不満の5段階評価）
$happy_i$	幸福度（1：幸せ、5：不幸せ、又は1：非常に幸せ、5：非常に不幸せの5段階評価）

なお、各被説明変数は、別の被説明変数のモデルでは説明変数としてコントロールしている場合がある（詳細は「各モデルの変数一覧」参照）

⁷ 日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター（文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点）が、大阪商業大学の支援を得て実施している研究プロジェクトである。JGSS-2021H/2022H は、文部科学省特色ある共同研究拠点の整備の推進事業 JPMXP0620335833、JSPS 科研費 JP20H00089 の助成を受け、京都大学大学院教育学研究科教育社会学講座の協力を得て実施した。データの整備は、JSPS 人文学・社会科学データインフラストラクチャー構築推進事業 JPJS00218077184 の支援を得た。本稿では二次分析に当たり、JGSS データダウンロードシステムで個票データの提供を受けた。

⁸ それぞれ質問としては「現在の仕事にどのくらい満足していますか。この中から選んでください。」「生活面に関する以下の項目について、あなたはどのくらい満足していますか。（健康状態）」「(全体として) あなたは、現在幸せですか」となっている。幸福度の質問については、2種類ある調査票で微妙に表現が異なるが、同じ5段階評価であることから、同じものとして扱っている。

2. 説明変数

変数名	定義
$hours50_i$	週労働時間が 50 時間を超えるか（超えている場合 1 をとるダミー変数）
$shortwk_i$	週労働時間が 29 時間を下回るか（下回っている場合 1 をとるダミー変数）
$income_i$	相対的な世帯収入についての認識（1：平均よりかなり少ない、5：平均よりかなり多いの 5 段階評価）
ill_i	慢性的な病気又は長期にわたる健康上の問題を抱えているか（抱えている場合 1 をとるダミー変数）
age_i	年齢
sex_i	性別（男性が 0、女性が 1）

3. 各モデルの変数一覧

被説明変数	説明変数
$jobs_i$	$hours50_i$ 、 $shortwk_i$ 、 $health_i$ 、 $income_i$ 、 age_i 、 sex_i
$health_i$	$hours50_i$ 、 $shortwk_i$ 、 $jobs_i$ 、 $income_i$ 、 age_i 、 sex_i 、 ill_i
$happy_i$	$hours50_i$ 、 $shortwk_i$ 、 $jobs_i$ 、 $health_i$ 、 $income_i$ 、 age_i 、 sex_i

4. 推計結果

被説明変数	説明変数・閾値	推計値	(標準誤差)	p値
<i>jobs_i</i>	<i>hours50_i</i>	0.4248	(0.1105)	0.0001
	<i>shortwk_i</i>	0.0546	(0.1959)	0.7806
	<i>health_i</i>	0.4825	(0.0449)	0.0000
	<i>income_i</i>	-0.5016	(0.0535)	0.0000
	<i>age_i</i>	-0.0189	(0.0037)	0.0000
	<i>sex_i</i>	-0.1007	(0.0885)	0.2549
	$\tau(1 2)$	-3.5040	(0.2705)	0.0000
	$\tau(2 3)$	-1.0204	(0.2587)	0.0001
	$\tau(3 4)$	0.4823	(0.2582)	0.0618
	$\tau(4 5)$	1.9990	(0.2680)	0.0000
<i>health_i</i>	<i>hours50_i</i>	0.3082	(0.1580)	0.0511
	<i>shortwk_i</i>	0.2332	(0.2536)	0.3577
	<i>jobs_i</i>	0.4945	(0.0620)	0.0000
	<i>income_i</i>	-0.1611	(0.0756)	0.0332
	<i>age_i</i>	0.0096	(0.0053)	0.0726
	<i>sex_i</i>	0.0347	(0.1249)	0.7814
	<i>ill_i</i>	1.3360	(0.1363)	0.0000
	$\tau(1 2)$	-0.0950	(0.4091)	0.8164
	$\tau(2 3)$	1.7425	(0.4124)	0.0000
	$\tau(3 4)$	3.7437	(0.4262)	0.0000
	$\tau(4 5)$	5.7748	(0.4642)	0.0000
<i>happy_i</i>	<i>hours50_i</i>	0.1501	(0.1160)	0.1957
	<i>shortwk_i</i>	-0.0625	(0.1941)	0.7475
	<i>jobs_i</i>	0.4379	(0.0468)	0.0000
	<i>health_i</i>	0.7660	(0.0495)	0.0000
	<i>income_i</i>	-0.4750	(0.0558)	0.0000
	<i>age_i</i>	0.0020	(0.0038)	0.6048
	<i>sex_i</i>	0.1583	(0.0909)	0.0814
	$\tau(1 2)$	0.5277	(0.3045)	0.0831
	$\tau(2 3)$	2.7136	(0.3110)	0.0000
	$\tau(3 4)$	5.1892	(0.3294)	0.0000
	$\tau(4 5)$	7.7458	(0.4397)	0.0000

付注2－4 通勤圏の算出と市場集中度の計測

1. 概要

我が国のパートタイム労働者が直面する労働市場の集中度を把握するため、令和2年国勢調査による実際の通勤パターンに基づく通勤圏を算出し、求人情報ビッグデータを用いて、通勤圏×職種で定義する労働市場に対して、市場集中度の指標であるハーフィンダール・ハーシュマン指数（HHI）を計測する。

2. データ

株式会社フロッグが収集する求人情報ビッグデータと総務省「令和2年国勢調査」。求人ビッグデータには、募集賃金に加え、雇用形態、職種、勤務地、仕事内容等のテキストデータなどが含まれる。ここでは、ハローワークインターネットサービス及び民間求人広告掲載サイトのうち主要な5媒体に掲載された求人データのうち、2017～25年の各年3月第1週目時点のものを用いる。

3. 推計方法

米国全土の通勤圏について、求人データを基に労働市場の集中度を計測した Azar et al. (2022) の方法を参考に分析する。

（1）通勤圏の算出

米国農務省（USDA）が作成する米国の通勤圏と同様の手法を用いて、令和2年国勢調査から得られるOD表⁹による労働者の実際の通勤パターンに基づき、通勤圏を算出する。なお、通勤圏数は先験的に1,000を仮定している。

（2）HHIの計測

株式会社フロッグが収集する求人情報ビッグデータを用いて、（1）で得られた通勤圏×職種の単位で定義する労働市場について市場集中度の指標であるHHIを計測する。

HHIは以下の式により定める。

$$HHI_m = \sum_{j=1}^J s_{j,m}^2$$

⁹ Origin-Destination 表。居住地の市区町村を行、勤務地の市区町村を列にとり、各セルに該当する就業者数を格納したマトリックス。

ここで、 $s_{j,m}$ は、労働市場 m における企業 j のシェアであり、推計期間内に労働市場 m に存在する全求人に占める企業 j が出稿した求人の割合である。シェア $s_{j,m}$ を百分率表示すると、定義から、HHIはその独占の度合いによって0～10,000の値を取り、値が0に近いほど市場が完全競争に近い状態にあり、10,000に近いほど市場が独占状態に近いことを示す。

4. HHIの推計結果

年	観測数	最小値	中央値	第3 四分位	最大値	平均	標準偏差	HHI=10,000 の割合 (%)
2017	12,831	61.4	1696.4	5000	10000	3140.3	3336.8	15.8
2018	12,897	51.8	1666.7	5000	10000	3060.1	3298.2	15.1
2019	12,896	44.8	1666.7	5000	10000	3071.0	3285.1	14.8
2020	12,249	57.9	1836.7	5000	10000	3192.5	3310.6	15.6
2021	12,013	74.4	2109.4	5000	10000	3524.6	3437.6	18.4
2022	12,826	59.2	1805.6	5000	10000	3139.1	3263.0	15.0
2023	12,821	72.4	1875.0	5000	10000	3167.5	3223.3	14.8
2024	12,964	78.7	1836.7	5000	10000	3153.7	3248.8	15.0
2025	12,742	75.1	1875.0	5000	10000	3212.5	3208.6	14.7
合計	114,239	44.8	1836.7	5000	10000	3181.9	3292.0	15.5

(備考) 1,000の通勤圏×18職種で労働市場を定義しているため、各年の観測数の理論値は18,000件であるが、求人が存在しない労働市場についてはHHIを計測できないため欠測値となる。

付注2－5 労働市場の競争度が賃金水準に与える影響の分析

1. 概要

労働市場に出稿された求人数に基づくハーフィンダール・ハーシュマン指数（HHI）を労働市場の競争度の代理変数とし、市場の競争度が賃金水準に与える影響を計測する。

2. データ

株式会社フロッグが収集する求人情報ビッグデータ、総務省「令和2年国勢調査」、「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」、厚生労働省「地域別最低賃金の全国一覧」。

3. 推計方法

付注2－4にて定義した各労働市場に対して、パート・正社員別に¹⁰最低賃金や人口構成の情報を付加した労働市場単位のパネルデータ（表1、2）を作成し、労働市場について平均賃金を被説明変数、HHI（対数）を説明変数とし、その他制御変数を含む回帰を行うことで、労働市場の競争度が賃金水準に与える影響（弾力性）を推計する。ただし、HHIはこのモデルにおいて内生変数であるから、Azar et al.（2022）を参考に、「同一職種・同一時点における、自通勤圏を除く他通勤圏の平均企業数の対数」を操作変数とする操作変数法（二段階最小二乗法）により分析する。

なお、ここではAzar et al.（2022）で用いられた操作変数法を、Abadie et al.（2024）におけるFully-Interacted MethodによりHHIと年ダミーの交差項を含むモデルに拡張し、弾力性の年別推移を推計する。

具体的な推計式は以下のとおり。

（一段階目）

$$\log(HHI_{i,j,t}) = \sum_{t'} \pi_{t'}(Z_{i,j,t} \times Year_{t'}) + \gamma' X_{i,j,t} + \mu_{i,j} + \lambda_t + u_{i,j,t}$$

（二段階目）

$$\log(Wage_{i,j,t}) = \sum_{t'} \beta_{t'} \log(\widehat{HHI}_{i,j,t'}) \times Year_{t'} + \delta' X_{i,j,t} + \mu_{i,j} + \lambda_t + \varepsilon_{i,j,t}$$

¹⁰ 求人票上の雇用形態の表記が「パート」、「アルバイト」、「派遣」のいずれかであり、かつ募集賃金が時給で提示されているものを「パート」としている。同様に、求人票上の表記が「正社員」であり、かつ募集賃金が月給で提示されているものを「正社員」としている。

なお、操作変数は以下のとおり定義している。

$$Z_{i,j,t} = \frac{1}{|I_j \setminus \{i\}|} \sum_{i' \in I_j \setminus \{i\}} \log \left(\frac{1}{N_{i',j,t}} \right)$$

ここで、 $Wage_{i,j,t}$ と $HHL_{i,j,t}$ は、それぞれ通勤圏*i*×職種*j*で定義される労働市場の時点*t*における平均募集賃金（パートは時給、正社員は月給）とHHIである。 $Year_t$ は年ダミー、 $X_{i,j,t}$ は制御変数であり、各労働市場における各年の最低賃金（対数）、人口（対数）、高齢者比率、外国人比率である。また、 $\mu_{i,j}$ は労働市場固定効果、 λ_t は時点固定効果であり、 $\varepsilon_{i,j,t}$ は誤差項である。操作変数については、 I_j は職種*j*に対応する通勤圏の集合、 $|I_j \setminus \{i\}|$ は通勤圏*i*を除いた通勤圏の総数であり、 $N_{i',j,t}$ は通勤圏*i'*、職種*j*、時点*t*における企業数を表す。

表1 パートタイム労働市場パネル統計量（N=114,239）

変数	最小値	中央値	最大値	平均	標準偏差
平均時給（円）	714	1,043	4,350	1,093	239
HHI（0～10,000）	45	1,837	10,000	3,182	3,292
最低賃金（円）	714	890	1,163	896	98
人口（人）	156	116,867	1,153,305	167,317	166,962
高齢者比率（%）	14.24	30.52	61.90	31.16	6.81
外国人比率（%）	0.00	1.49	36.60	2.01	1.89
企業数（社）	1	8	801	27.7	51.0
操作変数	-3.78	-1.97	-0.58	-2.16	0.99

表2 正社員労働市場パネル統計量（N=125,177）

変数	最小値	中央値	最大値	平均	標準偏差
平均月給（円）	100,000	190,626	700,000	194,125	30,761
HHI（0～10,000）	13	1,429	10,000	2,924	3,264
最低賃金（円）	714	885	1,163	893	98
人口（人）	315	107,697	1,153,305	160,562	166,351
高齢者比率（%）	14.24	30.84	61.90	31.50	6.95
外国人比率（%）	0.00	1.44	36.60	1.98	1.91
企業数（社）	1	9	2,959	29.2	66.9
操作変数	-3.83	-2.27	-0.43	-2.22	0.87

4. 推計結果

変数	パート	一段階目 <i>F</i> 統計量	正社員	一段階目 <i>F</i> 統計量
	推計値 (標準誤差)		推計値 (標準誤差)	
HH I (対数)	-0.1209 *** (0.0066)	432.57	-0.0984 *** (0.0052)	886.03
HH I (対数) × 2018	0.0032 ** (0.0016)	8250.32	0.0063 *** (0.0016)	5396.98
HH I (対数) × 2019	0.0180 *** (0.0018)	8709.30	0.0145 *** (0.0018)	5630.74
HH I (対数) × 2020	0.0128 *** (0.0018)	8616.48	0.0181 *** (0.0023)	6222.91
HH I (対数) × 2021	0.0210 *** (0.0021)	8955.22	0.0252 *** (0.0024)	6365.65
HH I (対数) × 2022	0.0068 *** (0.0019)	8255.97	0.0201 *** (0.0022)	6634.95
HH I (対数) × 2023	0.0008 (0.0020)	7245.68	0.0228 *** (0.0021)	6603.28
HH I (対数) × 2024	0.0016 (0.0019)	7283.92	0.0295 *** (0.0022)	6648.06
HH I (対数) × 2025	-0.0076 *** (0.0021)	7771.09	0.0224 *** (0.0022)	6622.25
最低賃金 (対数)	0.9832 *** (0.0798)	-	0.7409 *** (0.0664)	-
人口 (対数)	-0.0071 (0.0235)	-	0.0898 *** (0.0199)	-
高齢者比率	-0.0006 (0.0010)	-	0.0030 *** (0.0009)	-
外国人比率	0.0005 (0.0014)	-	-0.0010 (0.0010)	-
職種×通勤圏 固定効果	Yes		Yes	
年 固定効果	Yes		Yes	
Wu-Hausman 検定の <i>p</i> 値	<0.001		<0.001	
サンプルサイズ	113,508		124,185	

(備考) 標準誤差は労働市場単位でクラスターリングして算出。表中の***、**はそれぞれ1%水準、5%水準で統計的に有意であることを示す。

付注3－1 中小企業の借入金・現預金保有残高の分析

1. 概要

中小企業庁「中小企業実態基本調査」の個票を用い、中小企業の借入金・現預金保有残高についてデータを集計する。

2. 集計方法

2019 年度、2021 年度、2023 年度の3時点のデータを使用。各年度においては、それぞれ翌年（2020 年、2022 年、2024 年）6 月時点での最新の決算年度のデータが報告されている。なお、調査ごとにサンプルが入れ替わっている。

利用した項目名は以下の通り。なお、「負債・流動負債（うち金融機関以外短期借入金）」、「負債・固定負債（うち金融機関以外長期借入金）」については、仕入・販売先等との雑多な貸借が含まれると考えられ、経済的な性質が不明確であることから、分析対象から除いた。

項目名	個票内でのデータ項目名
現預金	「資産・流動資産（うち現金・預金）」
借入	「負債・流動負債（うち金融機関短期借入金）」＋「負債・固定負債（うち金融機関長期借入金）」
総資産	「負債及び純資産の部合計」
売上高	「売上高（営業収益）」

なお、個票データのうち以下のものについては回答の妥当性が疑われるため、異常値としてサンプルから除いている。

- ・売上高、又は総資産が0以下の企業
- ・現預金、又は借入金が負値（マイナス）の企業
- ・現預金、又は借入金が総資産を超過する企業

また、法人番号を有しない企業（個人事業主等）もサンプルから除いた。

これらを除いた後のサンプルサイズは、2019 年度：19,932 社、2021 年度：23,317 社、2023 年度：23,793 社である。

以上のようなデータを基に、各社（サンプル）の借入および現預金保有残高の総資産比・売上高比を計算し、累積分布等を計算した。

付注3－2 キャッシュ・コンバージョン・サイクルが企業の収益性に与える影響の推計方法

1. 概要

キャッシュ・コンバージョン・サイクルが企業の収益性に与える影響を検証するため、固定効果モデルを用いた分析を行う。

2. データ

中小企業庁「中小企業実態基本調査」（2018～2023 年度の調査票項目を内閣府にて集計¹¹⁾）

3. 推計方法

(1) 変数の定義

変数名	定義・計算方法等
ROA (%) (<i>ROA</i>)	税引後当期純利益/総資産
α	定数項
ε	誤差項
CCC (か月) (<i>CCC</i>)	売上債権回転期間+棚卸資産回転期間－買入債務回転期間
売上債権回転期間 (か月) (<i>RTP</i>)	(受取手形・売掛金) / (売上高/12)
棚卸資産回転期間 (か月) (<i>ITP</i>)	(棚卸資産) / (売上高/12)
買入債務回転期間 (か月) (<i>PTP</i>)	(支払手形・買掛金) / (売上高/12)
負債比率 (%) (<i>Lev</i>)	負債/総資産
総資産 (千円、対数値) (<i>Size</i>)	—
有形資産比率 (%) (<i>Tan</i>)	有形固定資産/総資産
年度ダミー (<i>Year</i>)	該当する年度で1、その他の年度では0をとるダミー変数

(2) 推計式

$$ROA_{i,t} = \alpha + \beta_1 CCC_{i,t} + \beta_2 Lev_{i,t} + \beta_3 Size_{i,t} + \beta_4 Tan_{i,t} + \gamma_i + \sum_t \delta_t Year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

¹¹⁾ 外れ値等を除く処理を行っている。詳細は宮部（2026）を参照。

$$ROA_{i,t} = \alpha + \beta_1 RTP_{i,t} + \beta_2 Lev_{i,t} + \beta_3 Size_{i,t} + \beta_4 Tan_{i,t} + \gamma_i + \sum_t \delta_t Year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$ROA_{i,t} = \alpha + \beta_1 ITP_{i,t} + \beta_2 Lev_{i,t} + \beta_3 Size_{i,t} + \beta_4 Tan_{i,t} + \gamma_i + \sum_t \delta_t Year_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$ROA_{i,t} = \alpha + \beta_1 PTP_{i,t} + \beta_2 Lev_{i,t} + \beta_3 Size_{i,t} + \beta_4 Tan_{i,t} + \gamma_i + \sum_t \delta_t Year_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

添字の*i*は企業、*t*は年度をそれぞれ表す。

コラム3-4-2図は、(1)~(4)式における β_1 の推定値を図示したものである。

付注3－3 資本のビンテージの推計

1. 概要

経済産業研究所「J I Pデータベース」などを用い、業種ごとの資本のビンテージを推計する。

2. 推計

各業種の投資フロー I_t 、純資本ストック K_t （いずれも実質値<2020 暦年連鎖価格>、 t は時点（年次）を表す添え字）から、減耗 D_t を

$$D_t = K_{t-1} + I_t - K_t$$

によって算出する。

ビンテージ V_t を以下の漸化式によって計算する¹²。

$$V_{t+1} = \frac{(V_t + 1)(K_t - D_t) + I_{t+1}/2}{K_{t+1}}$$

この漸化式の解釈は以下のとおりである。すなわち、ある年 $t + 1$ における資本を観察すると、前年までにあった資本のうち減耗していないものが1年分古くなったと考えられる一方、新しく設備投資によって導入された資本のビンテージは半年（1年間のどの時期に投資が実行されたかはわからないため、単純に平均的な長さをとる）と想定される。両者を加重平均すればビンテージが計算できる。

実際には、漸化式の初項（1994 年時点でのビンテージ）について、業種ごとのビンテージ水準を勘案したものとするため、以下のように計算した。

- （1）初項を8（年）とにおいてビンテージ（1994 年～2024 年）を計算する。
- （2）（1）で得られた1994 年～2024 年のビンテージの平均値をとり、それを初項に置きなおして1994 年～2024 年のビンテージを計算する。

なお、2021 年～2024 年についてはJ I Pデータベースの値が存在しないため、より粗い分類の国民経済計算の年次データから D_t/K_{t-1} （減耗率）、 I_t/I_{t-1} （投資伸び率）を推計し、それを基に V_t の値を計算した。具体的には、J I Pデータベースの各業種に対して国民経済計算の業種分類をあてはめ、国民経済計算データから計算される減耗率および投資伸び率をそのまま用い、J I Pデータベースの値を延伸した。

¹² 第3－2－10 図においても、同様の漸化式を用いてビンテージを算出している。災害に伴う毀損など、その他の資産量変動がありうる点は捨象している。

付注3－4 VARモデルを用いた設備投資動向の分析

1. 概要

貸出金利上昇、供給制約、不確実性が設備投資に与える影響を点検するため、VARモデルを用いた分析を行う。

2. データ

内閣府「国民経済計算」、日本銀行「貸出約定平均金利」、Caldara et al.(2025)、Saxegaard et al.(2022)など

3. VARモデル

以下の3つのVARモデルを推計した。

(1) 貸出金利上昇が設備投資に与える影響（第3－2－14図（2））

以下の3変数によるVARモデルを構成し、ショックを①～③の順に外生的であると仮定するコレスキー分解によって識別した。推計期間は1994年第2四半期～2025年第4四半期。ラグ次数はAICに基づいて3とした。

- ① 金利
- ② 輸出（実質、季節調整済前期比（国民経済計算より））
- ③ 民間企業設備（実質、季節調整済前期比（国民経済計算より））

ただし、金利については、「貸出約定平均金利」（国内銀行・新規・総合、期中平均）から、潜在成長率（本文第3－1－1図、内閣府推計）と企業の予想物価上昇率（本文第3－1－15図、5年先）を差し引いたものを用いた。これは、金利変動から経済の成長速度や物価上昇に起因するものを除くためである。

第3－2－14図については、識別された金利が上昇するショックに対する民間企業設備のインパルス応答を示した。ショックの大きさは、ショック発生後、金利が（ショックのない定常状態と比べて）最大0.25%ポイント上昇¹³するようなものとした。

¹³ なお、このピーク（金利が0.25%ポイント上昇に達するタイミング）はショック発生から5四半期後であった。

(2) 供給ショックが設備投資に与える影響 (第3-2-15 図 (1))

以下の3変数によるVARモデルを構成し、ショックを①～③の順に外生的であると仮定するコレスキー分解によって識別した。推計期間は1994年第2四半期～2025年第4四半期。ラグ次数はAICに基づいて2とした。

- ① 供給不足指数 (日本のデータ、期中平均 (Caldara et al. (2025)より))
- ② 輸出 (実質、季節調整済前期比 (国民経済計算より))
- ③ 民間企業設備 (実質、季節調整済前期比 (国民経済計算より))

第3-2-15 図 (1) については、識別された供給不足指数が1標準偏差上昇する (供給不足が深刻化する) ショックに対する民間企業設備のインパルス応答を示した。

(3) 供給ショックが設備投資に与える影響 (第3-2-15 図 (2))

以下の3変数によるVARモデルを構成し、ショックを①～③の順に外生的であると仮定するコレスキー分解によって識別した。推計期間は1994年第2四半期～2025年第4四半期。ラグ次数はAICに基づいて4とした。

- ① 不確実性指数 (日本のデータ、期中平均 (Saxegaard et al. (2022)より))
- ② 輸出 (実質、季節調整済前期比 (国民経済計算より))
- ③ 民間企業設備 (実質、季節調整済前期比 (国民経済計算より))

第3-2-15 図 (2) については、識別された不確実性指数が1標準偏差上昇する (不確実性が高まる) ショックに対する民間企業設備のインパルス応答を示した。

付注3－5 生産性向上に向けた取組に関する企業動向調査：概要

1. 調査の目的

我が国が成長型経済に移行していくためには、企業が先行きに明るい見通しを持てる環境を維持し、設備投資や人的資本投資等の前向きな動きを促進することを通じて、生産性を向上させることが不可欠である。こうした問題意識を踏まえ、「生産性向上に向けた取組に関する企業動向調査」として、アンケート調査を行った。

2. 調査対象

国内に本社を有する資本金 1,000 万円以上の企業¹⁴（金融・保険業を除く）

3. サンプル

調査票送付先数：12,000 社

回答数：3,058 社（回収率 25.5%）

（ただし、一部の設問について無効な回答があるものを含む）

調査票送付先数、回答数についてより詳細には、以下の通り。

調査票送付先数

	製造業	非製造業
大・中堅企業	1,982	1,894
中小企業	4,018	4,106

回答数

	製造業	非製造業
大・中堅企業	539	514
中小企業	1,038	967

ただし、

大・中堅企業：資本金 2,000 万円以上の企業（金融・保険業を除く）

中小企業：資本金 1,000 万円以上 2,000 万円未満の企業（金融・保険業を除く）

と定義した。

また、製造業・非製造業の内訳については、おおむね法人企業統計における製造業・非製造業内での業種シェアと同様になるように配布先数を定めた。

¹⁴ アンケート内容については、原則として単体ベース（連結ではない）での回答を求めた。

4. 調査票回収期間

2026年2月27日～3月13日

調査票の回収は郵送およびオンラインで受け付けた。

5. 設問例

設問の多くは択一ないし複数選択形式¹⁵としたが、一部の設問については数値での回答を求めた¹⁶。

(択一形式の設問例)

(1) 日本経済の実質 GDP 成長率(1年あたり)はどの程度であると予想しますか。貴社の予想に最も近いものを選んでください(具体的な見通しが無い場合も、最もそれらしいと思うものを選んでください)。なお、令和4、5、6年度の実質GDP成長率はそれぞれ+1.4%、-0.0%、+0.5%¹⁷です。

(I) 今から1年後(令和8年度)

1. -3%程度以下 2. -2%程度 3. -1%程度 4. 0%程度
5. +1%程度 6. +2%程度 7. +3%程度以上

(II) 今から5年後(令和12年度・単年の前年比)

1. -3%程度以下 2. -2%程度 3. -1%程度 4. 0%程度
5. +1%程度 6. +2%程度 7. +3%程度以上

(数値回答の設問¹⁸)

(2) 貴社業界全体の市場規模(売上高)は、今年度(令和7年度)を100とすると、どの程度になると見込んでいますか。整数値でご回答ください。(たとえば、1年後の売上高が+2%と予想する場合は、(I)に102と回答してください。5年後の売上高が今年度に比べ+10%と予想する場合は、(II)に110と回答してください。また、具体的な見通しが無い場合も、最もそれらしいと思う数値をご回答ください。)

¹⁵ ただし、選択肢に「その他」を含む場合は、その内容について自由記述とした。

¹⁶ 以下の設問番号は便宜上のものであり、実際のアンケートとは異なる。

¹⁷ 実際のアンケート用紙には、調査時点で最新のデータに基づき、GDP(前年度比)の推移のグラフも掲載した。

¹⁸ 数値回答については、設問の形式・文章表現等によって誤解がなるべく生じないように配慮した。(2)や(3)については、(1)と同様に選択式の回答や、伸び率を直接問う形式とすることも考えられたが、たとえば「1%ずつ物価が上昇する」ことを予想する回答者が5年後について(1%ではなく、これを累積して)5%と誤って回答する懸念を考慮した。ただし、今回の形式では、「105」や「110」など「切りのいい」回答が増加するバイアスが生じている可能性がある。(4)～(6)については、自社の経営計画について尋ねており、そのような誤解が生じる懸念は小さいと判断し、伸び率を直接問う形式とした。

(I) 1年後 (II) 5年後

- (3) 消費者物価は、今年度（令和7年度）を100とすると、どの程度になると見込んでいますか。整数値でご回答ください（たとえば1年後の物価が+2%と予想する場合は、(I) に102と回答してください。5年後の物価が今年度に比べ+10%と予想する場合は、(II) に110と回答してください。また、具体的な見通しがない場合も、最もそれらしいと思う数値をご回答ください）。なお、令和6年度の消費者物価上昇率は前年度比+3.0%です。

(I) 1年後 (II) 5年後

- (4) 貴社の今年度（令和7年度）の設備投資額は、昨年度（令和6年度）と比べてどの程度増加する見込みですか。整数値でご回答ください。減少を予想する場合は、マイナスの値でご回答ください。
- (5) 貴社の設備投資額は、今後5年（令和8～12年度）くらいの間を平均して、1年あたりどの程度のペースで増加する見通しですか。整数値でご回答ください。減少を予想する場合は、マイナスの値でご回答ください。
- (6) 貴社の今年度の賃上げ率（令和8年度のベースアップ率[定期昇給は含みません]、もしくは正社員1人当たりの所定内給与改定率、前年比）の見通しを、小数第1位までご回答ください。賃金を引き下げる場合は、マイナスの値をご回答ください。また、具体的な見通しがない場合も、最もそれらしいと思う数値をご回答ください。

付注3－6 生産性向上に向けた取組に関する企業動向調査を用いた分析

この付注では、3章3節に掲載した、「生産性向上に向けた取組に関する企業動向調査」（概要は付注3－5を参照）を用いた分析について説明する。

1. 回帰分析

「生産性向上に向けた取組に関する企業動向調査」で得られた個票データに対して、以下の回帰分析を行った（ここで、 i は企業を表す添え字）。

$$inv_i = \alpha fcst_i + \beta D_i + \gamma + \varepsilon_i$$

なお、変数は以下のとおりである（ ε_i は誤差項）。本文の図では、 $fcst$ の係数を報告している。

変数名	定義・計算方法等
inv	設備投資金額（計画）の伸び など
$fcst$	経済成長予測 など
D	業種ダミー （製造業であれば1、非製造業であれば0）

2. 変数について

（第3－3－3図（1）の回帰分析）

1年後／5年後についてそれぞれ、付注3－5に記載した設問（4）／（5）の回答を変数 inv として、（2）（I）／（2）（II）の回答を伸び率換算したものを変数 $fcst$ として用いた。回答を伸び率に換算するため、（2）（I）については回答から100を引いたものを、（2）（II）の回答については回答から100を引いてさらに5で除したものをを用いた¹⁹。

（第3－3－3図（2）の回帰分析）

1年後／5年後についてそれぞれ、付注3－5に記載した設問（4）／（5）の回答を変数 inv として、（1）（I）／（1）（II）の回答を変数 $fcst$ として用いた。（1）の回答について、「X％程度」はX％と扱い、「－3％程度以下」および「＋3％程度以上」の回答はそれぞれ－3％、＋3％と扱った。

¹⁹ 厳密に5年平均を求めるためには、5で除す代わりに5乗根を取るべきとも考えられるが、計算が複雑になること、回答した企業も5乗根をとる操作をしていない可能性が高いこと（年5％の伸び率を予想する企業は 100×1.05^5 ではなく125と回答すると思われる）から、簡便な方法によった。

(第3-3-4図(1)の回帰分析²⁰)

企業の投資に対する取組状況(第3-3-1図)を点数換算したものを変数 inv として、(1)(I)の回答を変数 $fcst$ として用いた。(1)(I)の回答の換算は先述の通り。投資に対する取組状況の点数の換算は以下の通りで、点数が高いほど投資に対して積極的であると考えられる。

積極的=3(点)、やや積極的=2(点)、特段積極的ではない=1(点)、全く行っていない=0(点)

(第3-3-4図(2)の回帰分析)

企業の投資に対する取組状況(第3-3-1図)を点数換算したものを変数 inv として、(1)(II)の回答を変数 $fcst$ として用いた。投資に対する取組状況および(1)(II)の回答の換算は先述の通り。

(第3-3-11図(1)の回帰分析)

付注3-5に記載した設問(6)の回答を変数 inv として、(1)、(2)の回答を変数 $fcst$ として用いた。(1)、(2)の回答の換算は先述の通り。

3. 外れ値の処理

付注3-5の設問(4)、(5)については、50より小さい値および150より大きい値を外れ値として除去した。設問(6)については、-10より小さい値および30より大きい値を外れ値として除去した。

また、本文第3-3-5図、第3-3-6図については設問(3)の結果を用いているが、これについても50より小さい値および150より大きい値を外れ値として除去し、(I)については回答から100を引いたものを、(II)の回答については回答から100を引いてさらに5で除したものを伸び率として扱っている。

²⁰ 企業の投資に対する取組状況(第3-3-4図の回帰分析)については特に年限を指定せずに尋ねたほか、賃上げ率(第3-3-11図の回帰分析)については令和8年度の値のみを尋ねた(設問(1)や(2)のように1年後、5年後と2時点を尋ねることはしていない。)

付注3－7 クラウド会計データからみた売上・コスト・賃金の伸び

1. 概要

ビッグデータであるクラウド会計データを用いて、小規模事業者の売上高、総費用及び費用内訳項目（人件費や仕入高等）の2021年から2024年にかけての変化率を算出し、産業別に比較した。

2. データ

本稿の分析では、「マネーフォワードクラウド会計」を利用している資本金1,000万円未満の法人企業を対象に、2021年1月から2024年12月まで連続して下記の抽出条件を満たすデータ（パネルデータ）を抽出した。抽出データの合計は17,183件。

なお、抽出に当たっては、クラウド会計データの業種区分は日本標準産業分類とは異なっており、日本標準産業分類に基づく産業を付与するため、ユーソー株式会社の企業情報データベースLBCと名寄せが可能である点を条件に追加している。紐付けに当たっては、法人情報（名称、所在地（都道府県）、資本金、法人格）を基準とした。

【抽出条件】

抽出条件	・決算日（会計年度末）が月末である ・損益計算書の「売上高」「費目構成（販売費及び一般管理費＋売上原価）」が空欄ではない ・損益計算書の「売上高」「費用総額」「給与総額／給与報酬金」「福利厚生費」のいずれもマイナスではない ・ユーソー株式会社の企業情報と名寄せが可能である ・単月で100億円以上のマイナス計上はない 等
------	--

【売上高・総費用・費用内訳項目等の定義】

売上高		・ 決算書帳票項目「売上高」合計金額
総費用		・ 決算書帳票項目「売上原価」、「販売費及び一般管理費」に紐づく勘定科目の合計金額
費用内 訳	人件費	・ 「報酬、給料、賃金、賞与、雑給、労務費、手当、人件費、工賃、派遣給与、Salaries expense Bonuses、退職給与、福利厚生費、厚生費、現物給与、退職給付、退職金、企業年金、健康保険、厚生年金、労働保険、Legal welfare expense」等に部分一致する勘定科目名を対象とした合計金額
	商品・材料仕入高	・ 決算書科目カテゴリ「売上原価」のうち、「当期仕入高」及び、製造原価報告書の決算書科目カテゴリ「当期材料仕入高」の合計金額
	その他の費用（エネルギー含む）	・ 「売上原価」と「販売費及び一般管理費」の合計から上記費用合計（人件費、商品・材料仕入高）を差し引いた金額

クラウド会計データと法人企業統計調査の産業別企業数構成比を比較すると、クラウド会計データでは学術研究、専門・技術サービス業や、情報通信業等の比率が高い一方、建設業、不動産業、物品賃貸業の比率が低く、サンプル構成に偏りがある点に留意が必要である。

【サンプル企業数（資本金 1,000 万円未満）及び産業別企業数構成比】

産業大分類	①マネーフォワード	②法人企業統計	産業別企業数構成比（％）	
	企業数	企業数	①	②
法人合計	17,183	2,212,721	100.0	100.0
建設業	1,322	360,961	7.7	16.3
製造業	783	171,005	4.6	7.7
情報通信業	2,640	102,801	15.4	4.6
運輸業、郵便業	200	45,434	1.2	2.1
卸売業、小売業	2,533	392,075	14.7	17.7
金融業、保険業	501	60,116	2.9	2.7
不動産業、物品賃貸業	1,234	290,968	7.2	13.1
学術研究、専門・技術サービス業	3,949	272,885	23.0	12.3
宿泊業、飲食サービス業	903	134,402	5.3	6.1
生活関連サービス業、娯楽業	811	126,428	4.7	5.7
医療、福祉	762	65,622	4.4	3.0
教育、学習支援業／複合サービス事業	291	22,809	1.7	1.0
サービス業（他に分類されないもの）	982	122,187	5.7	5.5
その他	272	45,028	1.6	2.0

（備考）株式会社マネーフォワードが提供するサービスである「マネーフォワードクラウド会計」、及び財務省「年次別法人企業統計調査」により作成。法人企業統計調査には「複合サービス業」の分類がないため、ここでは「教育、学習支援業」のみの計数。また、法人企業統計調査の「その他」については、「農業、林業」、「漁業」、「鉱業、採石業、砂利採取業」、「電気業」、「ガス・熱供給・水道業」の母集団の合計。

3. 分析方法

上記の抽出したデータを用いて売上高や総費用等の動向を産業別に確認し、コロナ禍以降のコスト構造の変化を分析した。なお、クラウド会計データの秘匿性の観点から、個社データではなく業種・年レベルの集計値を利用している点に留意が必要である。

売上高変化率＝（2024 年産業別売上高/2021 年産業別売上高-1）×100（％）

総費用変化率＝（2024 年産業別総費用/2021 年産業別総費用-1）×100（％）

※各費用項目も上記と同様に算出。