

むすび

「日本経済レポート（2025 年度版）」では、2025 年の経済・物価・賃金動向をデータに基づき具体的に確認し、成長型経済に向けた現状と課題を点検した。物価上昇が所得階層など属性別の家計それぞれに与えている影響、賃上げの広がりを改めて確認し、力強い賃上げを実現していくうえで重要となる人的投資の現状分析を行うとともに、企業の成長手段としての重要度が増している M & A の現状と課題を分析した。

（2025 年のマクロ経済）

第 1 章第 1 節では、米国の関税引き上げの我が国経済への影響を個別項目ごとに検討した。2025 年 4 月に我が国を含め世界各国に米国の相互関税が課された。我が国の自動車産業においても収益を中心にその影響がでているものの、直接的な影響を受ける米国向け自動車輸出数量は足下で回復してきている。相互関税が課されるその他の産業についても特段の大きな影響はみられない状況である。我が国の生産活動や設備投資についても特段の変調はみられず、特に設備投資については、自動車産業を含めて、旺盛な設備投資計画が維持されている。他方、企業活動にとってより深刻なのは、人手不足感の高まりである。製造業、非製造業にかかわらず人手不足感はバブル期並みに高さとなっている中、せつかくの企業の高い設備投資計画も、人手不足によって実行が遅れたり、計画自体が見送られたりする懸念もある。個人消費については、総じてみれば緩やかに持ち直しているものの、食料品を中心とした物価上昇が力強い回復に対する重石となっている。

第 2 節においては、賃金と物価の好循環に向けた現状と課題を検討している。消費者物価は、米をはじめとする食料品価格が主因となって、依然高止まりが続いている。ただし、米価格上昇の今後の鈍化や既往の輸入物価上昇による食料品価格の押上げも弱まっていくことから、消費者物価の伸びは鈍化していくとみられる。物価上昇率を財とサービスに分けると、財は約 4 % の上昇であるのに対して、政策要因を除いたベースでサービスは 2 % 弱の伸びと相対的に緩やかではあるものの上昇している。賃金と物価が相互に安定して上昇する好循環が実現するためには、賃金上昇が主導する形でサービス価格が安定的に上昇していくことが重要である。賃金については、2024 年半ば以降、上昇率が前年比 2 % から 4 % 程度の範囲で推移しているが、物価上昇には追いついていない。経済の供給力（潜在成長率）を引き上げることを通じ、安定的な物価上昇と持続的な賃金上昇を両立させていくことが重要である。賃上げの原資となる企業の価格転嫁については、人件費の転嫁を含め着実に進展しているものの、業種によるばらつきは大きい。物価上昇の広がりについても、業種によるばらつきがみられる。他方、予想物価上昇率については、企業部門は 2 % 程度の予想物価上昇率が定

着してきている。ただし、家計の予想物価上昇率は、食料品など身近な物の価格上昇が影響して、企業部門より相当程度上振れしている。予想物価上昇率の安定にはマクロ経済環境の安定が重要である。

（成長型経済の実現に向けて）

第2章では、成長型経済の実現に向けた課題について、物価高の影響、賃金と生産性、企業行動という観点から分析を行った。

第1節では、物価高の影響について、家計の消費構造が家計属性ごとに異なるという点に着目して分析を行った。いずれの世帯でも、足下の食料品を中心とした物価高により、消費に占める食料品支出の割合は増加傾向にあるが、特に、所得の低い世帯や、引退後の高齢者世帯、子育て世帯では、食料品価格の上昇による影響が相対的に大きくなっている。このような世帯類型ごとの消費バスケットを考慮した消費者物価指数を推計すると、食料品の消費比率の違いを主因として、こうした世帯が直面している物価上昇率は、マクロで見た平均物価上昇率よりも高い傾向にある。また、食料品価格の上昇は、予想物価上昇率を押し上げる効果を通じて景況感に悪影響を与えている可能性も示唆された。

第2節では、個票を用いて賃金水準や賃金上昇率のばらつきの状況を検証するとともに、人的資本投資の現状についても分析を行った。まず、賃金分布や賃金上昇率の分布については、全体的に賃上げが進んだ一方で、年齢や産業によっては賃金上昇が進んでいない属性も散見される。

人的資本については、日本の労働生産性が国際的にみて低水準にとどまっている原因として、人的投資、自己啓発の意欲が国際的にみて低いことを示した。ただし、日本人労働者の職業的な能力自体は高く、高い能力が労働生産性に結び付いていないことが課題である。また、労働者が人的投資を行うインセンティブを持てない理由として、企業と労働者の人的投資に関するミスマッチや、人的投資を行った労働者に対する処遇が十分でないこと等を指摘した。最後に、管理職や専門職等や企業特殊人的資本の占める割合が相対的に低い職種では、転職により各個人が生産性を高める余地が大きく、結果として経済全体の生産性向上にも寄与しうることを論じた。

第3節では、我が国におけるこれまでの企業行動について振り返りつつ、生産性をめぐる論点について考察した。我が国企業の多くは、バブル崩壊以降長きにわたり、債務を圧縮し、コストカットを重視する慎重な経営方針をとってきた。

今回のレポートでは、まず、こうしたスパイラル的な動きが、企業の構造・立ち位置をどのように変えたかについて、金融面から振り返った。2013年に始まった「量的・質的金融緩和」のもとで、中央銀行や金融機関のバランスシートは拡大したものの、企業の資金需要に力強さが不足していたこともあって、企業への資金供給の拡大

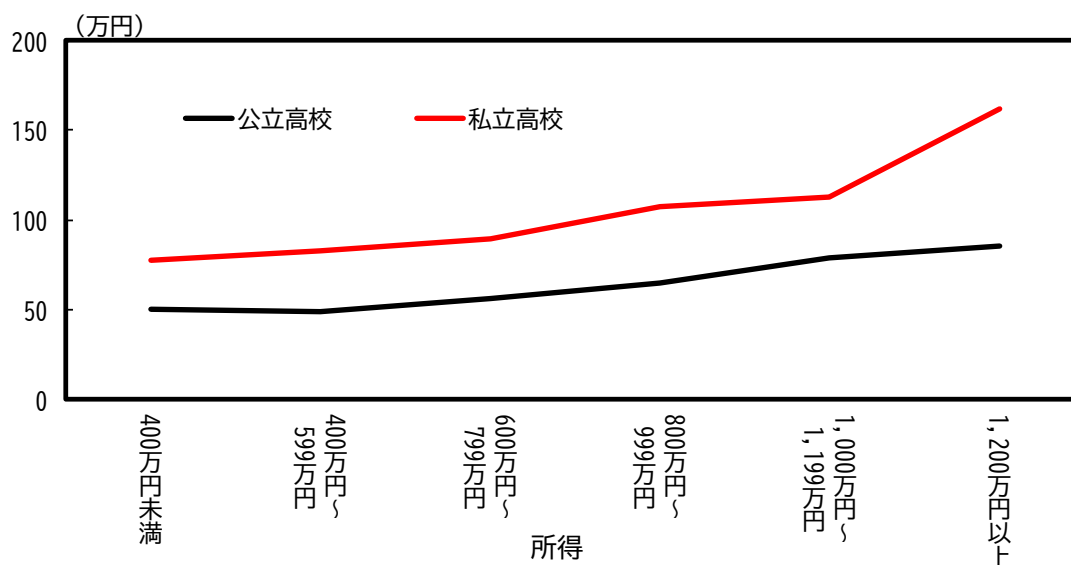
は緩慢なものにとどまった。結果として、金融機関の供給する資金の一定程度は海外へ流れることとなったほか、本来は設備投資等のために資金を調達する主体と想定される企業が、資金の運用主体としての役割を徐々に帯びてきたことも明らかになった。こうした変化が進んでしまうと、我が国経済が生産のための実物資産（資本ストック）を蓄積する推進力が損なわれる恐れがある。企業が積極的に資金を需要し、設備投資等に投下していくことができるような経済環境を醸成することが重要である。

別の見方をすれば、我が国企業には豊富な手元流動性が蓄えられており、それを有効に活用すれば、これまでの停滞を挽回するような成長が可能になるともいえる。企業活動活性化の手段としてM & Aを取り上げ、計量分析を行ったところ、M & Aは企業の生産性を有意に押し上げることを確認できた。M & Aによる企業の再編は、別々の企業に分かれていたままでは実現しなかった事業拡大などによって、企業自身にメリットをもたらし、ひいては我が国経済の成長力を底上げすることにつながる。

長期間停滞していた物価と賃金が上昇し始め、我が国は成長型経済への移行を実現していく重要な局面にある。これまでコストカット志向の根強かった我が国企業においても、生産性を高める前向きな動きが広がっていくことを期待したい。

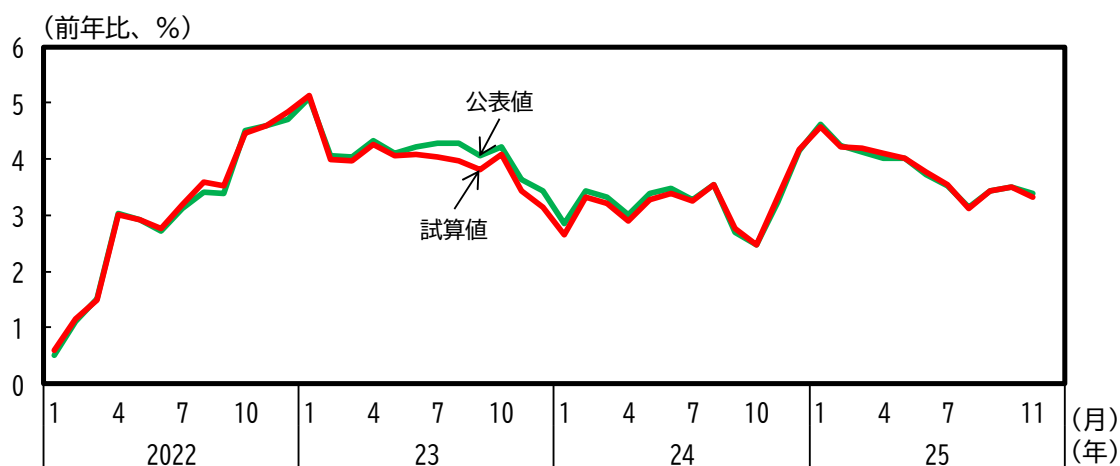
付図・付注

付図2-1 所得階層別の教育費



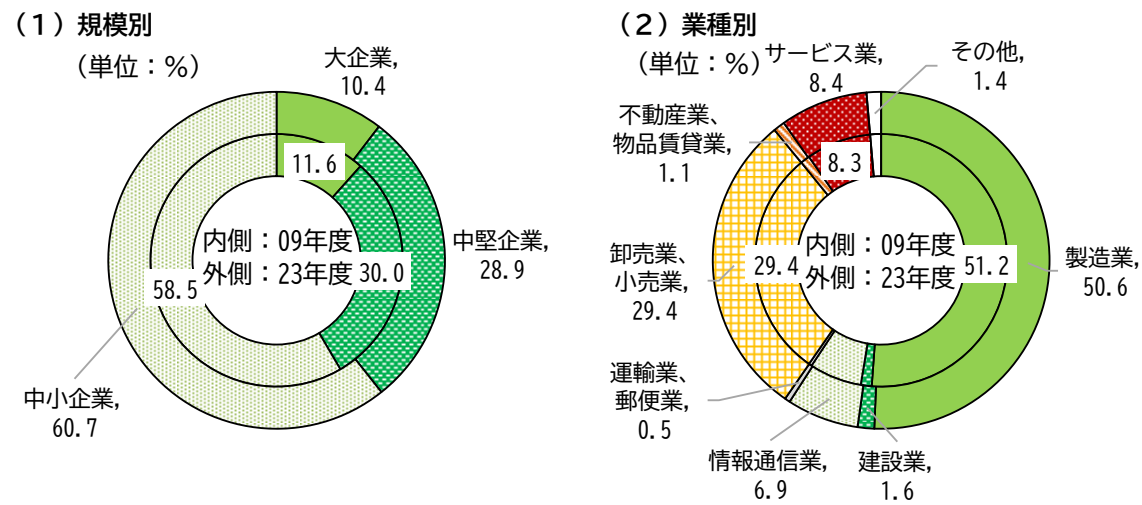
- (備考) 1. 文部科学省「令和5年度子供の学習費調査」より作成。平均額。
 2. 所得階層のシェアは、公立高校で400万円未満：15.6%、400～599万円未満：21.6%、600～799万円未満：25.3%、800～999万円未満：18.0%、1,000～1,199万円未満：10.5%、1,200万円以上：9.0%、私立高校で400万円未満：17.4%、400～599万円未満：18.2%、600～799万円未満：19.7%、800～999万円未満：17.5%、1,000～1,199万円未満：11.7%、1,200万円以上：15.6%。

付図2-2 消費者物価指数の試算値および公表値



- (備考) 1. 総務省「家計調査」、「消費者物価指数」により作成。持家の帰属家賃を除く。
 2. 「試算値」は「家計調査」と「消費者物価指数」の中分類の品目の指数を用いて内閣府で試算したもの。

付図2－3 非合併企業数の規模別、業種別内訳



(備考) 1. 経済産業省「経済産業省企業活動基本調査」の調査票情報を独自集計し作成。
2. 2010年度から2022年度までの間に合併をしたと一度も回答していない企業11,451社を集計している。

付表2－4 合併企業と非合併企業の時系列ウェイト表

(1) 合併企業

年度	t-1		t		t+1		t+2		t+3		t+4		t+5	
	社数	構成比	社数	構成比	社数	構成比	社数	構成比	社数	構成比	社数	構成比	社数	構成比
2009	460	8%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
2010	385	7%	460	8%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
2011	422	8%	385	7%	460	8%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
2012	397	7%	422	8%	385	7%	435	9%	0	0%	0	0%	0	0%
2013	365	7%	397	7%	422	8%	363	8%	404	10%	0	0%	0	0%
2014	403	7%	365	7%	397	7%	397	8%	356	9%	386	11%	0	0%
2015	335	6%	403	7%	365	7%	374	8%	384	10%	339	10%	372	13%
2016	404	7%	335	6%	403	7%	335	7%	342	8%	359	11%	320	11%
2017	439	8%	404	7%	335	6%	377	8%	317	8%	319	9%	346	12%
2018	406	7%	439	8%	404	7%	317	7%	359	9%	298	9%	293	10%
2019	495	9%	406	7%	439	8%	377	8%	299	7%	338	10%	276	9%
2020	514	9%	495	9%	406	7%	425	9%	361	9%	285	8%	322	11%
2021	512	9%	514	9%	495	9%	383	8%	403	10%	346	10%	272	9%
2022	0	0%	512	9%	514	9%	478	10%	360	9%	390	11%	331	11%
2023	0	0%	0	0%	512	9%	493	10%	457	11%	353	10%	378	13%
合計	5,537	100%	5,537	100%	5,537	100%	4,754	100%	4,042	100%	3,413	100%	2,910	100%

(2) 非合併企業

年度	t-1		t		t+1		t+2		t+3		t+4		t+5	
	社数	構成比	社数	構成比	社数	構成比	社数	構成比	社数	構成比	社数	構成比	社数	構成比
2009	11,451	8%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
2010	11,451	8%	11,451	8%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
2011	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
2012	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	0	0%	0	0%	0	0%
2013	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	9%	0	0%	0	0%
2014	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	9%	11,451	10%	0	0%
2015	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	9%	11,451	10%	11,451	11%
2016	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	9%	11,451	10%	11,451	11%
2017	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	9%	11,451	10%	11,451	11%
2018	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	9%	11,451	10%	11,451	11%
2019	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	9%	11,451	10%	11,451	11%
2020	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	9%	11,451	10%	11,451	11%
2021	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	9%	11,451	10%	11,451	11%
2022	0	0%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	9%	11,451	10%	11,451	11%
2023	0	0%	0	0%	11,451	8%	11,451	8%	11,451	9%	11,451	10%	11,451	11%
合計	148,863	100%	148,863	100%	148,863	100%	137,412	100%	125,961	100%	114,510	100%	103,059	100%

- (備考) 1. 経済産業省「経済産業省企業活動基本調査」の調査票情報を独自集計し作成。tは合併企業では合併実施年度、非合併企業では合併実施年度に対応する基準時点を指す。
2. 合併企業は、2010年度から2022年度までの間に1回以上合併をしたと回答した企業のうち、少なくとも合併1年前から合併1年後までの連続した調査票情報が得られる企業を集計している。
3. 非合併企業は、2009年度から2023年度までの15年間連続で調査票情報の得られる企業のうち、2010年度から2022年度までの間に合併をしたと一度も回答していない企業を集計している。

付注1－1 構造失業率の推計

1. 概要

潜在GDPを推計するに当たって、労働政策研究・研修機構（JILPT）（2025）において提示されている均衡失業率の推計方法を参考に、UV分析によって構造失業率を推計した。ここでは、今回採用した構造失業率の推計方法について記述する。

2. データ

厚生労働省「職業安定業務統計」、総務省「労働力調査」の月次データを用いて、雇用失業率＝完全失業者数／（非農林業雇用者数＋完全失業者数）×100%、雇用欠員率＝（有効求人数－就職件数）／（有効求人数－就職件数＋非農林業雇用者数）×100%とした。

3. 推計方法

基本的なUV曲線は、以下（1）式のとおり単純なモデルを考える。

$$\text{Ln}(U_t) = \alpha + \beta \text{Ln}(V_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

（U：雇用失業率、V：雇用欠員率、 ε ：誤差項）

しかし、この推計式に基づいて推計すると、ダービン・ワトソン比が低く、系列相関が認められる結果になる。そこで、誤差項に1階の自己相関があるとして、以下の*式のモデルを考える。

$$\text{Ln}(U_t) = \alpha + \beta \text{Ln}(V_t) + \rho e_{t-1} + \varepsilon_t \quad *$$

（e：実績値Ln（U）と推計値 $\alpha + \beta \times \text{Ln}（V）$ の差（残差））

この回帰式は単純な最小二乗法で回帰係数を求めることは困難であるため、縄田（2009）を参考に、一般化最小二乗法によって、求めたい回帰係数である α 、 β 、 ρ を求める。

まず、以下（2）式を通常最小二乗法によって推計する。

$$\text{Ln}(U_t) = c + a \text{Ln}(V_t) + \varepsilon_t \quad (2)$$

ここで得られた定数項cと回帰係数aを使って、時点tにおける残差 e_t を計算する。

$$e_t = \text{Ln}(U_t) - (c + a \text{Ln}(V_t)) \quad (3)$$

計算した残差を用いて、以下（4）式において通常最小二乗法（定数項はなし）で回帰係数 ρ を得る。

$$e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

ここで得られた ρ と実績値を用いて、以下の3つの時系列を作成する。

時点 t	U*	V*	R*
1	$\sqrt{1 - \rho^2} \text{Ln}(U_1)$	$\sqrt{1 - \rho^2} \text{Ln}(V_1)$	$\sqrt{1 - \rho^2}$
2	$\text{Ln}(U_2) - \rho \text{Ln}(U_1)$	$\text{Ln}(V_2) - \rho \text{Ln}(V_1)$	$1 - \rho$

...
n	$\text{Ln}(U_n) - \rho \text{Ln}(U_{n-1})$	$\text{Ln}(V_n) - \rho \text{Ln}(V_{n-1})$	$1 - \rho$

作成した時系列 U^* 、 V^* 、 R^* を用いて、以下（５）式を通常の最小二乗法（定数項はなし）によって回帰分析を行う。

$$U_t^* = \alpha R_t^* + \beta V_t^* + \varepsilon_t \quad (5)$$

この（５）式で得られた α 、 β を*式の α 、 β とし、（４）式から得られた ρ を*式の ρ とする。

以上の推計を、*式で示される関係が安定していると考えられる５期間（１９７５年１月～１２月、１９８３年１月～８９年１２月、１９９０年１月～９３年１２月、２００１年１月～０６年１２月、２００９年１月～１４年１２月）について個別に行う。その他の期間については、推計して得られた β を線形補間することで β を求める。

ここで、以下**式が成立すると仮定する。

$$\text{Ln}(U_k) - \text{Ln}(U_l) = \beta(\text{Ln}(V_k) - \text{Ln}(V_l)) \quad **$$

このとき、構造雇用失業率 u^* （雇用失業率＝雇用欠員率となる均衡点）は、以下（６）式によって求めることができる。

$$\text{Ln}(u_t^*) = (\text{Ln}(U_t) - \beta \text{Ln}(V_t)) / (1 - \beta) \quad (6)$$

構造失業者数は、 $u^* \times \text{非農林雇用者数} / (100 - u^*)$ で求められるから、構造失業率＝構造失業者数／（構造失業者数＋就業者数）×１００％となる。

４．推計結果

推計結果

期間	（１）式のDW比	β の値	p値	*式のDW比
１９７５年１月～１２月	１．１９０５	-０．８６８３	０．０００８	１．６８００
１９８３年１月～８９年１２月	０．５１９５	-０．４９４９	０．００００	１．４６８３
１９９０年１月～９３年１２月	０．５００１	-０．３５６２	０．００００	１．９１５３
２００１年１月～０６年１２月	０．３３８０	-０．５５１７	０．００００	２．０９０５
２００９年１月～１４年１２月	０．３２５９	-０．５７５１	０．００００	１．６６８２

付注2－1 ストーン・ギアリー型効用関数の下での効用分析

消費者（家計）が、予算 m の範囲内で、2種類の財A、Bを購入・消費することを考える。財A、Bの価格は消費者にとって所与であり、それぞれ p_A 、 p_B とする。財A、Bの消費量をそれぞれ x_A 、 x_B とするとき、消費者の効用 $u(x_A, x_B)$ は

$$u(x_A, x_B) = (\alpha x_A^\theta + (1 - \alpha)(x_B - s)^\theta)^{1/\theta} \quad (1)$$

で与えられるとする。ここで、 $0 < \alpha < 1$ および $\theta < 1$ はいずれも定数¹である。また、 s は $p_B s < m$ を満たす非負の定数であり、消費者は財Bを少なくとも s だけ消費しなければならないと仮定する。なお、最低限消費すべき水準（subsistence level of consumption）に関してこのような設定をおいた効用関数は、ストーン・ギアリー型効用関数と呼ばれる。

以上のような効用関数の下、消費者は財の価格を所与として、予算制約

$$p_A x_A + p_B x_B \leq m \quad (2)$$

と、制約

$$x_B \geq s \quad (3)$$

のもとで、自らの効用を最大化するように行動する。

モデルには単一の消費者しか登場しないが、消費者の属性の違いはパラメータの設定によって表現する。例えば、予算 m をさまざまに設定することで、所得水準の異なる家計がどのようにふるまうかを確認することができる。(1)・(3)式は、財Bの最低限消費すべき量を与えているが、これは、現実世界で消費者にとって必ず一定量を消費しなければならない必需品（食料など）があることのモデル化である。物価上昇については、 p_A や p_B をさまざまに動かすことによって表現する²。

(1)・(2)式から、消費者の財A、Bの消費量 x_A 、 x_B は、内点解を仮定した場合、

$$x_A = \frac{(\alpha p_B)^{1/1-\theta}}{p_A p_B \left(\alpha^{1/1-\theta} p_B^{\theta/1-\theta} + (1 - \alpha)^{1/1-\theta} p_A^{\theta/1-\theta} \right)} (m - p_B s)$$

¹ なお、 $\theta = 0$ の場合がコブ・ダグラス型関数に相当する。

² もっとも、ここでは1期間モデルを考えているため、消費者が予算を将来に持ち越すこと（異時点間の代替）については本モデルの考慮外である。

$$x_B = \frac{((1 - \alpha)p_A)^{1/1-\theta}}{p_A p_B \left(\alpha^{1/1-\theta} p_B^{\theta/1-\theta} + (1 - \alpha)^{1/1-\theta} p_A^{\theta/1-\theta} \right)} (m - p_B s) + s$$

である。したがって、予算と財価格が与えられたときの消費者の効用（いわゆる間接効用関数） $v(p_A, p_B, m)$ は

$$v(p_A, p_B, m) = \frac{m - p_B s}{p_A p_B} \left(\alpha^{1/1-\theta} p_B^{\theta/1-\theta} + (1 - \alpha)^{1/1-\theta} p_A^{\theta/1-\theta} \right)^{1-\theta/\theta}$$

である。

本文コラム2－2図（1）は、パラメータを $\alpha = 0.9$, $\theta = -1$, $s = 8$ とし、はじめの予算を $10 \leq m \leq 100$ の範囲で動かして³作成した。また、同（2）では、他のパラメータをそのままに、 $s = 0$ とおいた。具体的には、3つのケース

- ① $p'_A = p'_B = 1.05$ （すべての財価格が5%上昇するケース）
- ② $p'_A = 1.1$, $p'_B = 1$ （必需品でない財の価格が10%上昇するケース）
- ③ $p'_A = 1$, $p'_B = 1.1$ （必需品の価格が10%上昇するケース）

に対して、

$$v(p'_A, p'_B, m') = v(p_A, p_B, m)$$

となる所得水準 m' を求め、 $w(m) = m'/m$ を効用維持のために必要な所得の伸び率と定めた。

³ このパラメータは、所得が十分大きい（ $m \rightarrow \infty$ ）消費者は支出の25%が必需品（食料品など）である一方、所得が少ない（ $m = 10$ ）消費者は支出の80%を必需品に回す設定になっており、低所得者ほど必需品の購入割合が高いという事実と整合的である。

付注2－2 労働組合の有無が賃金上昇率に与える影響の分析

1. 概要

正規雇用者を対象に、労働組合の有無が賃金上昇率に与える影響を検証する。勤め先の労働組合の有無が労働者自身の属性と関連している可能性を考慮し、傾向スコアを用いた逆確率重み付け法により属性の偏りを調整した上で、労働組合の有無による賃金上昇率への平均処置効果（A T E：Average Treatment Effect）を推計する。

2. データ

リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査」個票データ（2015年から2024年までの状況に関するデータ）

3. 推計方法

リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査」個票データのうち、20～59歳の正規雇用者を全体サンプルとした。なお、公務員、その前後の年で転職した者、管理職⁴を除いている。

（1）傾向スコアの算出

個人 i の時点 t における傾向スコア（ここでは、勤務先に労働組合がある確率）は、処置変数 $D_{i,t}$ に対する個人 i の属性 $X_{i,t}$ によるロジスティック回帰により推定され、以下の(1)式のように表される。 \hat{p} は、ロジスティック回帰の最尤推定値である。

$$\hat{p}(X_{i,t}) = \frac{1}{1 + \exp\{-\hat{\alpha}'X_{i,t}\}} \quad (1)$$

（2）逆確率重み付け法によるA T Eの推計

正規雇用者 i の t 年の賃金を $Wage_{i,t}$ とし、その前年比 $\Delta Wage_{i,t}$ について、以下の(2)式により、労働組合の有無による賃金上昇率の平均処置効果を推計する。なお、右辺について、 α は定数項、 $D_{i,t}$ は勤め先の労働組合の有無、 λ_t は年ダミー、 $D_{i,t}\lambda_t$ は勤め先の労働組合の有無と年ダミーの交差項、 $\varepsilon_{i,t}$ は誤差項をそれぞれ表している。

$$\Delta Wage_{i,t} = \alpha + \beta D_{i,t} + \tau \lambda_t + \delta D_{i,t}\lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

本分析ではA T Eを推計するため、上記の回帰について、以下の(3)式のとおり定義される傾向スコア $\hat{p}(X_{i,t})$ に基づくウェイト $w_{i,t}$ を付加して推定する。

$$w_{i,t} = \frac{D_{i,t}}{\hat{p}(X_{i,t})} + \frac{1 - D_{i,t}}{1 - \hat{p}(X_{i,t})} \quad (3)$$

⁴ 一般に労働組合の外であると考えられるため。

(3) 変数の定義と使用データ等

変数名	定義
$Wage_{i,t}$	個人の年収。
$D_{i,t}$	個人の勤め先の労働組合の有無 ⁵ 。
$X_{i,t}$	個人または勤め先企業の属性。年齢階級（5歳刻み）、性別、学歴、業種、職種、役職、企業規模、所在地（都道府県）、勤続年数からなる。
λ_t	年ダミー。2016年を基準とする。

4. 推計結果

係数	説明変数	推計値	(標準誤差)	p値
β	労働組合の有無	0.8252	(0.2462)	0.0008
τ	2017年	-0.4090	(0.2379)	0.0855
	2018年	-0.3577	(0.2302)	0.1203
	2019年	-0.2894	(0.2228)	0.1941
	2020年	-1.4587	(0.2258)	0.0000
	2021年	-0.7310	(0.2241)	0.0011
	2022年	-0.2229	(0.2260)	0.3240
	2023年	0.0773	(0.2249)	0.7311
	2024年	0.5484	(0.2261)	0.0153
δ	労働組合あり×2017年	-0.0239	(0.3408)	0.9440
	労働組合あり×2018年	-0.4368	(0.3302)	0.1859
	労働組合あり×2019年	-0.0679	(0.3154)	0.8296
	労働組合あり×2020年	-0.5445	(0.3192)	0.0881
	労働組合あり×2021年	-0.5340	(0.3184)	0.0935
	労働組合あり×2022年	-0.1041	(0.3240)	0.7479
	労働組合あり×2023年	-0.4202	(0.3217)	0.1914
	労働組合あり×2024年	-0.0969	(0.3234)	0.7645

⁵ 同調査の調査項目である「労働者の利益を代表して交渉してくれる組織がある、あるいは、そのような手段が確保されていた」という設問に対して、「あてはまる」または「どちらかというにあてはまる」と回答したものを「労働組合あり」としている。

付注2－3 企業訓練が個人の自己啓発活動に与える効果の分析

1. 概要

OJT、Off-JTといった企業訓練が個人の自己啓発活動の実施に与える影響を、初回訓練の実施年を基準としたイベントスタディ型の差の差分分析により推定する。また、追加訓練の効果についても併せて検証する。

2. データ

リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査」個票データ（2015年から2024年までの状況に関するデータ）

3. 推計方法

リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査」個票データのうち、20～59歳の正規雇用者を全体サンプルとした。なお、公務員、推計期間内に転職した者、管理職を除いている。

（1）第2－2－15図（1）について

初回訓練の実施年を基準としたイベントスタディ型の差の差分分析により、企業訓練が個人の自己啓発活動の実施に与える影響を検証する。個人や調査年における異質性を考慮するため、個人固定効果と年固定効果とともに含むモデルを考える。推計式は以下のとおり。

$$Y_{i,t} = \sum_{k=-3}^{-2} \beta_k D_{i,t}^k + \sum_{k=0}^4 \gamma_k D_{i,t}^k + \delta A_{i,t} + \theta X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (a)$$

左辺の $Y_{i,t}$ は個人 i の t 年における自己啓発活動の有無、右辺の $D_{i,t}^k$ は初回企業訓練実施年からの経過年数ダミー（ベースラインは初回訓練実施年の1年前）、 $A_{i,t}$ は追加訓練ダミー、 $X_{i,t}$ は労働者個人に関する時間変化する変数（年収の対数値、週当たり労働時間、配偶者の有無、子供の有無）、 μ_i は個人固定効果、 λ_t は年固定効果、 $\varepsilon_{i,t}$ は誤差項。

なお、初回訓練実施前の係数 β_k が統計的に有意でないことは、のちに訓練を受ける群と受けない群において、訓練前の自己啓発実施確率の推移に有意な差がなく、両者が比較可能であることを意味する。

（2）第2－2－15図（2）について

企業訓練を行った累積回数による自己啓発活動の実施有無に与える影響の変化を確認するため、以下の固定効果モデルによる分析を行う。

$$Y_{i,t} = \sum_{j \in J} \rho_j T_{i,t}^j + \theta X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (b)$$

$J = \{\text{初回}, 2 \text{ 回目}, \dots, 5 \text{ 回目以降}\}$

右辺の $T_{i,t}^j$ は個人 i が t 年に j 回目の企業訓練（ただし、5回目以降はひとまとめにしている）を受けた場合に1をとるダミーである。その他の変数の定義は式(a)と同様。

4. 推計結果

第2-2-15 図（1）の推計結果

係数	説明変数	推計値	(標準誤差)	p値
β_{-3}	初回訓練の3年前	-0.0122	(0.0132)	0.3548
β_{-2}	初回訓練の2年前	-0.0188	(0.0114)	0.1001
γ_0	初回訓練実施年	0.1481	(0.0087)	0.0000
γ_1	初回訓練の翌年	0.0171	(0.0090)	0.0577
γ_2	初回訓練の2年後	0.0008	(0.0100)	0.9327
γ_3	初回訓練の3年後	-0.0016	(0.0100)	0.8698
γ_4	初回訓練の4年後	0.0094	(0.0111)	0.3964
δ	追加訓練ダミー	0.1419	(0.0093)	0.0000
θ	年収（対数値）	0.0242	(0.0087)	0.0054
	週当たり労働時間	0.0002	(0.0003)	0.4366
	配偶者の有無	0.0089	(0.0162)	0.5816
	子供の有無	0.0190	(0.0187)	0.3086

（備考）標準誤差は、同一労働者でクラスター化して算出。

第2-2-15 図（2）の推計結果

係数	説明変数	推計値	(標準誤差)	p値
ρ_1	初回訓練	0.1461	(0.0076)	0.0000
ρ_2	2回目	0.1414	(0.0099)	0.0000
ρ_3	3回目	0.1440	(0.0142)	0.0000
ρ_4	4回目	0.1529	(0.0186)	0.0000
ρ_{5+}	5回目以降	0.1959	(0.0211)	0.0000
θ	年収（対数値）	0.0242	(0.0086)	0.0051
	週当たり労働時間	0.0002	(0.0003)	0.4328
	配偶者の有無	0.0083	(0.0162)	0.6094
	子供の有無	0.0205	(0.0188)	0.2739

（備考）標準誤差は、同一労働者でクラスター化して算出。

付注2－4 企業訓練と自己啓発活動の実施が賃金に与える効果の分析

1. 概要

OJT、Off-JTといった企業訓練と個人の自己啓発活動の実施が賃金に与える影響について、それぞれ単独で実施した場合と併用した場合で検証する。

2. データ

リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査」個票データ（2015年から2024年までの状況に関するデータ）

3. 推計方法

リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査」個票データのうち、20～59歳の正規雇用者を全体サンプルとした。なお、公務員、推計期間内に転職した者、管理職を除いている。

調査対象の期間中において、企業訓練のみを受けた群、自己啓発のみを実施した群、そして両方ともに行った群のそれぞれについて、継続実施年数ごとのダミー変数を作成して分析を行った。具体的な推計式は以下のとおり。

$$\log(Wage_{i,t}) = \sum_{k \in K} \beta_k D_{i,t}^k + \theta X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}$$
$$K = \{1\text{年目}, 2\text{年目}, \dots, 5\text{年目以降}\}$$

左辺は個人*i*の*t*年における年収の対数値、右辺の $D_{i,t}^k$ は*k*年連続して訓練していない場合に0をとる、各訓練の継続年数ごとのダミーを指す。 $X_{i,t}$ は年齢、年齢の二乗項、現職の勤続年数、12月の週平均就業時間を含む。 μ_i は個人固定効果、 λ_t は年固定効果、 $\varepsilon_{i,t}$ は誤差項。

4. 推計結果

係数	説明変数	推計値 (標準誤差)		
		企業訓練のみ	自己啓発のみ	どちらも実施
β_1	1年目	0.0160 (0.0039)	0.0179 (0.0071)	0.0345 (0.0047)
β_2	2年目	0.0264 (0.0058)	0.0322 (0.0155)	0.0545 (0.0059)
β_3	3年目	0.0354 (0.0090)	0.0222 (0.0307)	0.0644 (0.0072)
β_4	4年目	0.0404 (0.0140)	0.0326 (0.0568)	0.0752 (0.0089)
β_{5+}	5年目以降	0.0346 (0.0206)	0.0722 (0.1021)	0.0709 (0.0108)
θ	年齢	0.0714 (0.0143)	0.0814 (0.0190)	0.0870 (0.0127)
	年齢(二乗)	-0.0007 (0.0000)	-0.0007 (0.0000)	-0.0008 (0.0000)
	現職の勤続年数	0.0050 (0.0005)	0.0045 (0.0006)	0.0049 (0.0004)
	週当たり労働時間	0.0016 (0.0002)	0.0015 (0.0002)	0.0016 (0.0002)

(備考) 標準誤差は、同一労働者でクラスター化して算出。

付注2－5 企業特殊資本の影響を考慮した転職後賃金の分析

1. 概要

神林（2011）を参考に、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」（2020～2024 年）におけるフルタイム労働者の疑似パネルデータを作成した。企業特殊資本が転職後賃金に与える影響を確認するため、様々な属性をコントロールしたうえで、転職の有無による賃金水準の違いを、転職からの期間や職種ごとに推計を行った。

2. データとデータセットの作成方法

（1）データ

厚生労働省「賃金構造基本統計調査」の個票データ

（2）データセットの作成方法

賃金構造基本統計調査（以下「BSWS」という。）による疑似パネルデータの作成にあたって、同一事業所の接続については、事業所ごとの固有コードである共通事業所コードが連続する2か年で同一であることを基準に行った。また、同一人物の接続については、同一事業所のフルタイム労働者について、性別、学歴、年齢、勤続年数の組み合わせが一人しかない場合に、翌年の同一事業所においても同一人物の候補（同一の性別及び学歴、1を加えた年齢及び勤続年数）が一人であった時、両者を同一人物とみなしている。

「転職ダミー」の作成にあたっては、BSWSにおける最終学歴と年齢の情報を用いて、労働者を「生え抜き労働者」と「転職を経験した労働者」に分類した。まず、生え抜き労働者については、最終学歴を修了後に就職したと想定される「想定就業開始年齢」を学歴区分に応じて設定⁶し、実際に観測された年齢から勤続年数を差し引いて得られる「観測就業開始年齢」が、この想定就業開始年齢と一致する者を生え抜き労働者とした。一方、この条件に当てはまらない者は、転職経験者と分類した。さらに、この転職経験労働者に転職後の勤続年数に応じて区分した「転職後勤続年数ダミー⁷」を別途作成した。

なお、分析に用いるサンプルについて、第2－2－20図（1）では全年齢、第2－2－20図（2）では59歳以下を対象とし、それぞれ基本給の上下2.5%を除外している。

⁶ BSWSが毎年6月時点の調査であること等を踏まえ、中学卒は15～16歳、高校卒は18～19歳、高専・短大卒は20～21歳、大学卒は22～24歳、大学院卒は24～26歳で就職とした。

⁷ 転職直後（0～2年）、転職後3～5年、6～8年、9～11年、12～15年、16～20年、21年以上の7区分に分類した。

3. 推計方法

第2-2-20 図（1）の年齢階級ごとの推計式は以下の通りである。

$$\ln W_{j,i,t} = \beta D_{i,t} + \gamma Z_{i,t} + \delta_j + \lambda_t + \varepsilon_{j,i,t}$$

ここで左辺の $\ln W_{j,i,t}$ は、事業所 j に勤める労働者 i の t 年における賃金（基本給）の対数値である。右辺の $D_{i,t}$ は転職後勤続年数ダミー、 $Z_{i,t}$ は労働者の性、学歴、職種ダミー、 δ_j は事業所固定効果、 λ_t は年固定効果、 $\varepsilon_{j,i,t}$ は誤差項である。

第2-2-20 図（2）の推計式は以下の通りである。

$$\ln W_{j,i,t} = \beta D'_i + \gamma_k X_{i,k,t} + \sum_k \theta_k (D'_i \cdot X_{i,k,t}) + \alpha Z'_{i,t} + \delta_j + \lambda_t + \varepsilon_{j,i,t}$$

ここで右辺の D'_i は転職ダミー（生え抜き労働者を0、転職経験者を1）、 $X_{i,k,t}$ は職種 k のダミー（基準はサービス職業従事者）、 θ_k は転職ダミー×職種ダミーの交差項の係数、 $Z'_{i,t}$ は個人属性等をコントロールするための情報（年齢（59歳以下）、性、学歴、現職での勤続年数）である（その他共通の文字は上記と同様）。

第2-2-20 図（1）の推計結果

	15～24 歳	25～34 歳	35～44 歳	45～54 歳	55～64 歳	65 歳以上
転職直後～2 年目	0.004 (0.371)	-0.081 (0.001)	-0.220 (0.001)	-0.316 (0.001)	-0.300 (0.001)	-0.111 (0.001)
転職後 3～5 年目	0.043 (0.001)	-0.038 (0.001)	-0.182 (0.001)	-0.280 (0.001)	-0.267 (0.001)	-0.116 (0.001)
転職後 6～8 年目	- -	0.016 (0.001)	-0.142 (0.001)	-0.237 (0.001)	-0.252 (0.001)	-0.117 (0.001)
転職後 9～11 年目	- -	0.046 (0.001)	-0.102 (0.001)	-0.195 (0.001)	-0.211 (0.001)	-0.092 (0.001)
転職後 12～15 年目	- -	0.089 (0.001)	-0.048 (0.001)	-0.145 (0.001)	-0.166 (0.001)	-0.089 (0.001)
転職後 16～20 年目	- -	- -	0.002 (0.594)	-0.106 (0.001)	-0.137 (0.001)	-0.072 (0.005)
転職後 21 年～	- -	- -	0.026 (0.001)	-0.039 (0.001)	-0.068 (0.001)	-0.035 (0.137)

※括弧内はp値

第2-2-20 図(2)の推計結果

転職ダミー (転職者=1)	-0.056 (0.006)
------------------	-------------------

	職種ダミー(基準は サービス職業従事者)	転職ダミー×職種ダミー
管理的職業従事者	0.242 (0.007)	0.094 (0.007)
専門的・技術的職業従事者	0.024 (0.007)	0.097 (0.007)
事務従事者	-0.001 (0.006)	0.006 (0.007)
販売従事者	0.038 (0.007)	0.067 (0.007)
保安職業従事者	-0.023 (0.016)	0.006 (0.016)
農林漁業従事者	-0.075 (0.016)	0.050 (0.018)
生産工程従事者	-0.047 (0.007)	0.039 (0.006)
輸送・機械運転従事者	-0.026 (0.009)	0.061 (0.009)
建設・採掘従事者	-0.010 (0.008)	0.074 (0.009)
運搬・清掃・包装等従事者	-0.017 (0.009)	-0.009 (0.009)

※括弧内はp値

付注2－6 金融連関分析：FWTW関係の推計

1. 概要

我が国経済主体のバランスシートを多角的に分析するため、金融資産負債のFWTW (From Whom to Whom) 関係を推計する。

2. データ

日本銀行「資金循環統計」

3. 推計方法

(1) 概要

「資金循環統計」では、全部で 50 部門、57 取引項目にわたるデータが整備されているが、これらをそのまま利用するとデータが膨大となるため、以下の 7 部門、15 取引項目に加工したデータを利用する。

なお、金・SDR等については、資産負債がバランスしない特殊な取引項目である（原則としては、各取引項目は債権債務関係の表章であるため、債権側の集計たる資産と債務側の集計たる負債の総額は経済全体でみて一致するが、貨幣用金には見合いの負債が存在しない）ため、集計から除いた。

部門			
1	家計	5	海外
2	非金融法人企業	6	中央銀行
3	一般政府	7	金融機関（中央銀行を除く）
4	対家計民間非営利団体		

取引項目			
1	現金、日銀預け金、政府預金	9	7.と8.以外の債務証券
2	1.以外の預金	10	株式等
3	財政融資資金預託金	11	投資信託受益証券
4	日銀貸出金・民間金融機関貸出・公的金融機関貸出・非金融部門貸出金	12	保険・年金・定型保証
5	現先・債券貸借取引	13	対外直接投資
6	4.と5.以外の貸出	14	対外証券投資
7	国債・財投債、国庫短期証券	15	1.～14.以外の取引項目
8	信託受益権		

(2) FWTW関係の推計

取引項目4（日銀貸出金・民間金融機関貸出・公的金融機関貸出・非金融部門貸出金）以外は以下のように推計する。部門*i*が部門*j*に対して取引項目*k*（*i, j* = 1, 2, ..., 7、*k* = 1, 2, 3, 5, ..., 15）で資金供給している金額 $a_{ij,k}$ を以下のように推計する。

$$a_{ij,k} = m_{i,k} \frac{l_{j,k}}{L_k}$$

ただし、 $m_{i,k}$ は部門*i*が保有する取引項目*k*の資産金額、 $l_{i,k}$ は部門*j*が負っている取引項目*k*の負債金額であり、 $L_k = \sum_{j=1}^7 l_{j,k}$ （ $= \sum_{i=1}^7 m_{i,k}$ ）である。

取引項目4については、「資金循環統計」の参考系列としてFWTWデータが公表されているため、それを利用する。なお、当該公表データには家計と対家計民間非営利団体の貸出の間に区別がないが、「家計+対家計民間非営利団体」の貸出データを、家計、対家計民間非営利団体それぞれの貸出（取引項目4.）資産保有残高の比によって按分する。

部門*i*が部門*j*に対して資金供給している金額は、 $a_{ij} = \sum_{k=1}^{15} a_{ij,k}$ と計算される。

なお、参考系列として一部債務証券のFWTWデータも公表されているが、これは一部特殊な組み換えを行っていることから、全体の整合性に鑑みて利用しないこととした。

推計期間は2005年1-3月期～2025年7-9月期である（四半期ごとに同じ手順でFWTWデータを推計するため、数式中において時点を表す添字は省略した）。

付注2－7 金融連関分析：レオンチェフ逆行列の作成

1. 概要

各経済主体の金融面での役割を分析するため、辻村・溝下（2001）の方法を参考に、産業連関分析に倣ったレオンチェフ逆行列を作成し、影響力係数、感応度係数をみる。詳細は、北・直野（2026）を参照。

2. 推計方法

付注2－6に引き続き、以下のように金融連関行列 $A = (\alpha_{ij})_{1 \leq i, j \leq 7}$ を作成する。

$$\alpha_{ij} = \frac{a_{ij}}{T_j}$$

ただし、 $T_j = \max \{ \sum_{k=1}^{15} m_{j,k}, \sum_{k=1}^{15} l_{j,k} \}$ である（すなわち、 T_j は部門 j の金融資産／負債総額の大きい方）。

ある部門 j に資金需要が1単位生じるショックの波及は、基本ベクトル $e_j = (0, \dots, 1, \dots, 0)^T$ を用いて（右肩の T は転置を示す。第 j 成分のみ1、他成分は0）

$$(I + A + A^2 + \dots)e_j$$

と書ける。このうち、 $A^n e_j$ が n 次波及である。無限和（証明は省略するが、資産超過・負債超過のどちらかになっている部門が一つでもあれば、この収束が保証される）をとって

$$(I - A)^{-1}e_j$$

が最終的な波及効果である。この $(I - A)^{-1}$ がレオンチェフ逆行列である。レオンチェフ逆行列に対して、すべての成分の平均が1となるような定数 θ を乗じてできた行列

$$\theta(I - A)^{-1}$$

に対して、行 i の成分の和が部門 i の感応度係数、列 j の成分の和が部門 j の影響力係数である。感応度係数は、各部門の負債が同じだけ増加した場合、当該部門のバランスシートがどの程度拡張されるかを示す。影響力係数は、当該部門の負債が増加した場合、各部門のバランスシートがどの程度拡張されるかを示す。

付注２－８ 合併が企業の生産性に与える効果の推計方法

１．概要

合併が企業の生産性に与える効果を検証するため、滝澤ほか（2009）を参考に、傾向スコアマッチング法を用いたD I D（Difference in Difference：差の差）の分析を行った。

具体的には、まず、企業の財務データ等の属性情報を用いて、企業が合併を行う予測確率（傾向スコア）を推計する。次に、合併を行った企業と、推計された傾向スコアは同程度だが合併を行わなかった企業を１対１で対応（マッチング）させる。その上で、両者の生産性指標の変化幅に有意な差があるか否かを推計した。

２．データ

経済産業省「経済産業省企業活動基本調査」（調査票項目を内閣府で集計）

３．推計方法

（１）変数の定義

変数名	定義・計算方法等
合併企業ダミー (<i>MA</i>)	2010年度から2022年度までの間に１回以上合併を行った企業であれば１、そうでなければ０をとるダミー変数
$F(\cdot)$	ロジスティック分布の累積分布関数
c	定数項
総資産 (<i>Asset</i>)	—
企業年齢 (<i>Age</i>)	調査年－企業設立年
ROA（総資産利益率）（％） (<i>ROA</i>)	税引後当期純利益/期末総資産
営業利益率（％） (<i>Profit</i>)	（売上高－売上原価－販売費一般管理費）/売上高
キャッシュフロー比率（％） (<i>Cash</i>)	（税引後当期純利益＋減価償却費－配当）/売上高
純資産比率（％） (<i>Equity</i>)	（負債純資産合計－流動負債－固定負債）/総資産
労働生産性	（営業利益＋給与総額＋租税公課）/従業者数
１人当たり賃金	給与総額/従業者数
業種ダミー (<i>Industry^m</i>)	該当企業が属する業種 m で１、その他の業種では０をとるダミー変数
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
$Outcome^{treated}$	合併を行った企業の生産性指標（営業利益率、キャッシュフロー比率、ROA、純資産比率、労働生産性、１人当たり賃金）
$Outcome^{control}$	合併を行わなかった企業（マッチング後）の生産性指標

(2) 推計式

① ロジット・モデルの定式化

$$P(MA_{i,t} = 1) = F\left(c + \alpha_1 \ln Asset_{i,t-1} + \alpha_2 \ln Age_{i,t-1} + \alpha_3 ROA_{i,t-1} + \alpha_4 Profit_{i,t-1} + \alpha_5 Cash_{i,t-1} + \alpha_6 Equity_{i,t-1} + \sum_m \beta_i^m Industry_i^m + \sum_t \gamma_t Year_t\right)$$

② 合併による生産性上昇効果の計測方法

$$\delta_{ATT} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Outcome_{i,t+s}^{treated} - Outcome_{i,t-1}^{treated}) - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Outcome_{i,t+s}^{control} - Outcome_{i,t-1}^{control}) \quad (s = 1, 2, 3, 4, 5)$$

なお、 i は企業、 t は時点、 n は合併を行った企業数をそれぞれ表す。

4. 推計結果

(1) 推計で用いた変数に関する記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
総資産（百万円、対数値）	101,734	8.51	1.27	4.41	15.53
企業年齢（対数値）	101,734	3.85	0.50	0	5.89
ROA（％）	101,734	2.53	3.27	-15.07	18.62
営業利益率（％）	101,734	3.09	3.95	-15.52	23.10
キャッシュフロー比率（％）	101,734	3.98	3.90	-15.34	26.43
純資産比率（％）	101,734	42.58	22.04	-21.67	92.78

(2) ロジット・モデルの推計結果

説明変数	産業別			規模別		
	全産業 係数	製造業 係数	非製造業 係数	大企業 係数	中堅企業 係数	中小企業 係数
総資産（対数値）	0.4993 *** (0.0116)	0.5523 *** (0.0168)	0.4567 *** (0.0160)	0.4126 *** (0.0270)	0.3689 *** (0.0300)	0.3432 *** (0.0295)
企業年齢（対数値）	-0.6093 *** (0.0275)	-0.5183 *** (0.0476)	-0.6687 *** (0.0340)	-0.4685 *** (0.0622)	-0.6139 *** (0.0389)	-0.6850 *** (0.0489)
ROA	0.0506 *** (0.0082)	0.0447 *** (0.0138)	0.0471 *** (0.0102)	0.0229 (0.0164)	0.0462 *** (0.0137)	0.0572 *** (0.0130)
営業利益率	-0.0168 ** (0.0070)	-0.0209 ** (0.0102)	-0.0061 (0.0098)	-0.0042 (0.0138)	-0.0226 * (0.0125)	-0.0090 (0.0112)
キャッシュフロー比率	-0.0363 *** (0.0058)	-0.0395 *** (0.0087)	-0.0299 *** (0.0080)	-0.0237 ** (0.0111)	-0.0338 *** (0.0094)	-0.0389 *** (0.0102)
純資産比率	-0.0031 *** (0.0009)	-0.0066 *** (0.0015)	-0.0013 (0.0011)	-0.0046 ** (0.0021)	-0.0015 (0.0015)	-0.0062 *** (0.0014)
観測数	101,734	49,318	52,416	10,090	29,940	61,704
Pseudo R2	0.0764	0.0821	0.0665	0.0626	0.0580	0.0400

- (備考) 1. 被説明変数は合併企業ダミー（2010年度から2022年度までの間に1回以上合併を行った企業であれば1、そうでなければ0をとるダミー変数）。説明変数には合併1年前（合併を行わなかった企業は、合併実施年度に対応する基準時点の1年前）の値を用いており、上記のほか業種ダミー、年度ダミーを含めている。
2. 括弧内の数値は頑健な標準誤差。*、**、***は、それぞれ10%、5%、1%水準で統計的に有意であることを示す。

(3) 合併による生産性上昇効果

① 産業別

全産業

	営業利益率	キャッシュ フロー比率	ROA	純資産比率	労働生産性 (対数値)	1人当たり賃金 (対数値)
1年前から1年後 (n=3,922)	0.1190 (0.0774)	0.1784 ** (0.0829)	0.2222 ** (0.0870)	-0.5438 *** (0.1776)	0.0060 (0.0072)	0.0065 (0.0051)
1年前から2年後 (n=3,359)	0.0259 (0.0892)	0.0295 (0.0893)	0.1015 (0.0974)	-0.5162 ** (0.2187)	-0.0018 (0.0081)	0.0036 (0.0057)
1年前から3年後 (n=2,862)	0.1918 * (0.0981)	0.1312 (0.1021)	0.2489 ** (0.1064)	-0.2382 (0.2613)	0.0186 ** (0.0087)	0.0117 * (0.0061)
1年前から4年後 (n=2,422)	0.2911 ** (0.1129)	0.1057 (0.1100)	0.3829 *** (0.1174)	0.0258 (0.3064)	0.0245 ** (0.0098)	0.0117 * (0.0069)
1年前から5年後 (n=2,074)	0.3133 ** (0.1267)	0.0872 (0.1197)	0.3900 *** (0.1314)	0.1582 (0.3568)	0.0312 *** (0.0109)	0.0163 ** (0.0077)

製造業

	営業利益率	キャッシュ フロー比率	ROA	純資産比率	労働生産性 (対数値)	1人当たり賃金 (対数値)
1年前から1年後 (n=1,491)	0.3626 ** (0.1511)	0.2130 (0.1698)	0.4165 *** (0.1557)	-0.3564 (0.2988)	0.0132 (0.0129)	-0.0038 (0.0086)
1年前から2年後 (n=1,298)	0.1294 (0.1678)	0.0441 (0.1769)	0.0668 (0.1672)	-0.6514 * (0.3756)	-0.0022 (0.0143)	-0.0056 (0.0092)
1年前から3年後 (n=1,128)	0.3107 (0.1897)	0.2018 (0.1910)	0.1543 (0.1815)	-0.6852 (0.4433)	0.0023 (0.0158)	0.0009 (0.0105)
1年前から4年後 (n=967)	0.4534 ** (0.2100)	0.2478 (0.2043)	0.3301 (0.2006)	-0.9024 * (0.5171)	0.0287 * (0.0168)	0.0035 (0.0111)
1年前から5年後 (n=839)	0.2446 (0.2371)	0.2059 (0.2211)	0.2899 (0.2207)	-0.7777 (0.5887)	0.0123 (0.0188)	-0.0062 (0.0121)

非製造業

	営業利益率	キャッシュ フロー比率	ROA	純資産比率	労働生産性 (対数値)	1人当たり賃金 (対数値)
1年前から1年後 (n=2,430)	0.2059 ** (0.0850)	0.1634 * (0.0888)	0.3178 *** (0.1072)	-0.3495 (0.2242)	0.0147 (0.0090)	0.0116 * (0.0065)
1年前から2年後 (n=2,061)	0.1085 (0.0969)	0.1668 * (0.0982)	0.2540 ** (0.1191)	-0.4389 (0.2766)	0.0064 (0.0099)	0.0052 (0.0073)
1年前から3年後 (n=1,734)	0.1222 (0.1104)	0.1554 (0.1120)	0.3230 ** (0.1313)	-0.2120 (0.3335)	0.0254 ** (0.0107)	0.0214 *** (0.0079)
1年前から4年後 (n=1,455)	0.1024 (0.1236)	0.0270 (0.1228)	0.2590 * (0.1454)	0.0541 (0.3895)	0.0197 * (0.0118)	0.0134 (0.0090)
1年前から5年後 (n=1,235)	0.0751 (0.1408)	-0.0414 (0.1327)	0.2637 * (0.1572)	-0.1879 (0.4627)	0.0262 * (0.0134)	0.0248 ** (0.0100)

② 規模別

大企業

	営業利益率	キャッシュ フロー比率	ROA	純資産比率	労働生産性 (対数値)	1人当たり賃金 (対数値)
1年前から1年後 (n=1,020)	0.3899 *** (0.1450)	0.3056 (0.2087)	0.2914 * (0.1716)	-0.6437 ** (0.3200)	-0.0095 (0.0150)	-0.0068 (0.0096)
1年前から2年後 (n=895)	0.4303 ** (0.1675)	-0.0408 (0.2086)	0.0542 (0.1805)	-0.7764 ** (0.3855)	-0.0109 (0.0170)	-0.0112 (0.0100)
1年前から3年後 (n=770)	0.4697 ** (0.1930)	0.2505 (0.2377)	0.4165 ** (0.2019)	-0.9583 ** (0.4744)	0.0337 * (0.0194)	0.0034 (0.0115)
1年前から4年後 (n=661)	0.7442 *** (0.2204)	-0.1576 (0.2613)	0.2922 (0.2271)	-1.6545 *** (0.5579)	0.0473 ** (0.0210)	0.0009 (0.0134)
1年前から5年後 (n=581)	0.5882 ** (0.2453)	-0.1225 (0.2842)	0.1996 (0.2669)	-1.9523 *** (0.6344)	0.0431 * (0.0243)	0.0123 (0.0156)

中堅企業

	営業利益率	キャッシュ フロー比率	ROA	純資産比率	労働生産性 (対数値)	1人当たり賃金 (対数値)
1年前から1年後 (n=1,371)	0.1393 (0.1268)	0.1061 (0.1302)	0.2961 ** (0.1504)	-0.4128 (0.3076)	0.0080 (0.0119)	0.0138 (0.0086)
1年前から2年後 (n=1,170)	0.1660 (0.1399)	0.1233 (0.1377)	0.3272 * (0.1679)	-0.2419 (0.3711)	0.0126 (0.0134)	0.0104 (0.0099)
1年前から3年後 (n=1,005)	0.1848 (0.1675)	0.1682 (0.1622)	0.4334 ** (0.1884)	0.0793 (0.4398)	0.0279 * (0.0148)	0.0244 ** (0.0105)
1年前から4年後 (n=863)	0.3749 ** (0.1822)	0.4422 ** (0.1725)	0.6124 *** (0.2019)	0.3297 (0.5062)	0.0299 * (0.0160)	0.0181 (0.0118)
1年前から5年後 (n=727)	0.3723 * (0.2142)	0.3246 (0.2020)	0.5320 ** (0.2351)	0.4800 (0.6024)	0.0357 * (0.0188)	0.0166 (0.0129)

中小企業

	営業利益率	キャッシュ フロー比率	ROA	純資産比率	労働生産性 (対数値)	1人当たり賃金 (対数値)
1年前から1年後 (n=1,527)	0.0628 (0.1236)	0.0876 (0.1249)	0.2904 ** (0.1415)	-0.4906 (0.2998)	0.0084 (0.0104)	0.0094 (0.0081)
1年前から2年後 (n=1,292)	-0.1345 (0.1437)	-0.1352 (0.1370)	-0.0217 (0.1582)	-0.6999 * (0.3645)	-0.0143 (0.0120)	-0.0011 (0.0087)
1年前から3年後 (n=1,085)	0.1563 (0.1615)	0.0698 (0.1557)	0.2400 (0.1788)	-0.1189 (0.4323)	0.0073 (0.0137)	0.0046 (0.0100)
1年前から4年後 (n=896)	0.0440 (0.1890)	-0.0895 (0.1667)	-0.0523 (0.1869)	-0.0756 (0.5339)	0.0076 (0.0156)	0.0086 (0.0117)
1年前から5年後 (n=764)	0.2576 (0.2163)	-0.1193 (0.1784)	0.0293 (0.2038)	0.5838 (0.6099)	0.0180 (0.0182)	0.0056 (0.0132)

- (備考) 1. 合併1年前から合併t年後(t=1、2、3、4、5)にかけての生産性指標の変化幅を推計したもの。
2. nはサンプル数で、括弧内の数値は頑健な標準誤差。*、**、***は、それぞれ10%、5%、1%水準で統計的に有意であることを示す。

参考文献

第1章

第1節について

直野未悠(2025)「わが国の国際収支について ― 近年の動向と論点の整理 ―」マンスリー・トピックス No. 78 内閣府

第2節について

国立社会保障・人口問題研究所(2023)「日本の将来推計人口(令和5年推計)」

小林周平(2022)「2021年10-12月期GDP 2次速報後のGDPギャップの推計結果について」今週の指標 No.1278 内閣府

小林周平・森成弥(2022)「2022年7-9月期GDP 2次速報後のGDPギャップの推計結果について」今週の指標 No.1294 内閣府

小林周平・森成弥・北口隆雅(2023)「GDPギャップ推計のコロナ禍での暫定的な処理の見直しについて」今週の指標 No.1310 内閣府

酒井遼・並木智春(2025)「2025年7-9月期GDP 2次速報後のGDPギャップの推計結果について」今週の指標 No.1395 内閣府

縄田和満(2009)『Eviewsによる計量経済分析入門』朝倉書店

吉田充(2017)「GDPギャップ／潜在GDPの改定について」経済財政分析ディスカッション・ペーパー・シリーズ DP/17-3 内閣府

労働政策研究・研修機構(2024)「2023年度版 労働力需給の推計」

労働政策研究・研修機構(2025)「ユースフル労働統計 2025」

第2章

第1節について

塩路悦朗(2010)「部門間資源配分と「生産性基準」：4つの留意点」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 10-J-4

内閣府政策統括官(経済財政分析担当)(2025)『2024年度日本経済レポート』

Bobasu, A., Dobrew, M., & Repele, A. (2025). Energy price shocks, monetary policy and inequality. *European Economic Review*, 175, 104986.

Caisl, J., Hermida, L., Levy, H., & Menyhért, B. (2023). The uneven impact of high inflation. *OECD PAPERS ON WELL-BEING AND INEQUALITIES WORKING PAPER* No.18

D' Acunto, F., Malmendier, U., Ospina, J., & Weber, M. (2021). Exposure to grocery prices and inflation expectations. *Journal of Political Economy*, 129(5), 1615-1639.

- Hobijn, B., & Lagakos, D. (2005). Inflation inequality in the United States. *Review of Income and Wealth*, 51(4), 581-606.
- Kikuchi, J., & Nakazono, Y. (2023). The formation of inflation expectations: microdata evidence from Japan. *Journal of Money, Credit and Banking*, 55(6), 1609-1632.
- Strasser, G., Messner, T., Rumler, F., & Ampudia, M. (2023). Inflation heterogeneity at the household level (No. 325). ECB Occasional Paper.

第2節について

- 岩上順子・酒井遼・酒巻哲朗「企業内における中途採用者と新卒継続雇用者との給与・賃金の違いに関する分析」経済財政分析ディスカッション・ペーパー・シリーズ DP/26-1 内閣府
- 神林龍（2011）「日本における名目賃金の硬直性（1993-2006）－疑似パネルデータを用いた接近－」 経済研究 Vol. 62 No. 4 Oct. 2011
- 黒田祥子・山本勲（2019）「長時間労働是正と人的資本投資との関係」RIETI Discussion Paper 19-J-022
- 鈴木恭子（2020）「労働組合の存在と正規雇用の賃金との関連」 大原社会問題研究所雑誌 No. 738
- 内閣府（2022）『令和4年度年次経済財政報告』
- 内閣府（2025）『令和7年度年次経済財政報告』
- 内閣府政策統括官（経済財政分析担当）（2021）『日本経済2020-2021』
- 内閣府政策統括官（経済財政分析担当）（2025）『2024年度日本経済レポート』
- Audoly, R., De Pace, F., & Fella, G. (2022). Job ladder, human capital, and the cost of job loss. *FRB of New York Staff Report*, (1043).
- Kimura, T., Kurachi, Y., & Sugo, T. (2022). Decreasing wage returns to human capital: Analysis of wage and job experience using micro data of workers. *Journal of the Japanese and International Economies*, 66, 101217.
- Kwon, I., & Milgrom, E. M. M. (2014). The significance of firm and occupation specific human capital for hiring and promotions. *Labour Economics*, 31, 162-173.
- Lazear, E. P. (2009). Firm-specific human capital: A skill-weights approach. *Journal of Political Economy*, 117(5), 914-940.

第3節について

- 青木浩介・法眼吉彦・伊藤洋二郎・金井健司・高富康介（2024）「わが国企業における価格マ

- ークアップの決定要因と生産性への含意」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 24-J-11
- 浦沢聡士・中澤信吾・室屋孟門・中村光太（2024）「近年の成長促進策による成長押上げ効果の検証 ― 先行研究より得られる知見 ―」ESRI Discussion Paper Series No.395 内閣府
- 加藤涼（2006）『現代マクロ経済学講義』東洋経済新報社
- 北大幸・直野未悠（2026）「金融連関分析の手法による我が国経済の構造的解析」経済財政分析ディスカッション・ペーパー・シリーズ DP/26-3 内閣府
- 金融庁（2021）「新型コロナウイルス感染症等の影響による社会経済情勢の変化に対応して金融の機能の強化及び安定の確保を図るための銀行法等の一部を改正する法律案」説明資料
- 滝澤美帆・鶴光太郎・細野薫（2009）「企業のパフォーマンスは合併によって向上するか：非上場企業を含む企業活動基本調査を使った分析」RIETI Discussion Paper Series 09-J-005 経済産業研究所
- 辻村和佑・溝下雅子（2001）「資金循環分析：金融連関表の作成とその応用」KEO DISCUSSION PAPER No.60, Keio Economic Observatory.
- 内閣府（2025）『令和7年度年次経済財政報告』
- 直野未悠（2025）「貸出統計からみた企業の姿について」今週の指標 No.1389 内閣府
- 中島上智（2025）「短観DIを用いた企業のインフレ予想の推計」経済研究 76-2
- 新屋吉昭・能瀬憲二・岸野崇・菊田逸平・茨木秀行（2005）「資金面からみた最近の企業行動の特徴」経済財政分析ディスカッション・ペーパー・シリーズ DP/05-5 内閣府
- 日本銀行（2024）『「1990年代半ば以降の企業行動等に関するアンケート調査」の集計結果について ― 企業からみた過去25年間の経済・物価情勢と金融政策 ―』地域経済報告 ― さくらレポート ―（別冊シリーズ）
- 日本政策投資銀行経済調査室（2024）「負債とキャッシュが積み上がる日本企業」DBJ Research No. 412.
- 氷見野良三（2023）「最近の金融経済情勢と金融政策運営 ― 大分県金融経済懇談会における挨拶 ―」日本銀行
- 福永一郎・法眼吉彦・伊藤洋二郎・金井健司・土田悟司（2024）「わが国の潜在成長率と物価・賃金関係を巡る論点」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 24-J-17