

付注

付注 1 - 1 国内民間最終需要、市場サービスGDPの四半期連鎖実質値

1. 概要

内閣府「国民経済計算」から、①支出側GDPのうち民間最終消費支出、民間住宅、民間企業設備を統合した「国内民間最終需要」と、②経済活動別付加価値（生産側系列の四半期速報（生産QNA））のうち建設業、卸売・小売業、運輸・郵便業、宿泊・飲食サービス業、情報通信業、金融・保険業、専門・科学技術、業務支援サービス業、保健衛生・社会事業、その他サービス業を統合した「市場サービスGDP¹」の実質値（2015 暦年連鎖価格）を作成し、過去の景気回復局面との比較等を行う。

2. データ

使用したデータは、内閣府「四半期別GDP速報」（2025年1-3月期2次速報）、同「生産側系列の四半期速報（生産QNA）（参考系列）」（2025年1-3月期）における、上記1. ①②の内訳項目の暦年名目・実質値、及び四半期別実質値等。

3. 推計方法

内閣府「国民経済計算推計手法解説書（四半期別GDP速報（QE）編）2015年（平成27年）基準版」、吉田（2022）を踏まえ、以下のように連鎖実質値の統合を行う。

まず、上記1の①②の内訳項目を統合し、それぞれ「国内民間最終需要」と「市場サービスGDP」の暦年連鎖実質値を作成する。具体的には、前暦年価格実質値（PYP実質値）を合計し、前暦年名目値に対する比を求め、連環指数を算出した上で、参照年（名目値＝実質値）である2015暦年値から同連環指数を用いて前後に延伸する。これにより、「国内民間最終需要」と「市場サービスGDP」の暦年連鎖実質値を導出する。

四半期値については、同様の手法により、当年各四半期値について、前暦年価格実質値（PYP実質値）を作成し、連環指数を求めるが、 t 年10-12月期と $t+1$ 年1-3月期の基準年（＝前暦年）が異なることによる1-3月期の前期比成長率の断層が生じないように「第4四半期重複法」により毎年の10-12月期（第4四半期）において計数を接続する。こうして求められた四半期実質値の暦年合計が、暦年データから作成した暦年連鎖実質値に一致しなくなるため（時間的加法整合性の不成立）、以下の式の比例デントン法により、四半期実質値の合計が暦年連鎖実質値に一致するよう、四半期分割（ベンチマーク）を行う。比例デントン法については国民経済計算の年次推計値が存在する1994～2023年までとした。

¹ 非市場生産者である公務や非市場生産を多く含む教育を除くほか、不動産業については、持ち家の帰属家賃という擬制的な分野が多く含まれることから除いた。なお、厳密には、専門・科学技術・業務支援サービス業等においても非市場生産者が含まれるが、これを抽出して取り除くことができないことから合算対象とした。

$$\min \sum_{t=2}^T \left[\frac{X_t}{I_t} - \frac{X_{t-1}}{I_{t-1}} \right]^2 \quad \text{s. t.} \quad \sum_{t=4y-3}^{4y} X_t = A_y \quad (y = 1, \dots, \beta)$$

- t : 四半期、 $4y-3$ は y 暦年の第 1 四半期、 $4y$ は y 年の第 4 四半期
 X_t : 求めるべき四半期値
 I_t : 元となる四半期値
 A_y : ベンチマークとなる y 年の暦年値
 β : ベンチマークとなる A_y が存在する最終年 (今回 2023 年)
 T : 比例デントン法を適用する最終四半期 (今回 2023 年第 4 四半期)

付注1-2 不確実性の高まりによる設備投資への影響の推計

1. 概要

不確実性の高まりが、設備投資に与える影響を確認するため、不確実性の指標として、Arbatli et al. (2022) に基づき、経済産業研究所が公表している「政策不確実指数」を用い、酒井・坂本・矢澤 (2018) も参考に、VARモデルによる分析を行った。

2. データ

内閣府「国民経済計算」、財務省「法人企業統計季報」、経済産業省「鉱工業指数」、
「第3次産業活動指数」、経済産業研究所「日本の政策不確実性指数」

3. 推計方法

(1) 推計式

・ 製造業

政策不確実性指数、鉱工業生産指数、製造業におけるソフトウェアを除く設備投資（当期末）の3変数（いずれも季節調整値、前期比）による構造VARモデルを構築し、政策不確実性指数に加わった1標準偏差分のショックに対応する設備投資の反応を示した。構造ショックの識別は、上記の順に外生的であると仮定して、コレスキー分解を行った。ラグ次数はAICにより選択された6期を採用した。

・ 非製造業

政策不確実性指数、第3次産業活動指数、非製造業におけるソフトウェアを除く設備投資（当期末）の3変数（いずれも季節調整値、前期比）による構造VARモデルを構築し、政策不確実性指数に加わった1標準偏差分のショックに対応する設備投資の反応を示した。構造ショックの識別は、上記の順に外生的であると仮定して、コレスキー分解を行った。ラグ次数はAICにより選択された1期を採用した。

・ 実質機械設備

政策不確実性指数、GDP（実質季節調整系列）、形態別総固定資本形成のうち、「その他の機械設備等」の3変数（いずれも季節調整値、前期比）による構造VARモデルを構築し、政策不確実性指数に加わった1標準偏差分のショックに対応する設備投資の反応を示した。構造ショックの識別は、上記の順に外生的であると仮定して、コレスキー分解を行った。ラグ次数はAICにより選択された3期を採用した。

(2) 変数及び出所

変数名	出所
政策不確実性指数	経済産業研究所「日本の政策不確実性指数」による。 (1987年～2015年までの平均値=100)
鉱工業生産指数	経済産業省「鉱工業指数」による。
製造業におけるソフトウェアを除く設備投資(当期末、金融業・保険業を除く)	財務省「法人企業統計季報」による。
第3次産業活動指数	経済産業省「第3次産業活動指数」による。
非製造業におけるソフトウェアを除く設備投資(当期末、金融業・保険業を除く)	財務省「法人企業統計季報」による。
GDP (実質季節調整系列)	内閣府「国民経済計算」による。
形態別総固定資本形成のうち、「その他の機械設備等」	内閣府「国民経済計算」による。

(備考) 単位根検定を行った結果「製造業におけるソフトウェアを除く設備投資(当期末、金融業・保険業を除く)」、「第3次産業活動指数」、「非製造業におけるソフトウェアを除く設備投資(当期末、金融業・保険業を除く)」、「GDP (実質季節調整系列)」、「形態別総固定資本形成のうち、「その他の機械設備等」」の五つの変数には、単位根過程が認められた。なお、共和分検定を行った結果、推計を行った全ての場合において、共和分関係はなかった。

(3) 推計期間

1994年1-3月期～2025年1-3月期

付注 1－3 消費関数の推計について

1. 概要

マクロの消費関数について、実質民間最終消費支出を被説明変数、実質可処分所得及び実質家計純金融資産残高、高齢化率等を説明変数とする以下の回帰式を推定した。推計期間は、2002年1－3月期から2024年10－12月期までとしている。ただし、消費関数の推計結果は前提となるデータや推計の方法によって大きく異なるため、結果については幅をもって解釈する必要がある。

2. データ

内閣府「国民経済計算」、日本銀行「資金循環統計」、総務省「人口推計」

3. 推計方法

(1) 推計式

$$\begin{aligned} \ln(C_t) = & 0.87 \ln(DY_t) + 0.11 \ln(FA_{t-1}) - 1.54 \ln(OLD_t) + 0.27 (\ln(DY_t) \times \ln(OLD_t)) \\ & (15.8) \quad (2.7) \quad (-5.4) \quad (5.4) \\ & - 0.02 Dum2008 - 0.02 Dum2011 + 0.05 Dum2014 - 0.03 Dum2019 \\ & (-10.3) \quad (-4.7) \quad (14.4) \quad (-7.2) \\ & - 0.15 Dum2020Q2 - 0.05 Dum2020Q3 \\ & (-10.3) \quad (-10.0) \end{aligned}$$

※パラメータ下段の()内はt値を示している。ダービン・ワトソン比が0.95と正の系列相関が疑われるため、ニューイ・ウエストのHAC分散共分散行列を用いた。パラメータは、すべての説明変数について1%水準で有意となった。

決定係数R² : 0.84

DW比 : 0.95

(2) 変数の定義と使用データ等

変数名	定義
C_t	t期における実質民間最終消費支出（季節調整値）
DY_t	実質可処分所得（季節調整値）
FA_t	実質家計純金融資産残高 ※実質化に当たっては、内閣府「国民経済計算」の家計最終消費支出（帰属家賃除く）でデフレート
OLD_t	全人口に占める65歳以上人口の割合
$Dum2008$	リーマンショックによる消費への影響があった2008年第4四半期～2009年第1四半期に1をとるダミー変数

<i>Dum2011</i>	東日本大震災による消費への影響があった2011年第1四半期～同年第2四半期に1をとるダミー変数
<i>Dum2014</i>	消費税増税による消費への影響があった2014年第1四半期に1をとるダミー変数
<i>Dum2019</i>	消費税増税による消費への影響があった2019年第4四半期に1をとるダミー変数
<i>Dum2020Q2</i>	新型コロナウイルス拡大で初の緊急事態宣言が発出されたことにより消費が大きく下押しされた2020年第2四半期に1をとるダミー変数
<i>Dum2020Q3</i>	新型コロナウイルス拡大で緊急事態宣言やまん延防止等重点措置が発出されたことによる消費への影響があった2020年第3四半期～2022年第1四半期に1をとるダミー変数

(3) 推計期間

2002年1－3月期～2024年10－12月期

付注 1-4 募集家賃指数の開発及びこれに基づく東京都区部CPI 民営家賃の推計

1. 概要

近年の東京都における賃貸住宅の家賃の上昇の実態を総合的に把握するため、募集家賃に係るビッグデータを基に、ヘドニック法による品質調整を行いつつ、募集家賃指数を開発した。また、東京都区部の募集家賃指数が、CPI 東京都区部の民営家賃に対して先行性や整合性を持つことを確認する観点から、募集家賃指数を基にしたCPI 民営家賃の推計値を作成した。

2. データ

東京都全域の住宅情報サイトSUUMO掲載物件データ（株式会社リクルートより提供）

3. 推計方法

(1) 募集家賃指数の作成

物件属性の品質調整をヘドニック法により行うことで募集家賃指数を作成する。連続する2か月の物件データに対して、以下の推計式を設定し、品質差を除いた価格の前月比を抽出する。2016年1月を100とし、抽出した価格比を前月の指数に乗じることで、当月の指数を算出する。区市町村別に指数を作成した後、総務省「令和5年住宅・土地統計調査」における区市町村ごとの貸家世帯数による加重平均を行うことにより、東京都・都区部（23区）・都下（23区以外）の指数を算出した。

【推計式】

$$\begin{aligned} \ln(\text{rent_per_area}_{T,i}) &= \alpha + \beta \cdot \delta_T + \gamma_1 \cdot \text{couple}_i + \gamma_2 \cdot \text{family}_i + \gamma_3 \cdot \text{rebar}_i + \gamma_4 \cdot \text{steel}_i \\ &+ \gamma_5 \cdot \ln(\text{age}_i) + \gamma_6 \cdot \ln(\text{floor}_i) + \gamma_7 \cdot \ln(\text{station_score}_i) \\ &+ \gamma_8 \cdot \ln(\text{distance_from_station}_i) + \varepsilon_{T,i} \end{aligned}$$

添え字は、 $T = t - 1, t$ （連続する2か月）、 i : 各物件を表す。

【変数の定義】

変数名	定義
rent_per_area_i	1㎡当たりの賃料（管理費込）
$\delta_{T,t} = \begin{cases} 0 & (T = t - 1) \\ 1 & (T = t) \end{cases}$	掲載時点ダミー
$\text{couple}_i = \begin{cases} 1 & (i: \text{カップル向け}) \\ 0 & (i: \text{その他}) \end{cases}$	間取りタイプダミー（シングル基準） ※ family_i （ファミリー向け）も同様

$rebar_i = \begin{cases} 1 (i: \text{鉄筋系}) \\ 0 (i: \text{その他}) \end{cases}$	構造ダミー（木造基準） ※ $steel_i$ （鉄骨系）も同様
age_i	築年数（年）
$floor_i$	物件の階数（階）
$station_score_i$	最寄駅スコア（最寄り駅から東京駅、新宿駅までのそれぞれの所要時間の合計に乗り換え回数を加えたもの）
$distance_from_station_i$	最寄り駅からの徒歩距離（分）

（２） 募集家賃指数に基づく東京都区部C P I 民営家賃の推計値の作成

消費者物価指数の民営家賃は、入居者が直面している賃料（ストック家賃）を基に作成され、経年変化による品質調整がなされていないという理由から、（１）で作成した募集家賃とかい離する。募集家賃の先行性を考慮して、入居者が同一物件に住み続ける間は家賃の変動がなく、入居者の退出から空室期間を経て、新たな入居者が決定した時点から、改定後の賃料が発生するという状況を想定するとともに、品質変化（経年劣化）による家賃上昇率の変化分を割り戻すことにより、以下のとおり、東京都区部C P I 民営家賃の推計値を作成した。これをC P I の実績値と比較することにより、募集家賃指数のC P I 民営家賃に対する先行性や整合性を確認することとした。

① スtock家賃指数

当月のストック家賃指数は、前月の指数から、当月の入居者入替えが発生していない分は据え置き、入替え発生分は別途算定したストック家賃上昇率 R_t を乗じて作成した。ここで、ストック家賃上昇率 R_t は、（１）の募集家賃指数を基に、当月から過去10年間まで遡り、それぞれの居住期間に応じた募集家賃の上昇率を加重平均して算定。また、1か月当たりの入居者の入替率 C は、「平均居住期間＋入居までのラグ（6か月）」の逆数である2.5%と定めた。算定にあたって、小林（2017）の生存率モデルを基に平均居住期間を求めるとともに、入居までのラグについては、東京都における平均募集期間の約5か月に成約から入居までの1か月を加えた6か月とした。

$$P_t = P_{t-1} \times ((1 - C) + C \times R_t)$$

P_t : スtock家賃指数、 C : 一月当たりの入替率（2.5%）、 R_t : スtock家賃上昇率、 t : 時点

② 募集家賃指数に基づく東京都区部C P I 民営家賃の推計値

総務省（2021）により公表されている、経年変化分の調整係数を用いて、①で作成したストック家賃指数から以下の式で経年変化分を除くことにより、消費者物価指数の公表値を再現した。調整係数は、木造が年率0.8ポイント、非木造が年率0.7ポイントとなっているが、

「住宅・土地統計調査」をみると、都区部の住宅について、戸数ベースでは木造約3割、非木造約7割であることから、調整係数はその比率に沿って加重平均した。

$$P'_t = P'_{t-1} \times (P_t/P_{t-1} - (factor - 1)/12)$$

P'_t : CPI 推計値、 P_t : ストック家賃指数、 $factor$: 調整係数

付注1-5 最低賃金の引上げがパートタイム労働者の賃金に与えた影響

1. 概要

地域別最低賃金の引上げがパートタイム労働者の賃金（時給）に与える影響を確認するため、Kambayashi, Kawaguchi and Yamada (2013) の手法を参考に、実際の最低賃金引上げがないと仮定した場合の賃金増加率（70%分位点基準、以下同様）を、固定効果モデルにより推計・算出し、実際の増加率と比較することで、最低賃金の影響を分析した。

2. データ

使用したデータは、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」の調査票情報、「地域別最低賃金改定状況」。外れ値として、各調査年の賃金（時給）について5%点を下回る値、95%を上回る値を除外した上で、賃金パーセンタイルを作成し、対数変換を行っている。賃金パーセンタイルについては、分析対象のパートタイム労働者の時給が低い方から100等分して順番に並べ、70%分位点を基準に分析した。

3. 推計方法

まず、(1)式により、2015～2024年の都道府県別パネルデータから、最低賃金の引上げがパートタイム労働者の賃金（時給）に与える影響 β_1 について、固定効果モデルを用いて賃金パーセンタイルごとに推計した。各パーセンタイルの係数 β_1 は1%水準で統計的に有意であった。

$$\ln(\text{wage}_{k,t}^p) = \beta_1 \ln(\text{mw}_{k,t}) + d_t\gamma + e_k\delta + t_k\tau + g_k\theta + u_{k,t} \quad (1)$$

次に、(2)式では、(1)で推計された係数を用いて、実際の賃金水準（対数値）から、基準年から当該年までの最低賃金の引上げ効果（対数値）を差引き、最低賃金引き上げがなかった場合の反事実の賃金水準の対数値（ $\ln(\widehat{\text{wage}}_{i,k,t}^p)$ ）を求めた。これを用いて、最低賃金引上げがないと仮定した場合の賃金増加率を算出した。

$$\ln(\widehat{\text{wage}}_{i,k,t}^p) = \ln(\text{wage}_{i,k,t}^p) - \tilde{\beta}_1^p (\ln(\text{mw}_{k,t}) - \ln(\text{mw}_{k,T})) \quad (2)$$

【変数の定義等】 k は都道府県、 p はパーセンタイル、 i は分析対象の労働者、 T は基準年

変数名	定義
$\ln(\text{wage}_{k,t}^p)$	各パーセンタイル p における t 年の都道府県 k における時給の対数値と、同年同都道府県での時給70%分位点の時給の対数値との差。
$\ln(\text{mw}_{k,t})$	t 年6月時点で都道府県 k に適用されている最低賃金

	額の対数値と、同年同都道府県におけるパートタイム労働者の時給 70%分位点の時給の対数値との差。 ※例えば、2024 年であれば、2023 年度の地域別最低賃金を使用。
d_t	年ダミー (固定効果)
e_k	都道府県ダミー (固定効果)
$t_k\tau$	都道府県の時間トレンド (固定効果)
g_k	性別ダミー

付注1-6 補助金が固定資産に与えた影響

1. 概要

補助金を受け取った企業が、受け取っていない企業に比べて固定資産を増加させたのか分析した。

2. データ

「マネーフォワードクラウド会計」及び「マネーフォワードクラウド確定申告」

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・年月レベルの平均値を利用していることから、留意が必要である。

3. 推計方法

補助金を受け取った企業を1とするダミー変数を作成し、ダミー変数の係数(δ)を推定した。資本金や減価償却費等の設備投資に関連する詳細な情報は利用できなかったため、今回利用可能な情報として、当月から6か月前までの1社当たり平均の営業利益の前年同月差、タイムダミー、業種ダミーをコントロールして推計を行っている。

【推計式】

$$fixed\ asset_{s,t} = \delta \cdot D_{s,t} + \sum_{k=0}^6 \gamma_k \cdot profit_{s,t-k} + \lambda_t \tau + \alpha_s \theta + \varepsilon_{s,t}$$

ただし、添え字は、s: 業種、t: 年月を表す。

【変数の定義】

変数名	定義
$fixed\ asset_{s,t}$	1社当たり平均の固定資産の前年同月差
$D_{s,t}$	補助金受給ダミー
$profit_{s,t}$	1社当たり平均の営業利益の前年同月差
λ_t	タイムダミー
α_s	業種ダミー

推計期間

2021年1月～2022年10月

付注2-1 平均消費性向の変化における要因分解

1. 概要

二人以上勤労者世帯について、2003年以降の平均消費性向の低下要因を「貸家・持ち家比率要因」、「共働き世帯比率要因」、「各世帯類型の消費性向低下要因」の三つに分けて寄与度分解を行った。

2. データ

総務省「家計調査」（二人以上勤労者世帯）

3. 計算方法

APC_t : 実際の平均消費性向（世帯類型計、 t は年を表す。以下同様）

$APC_{i,t}$: 実際の世帯類型ごとの平均消費性向（ $i=1, 2$ は世帯類型を表す。以下同様）

$Y_{i,t}$: 実際の世帯当たり可処分所得

$Ch_{i,t}$: 世帯当たり消費支出のうち、家賃地代

$Co_{i,t}$: 世帯当たり消費支出のうち、家賃地代以外

（ここで、定義上 $APC_{i,t} = \frac{Ch_{i,t} + Co_{i,t}}{Y_{i,t}}$ となる）

$C_{i,t}$: 世帯当たり消費支出

W_t : 有業者一人世帯のシェア

$Wh_{i,t}$: 各世帯類型で、家賃を払っている世帯の比率

(1) 貸家・持ち家比率要因

各世帯類型について、家賃を払っている世帯の比率を基準年（2003年）で固定し、平均消費性向を計算。実際の平均消費性向との差を貸家・持ち家比率要因 GAP_t^1 と定義。

$$Ch_{i,t}^1 = Ch_{i,t} \times \frac{Wh_{i,2003}}{Wh_{i,t}}$$

$$C_{i,t}^1 = Ch_{i,t}^1 + Co_{i,t}$$

$$C_t^1 = C_{1,t}^1 \times W_t + C_{2,t}^1 \times (1 - W_t)$$

$$Y_t^1 = Y_{1,t}^1 \times W_t + Y_{2,t}^1 \times (1 - W_t)$$

$$APC_t^1 = \frac{C_t^1}{Y_t^1}$$

$$GAP_t^1 = APC_t - APC_t^1$$

(2) 共働き比率要因

(1) で計算した貸家・持ち家比率を固定した場合の世帯ごとの消費額と可処分所得を用いて、有業者一人世帯のシェアを基準年（2003 年）で固定し、平均消費性向を計算。(1) で計算した平均消費性向との差を共働き比率要因 GAP_t^2 と定義。

$$C_t^2 = C_{i,t}^1 \times W_{2003} + C_{2,t}^1 \times (1 - W_{2003})$$

$$Y_t^2 = Y_{i,t}^1 \times W_{2003} + Y_{2,t}^1 \times (1 - W_{2003})$$

$$APC_t^2 = \frac{C_t^2}{Y_t^2}$$

$$GAP_t^2 = APC_t^1 - APC_t^2$$

(3) 各世帯類型の消費性向低下要因

(2) で計算した平均消費性向と基準年（2003 年）の平均消費性向の差を、各世帯類型の消費性向低下要因 GAP_t^3 と定義。

$$GAP_t^3 = APC_t^2 - APC_{2003}$$

付注2-2 「家計の消費・貯蓄行動に関する調査」の概要（2025年調査）

1. 調査の目的

2024年の春季労使交渉において賃上げ率が33年ぶりの高さとなるなど、マクロ的な雇用・所得環境は改善の動きが続く一方、GDPの5割超を占める個人消費の伸びは緩やかな伸びにとどまっている。物価上昇が続く中で、個人が節約している分野や潜在的な消費意欲のある分野を確認するとともに、マクロの所得環境の改善に比べて消費の回復が弱い背景について、どういった形での所得の向上が消費の活性化に重要か、予想物価上昇率はどういった経路で消費に影響を与えるかなど複数の観点から分析するため本調査を行った。

2. 調査対象

全国の20～69歳の男女

3. 有効回答数

15,000名 ※エリア×10歳刻みの性年代を、人口構成に沿って割付け

4. 調査地域

全国

5. 調査期間

2025年3月18日～3月24日

6. 調査方法

オンラインモニター調査

7. 回収割付

以下の三つの属性で割付を行った。

- ・性別：男性／女性
- ・年齢：20代／30代／40代／50代／60代
- ・地域：北海道（北海道）
東北（青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県）
関東（茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、千葉県）
京浜（東京都、神奈川県）
北陸（新潟県、富山県、石川県、福井県、山梨県、長野県）
東海（岐阜県、静岡県、愛知県、三重県）

京阪神（滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県）

中国（鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県）

四国（徳島県、香川県、愛媛県、高知県）

九州（福岡県、佐賀県、長崎県、熊本県、大分県、宮崎県、鹿児島県、沖縄県）

付注2-3 「消費者の行動変化に関する意識調査」の概要（2019年調査）

1. 調査の目的

経済活動全体の中で大きな割合を占める個人消費の伸び悩みが指摘されている中、伝統的な店舗型消費からネット消費への移行や若者のテレビ・自動車離れなど、消費者の行動が大きく変化している。政策立案にあたって、消費者が何を志向して行動を変えているのか、あるいはどういった将来を展望しているかを把握することは極めて重要である。このため、消費者の行動変化の背景・要因を把握することを目的として本調査を行った。

2. 調査対象

全国の20～69歳の男女

3. 有効回答数

10,352人 ※エリア×10歳刻みの性年代を、人口構成に沿って割付回収

4. 調査地域

全国

5. 調査期間

2019年3月8日～3月10日

6. 調査方法

オンラインモニター調査

7. 回収割付

以下の三つの属性で割付を行った。

- ・性別：男性／女性
- ・年齢：20代／30代／40代／50代／60代
- ・地域：北海道（北海道）
 - 東北（青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県）
 - 関東（茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、千葉県）
 - 京浜（東京都、神奈川県）
 - 北陸（新潟県、富山県、石川県、福井県、山梨県、長野県）
 - 東海（岐阜県、静岡県、愛知県、三重県）
 - 京阪神（滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県）

中国（鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県）

四国（徳島県、香川県、愛媛県、高知県）

九州（福岡県、佐賀県、長崎県、熊本県、大分県、宮崎県、鹿児島県、沖縄県）

付注 2-4 予備的貯蓄動機が貯蓄率に与える影響の推計

1. 概要

予備的貯蓄動機が貯蓄率へどのような影響を与えるかについて、内閣府「家計の消費・貯蓄行動に関する調査」の個票データを用いて推計を行った。

2. データ

内閣府「家計の消費・貯蓄行動に関する調査」

3. 推計方法

推計対象は、回答者年齢が 20～59 歳で、世帯主が自営業のサンプルを除く。

(1) 推計式 (総世帯。単身世帯は世帯人員、単身世帯ダミー、共働き世帯ダミーを除く。)

$$\begin{aligned} \text{saving rate} = & \beta_1 \text{precautionary savings} + \beta_2 \text{income} + \beta_3 \text{age} + \beta_4 \text{age}^2 + \beta_5 \text{members} \\ & + \beta_6 \text{assets} + \beta_7 \text{debt} + \beta_8 \text{single} + \beta_9 \text{dual income} + \beta_{10} \text{owned house} + \beta_{11} \text{home buying} \\ & + \varepsilon \end{aligned}$$

(2) 変数の定義と使用データ等

変数名	定義
<i>saving rate</i>	貯蓄率 (%) ※過去 1 年間の手取りの世帯収入から世帯消費額を除いた金額が収入に占める割合。なお、外れ値による影響を除外するため、1 年間の世帯収入及び世帯消費額が 1 億円を超えるサンプルを除き、その上で、貯蓄率が上下 5% 未満のサンプルを除いている。
<i>precautionary savings</i>	予備的貯蓄動機を表すダミー変数 ※貯蓄の目的について、「不慮の事態に備える」と回答した世帯を 1 とするダミー変数
<i>income</i>	世帯収入 (百万円)
<i>age</i>	世帯主年齢 (歳)
<i>members</i>	世帯人員 (人)
<i>assets</i>	金融資産残高 (百万円)
<i>debt</i>	負債残高 (百万円)
<i>single</i>	単身世帯を 1 とするダミー変数
<i>dual income</i>	共働き世帯を 1 とするダミー変数
<i>owned house</i>	持ち家がある世帯を 1 とするダミー変数
<i>home buying</i>	住宅の購入を予定している世帯を 1 とするダミー変数

(3) 推計結果

変数名	係数 ※括弧内は t 値	
	総世帯	単身世帯
予備的貯蓄動機ダミー	1.218	2.360
	(2.246)	(2.348)
世帯収入 (百万円)	1.230	1.692
	(21.250)	(11.650)
年齢	0.656	1.001
	(14.709)	(16.306)
年齢の2乗	-0.006	-0.014
	(-10.688)	(-11.891)
世帯人員	0.065	-
	(0.245)	
金融資産 (百万円)	-0.000	-0.000
	(-1.114)	(-0.913)
負債 (百万円)	-0.098	-0.095
	(-4.897)	(-2.081)
単身世帯ダミー	2.179	-
	(2.566)	
共働き世帯ダミー	-0.420	-
	(-0.649)	
持ち家ダミー	-0.791	-0.188
	(-1.299)	(-0.147)
住宅購入予定ダミー	4.397	2.945
	(5.574)	(2.296)
観測数	8,356	2,628

付注2-5 リスク回避度の計算方法について

1. 概要

コラム2-2で用いた「リスク回避度」は、一般に「絶対的危険回避度」などと呼ばれるものである。内閣府(2005)を参考に、内閣府「家計の消費・貯蓄行動に関する調査」における以下の質問に対する回答を用いて算出した。

～質問～

50%の確率で10万円がもらえ、50%の確率で何ももらえないくじが1本だけ売られている場面を想像してください。このくじを買おうと思っている人は他にもたくさんいます。あなたはこのくじを買うために、最大限いくらまで支払ってもよいと考えますか(正しい回答が存在するわけではありませんので、考えるままをご記入ください)。

具体的には、「くじ」の期待値は「10万円×50%」で「5万円」となるが、「くじ」の価格付けについて、その期待値と同額で行う場合を「リスク中立的」とする。

この「くじ」をまさに買おうとする者がいたとして、その者が「くじ」の当たり・はずれという危険(リスク)を嫌うならば、「5万円」よりも低い価格を示し(リスク回避的)、一方でその危険(リスク)を好むのであれば、「5万円」よりも高い価格を提示する(リスク愛好的)こととなる。

2. 算出方法

(1)「絶対的危険回避度」について、「くじ」の賞金をA(ここでは、10)万円、当たる確率をp(ここでは、0.5)、くじへの支払意思額をBとして、以下の式にて計算。

$$\begin{aligned} \text{絶対的危険回避度} &= (pA - B) / (1/2 \times (pA^2 - 2pA + B^2)) \\ &= (0.5 \times 10 - B) / (1/2 \times (0.5 \times 10^2 - 2 \times 0.5 \times 10 + B^2)) \end{aligned}$$

(2)上記計算式から得られた各回答者の「絶対的危険回避度」について、年齢階級別に区分し、その平均値を計算。「絶対的危険回避度」が大きければリスク回避的であり、小さければリスク愛好的となる。

なお、同指標を用いたコラム2-2-1図における「若い年齢層の消費者ほどリスク愛好的であり、年齢を重ねるにつれ、緩やかにリスク回避的になる」は、内閣府(2005)における、高年齢ほどリスク回避度が低く、リスク資産保有性向も高いとの結果とは異なる。ここで、欧米の研究を見ると、40代にかけて緩やかにリスク回避的になることを指摘したもの(Schurer(2015))や、50代以降認知能力の低下等も影響してリスク回避的になる可能性を指摘したもの(Bonsang and Dohmen(2015))が存在し、一般的に年齢が上がるほどリスク回避的になると考えられている。このため、何らかのきっかけにより、日本の各年代のリスク

選好も、欧米に近い推移をたどるようになった可能性が示唆される。理由として、2005 年以降、金融教育の普及により、若年層ほど金融リスクに対する理解が深まっていることが考えられる。金融広報中央委員会「金融リテラシー調査」(2022 年)によると、学校等で金融教育を受けた経験がある人は、18~29 歳では 13.9%だが、30~59 歳では 6.2%、60~79 歳では 5.4%と、年齢が上がるごとに、金融教育を受けた経験がある割合は低下している。あるいは、2005 年時点では今よりも世代による違いが大きかった可能性もありうる。それぞれの世代(例えば、1960 年代生まれ、1970 年代生まれ)は年齢を重ねるごとにリスク回避的になっていくが、世代の特性としてリスク選好の高い世代・低い世代が存在するような場合、ある一時点で比較すると、年齢が高いほどリスク愛好的に見える(例えば、40 代時点の 1960 年代生まれより、30 代時点の 1970 年代生まれの方がリスク回避的である、等)可能性がある。

付注 2-6 賃金構造基本統計調査における疑似パネルデータについて

1. 概要

我が国における賃金の下方硬直性がどの程度存在するのか、経年的にどう変化しているかを分析するため、神林（2011）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、連続する2か年における同一事業所の同一人物と推測される労働者を接続することにより、2015～2024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。

2. 作成方法

「賃金構造基本統計調査」における同一事業所の接続については、事業所母集団データベースにより付加されている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か年で同一である事業所を接続している。

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おいて、性別、学歴、年齢、勤続年数の組み合わせが一人しかいない場合に、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。

各年の全標本に対して、当該年と前年の同一事業所・同一人物と推測されるデータ数（分析対象）と全標本に対する割合は以下の表のとおりである。

年	全標本	分析対象	割合 (%)
2015	1331490	-	-
2016	1321807	57059	4.3
2017	1315279	80796	6.1
2018	1301345	72691	5.6
2019	1270750	80435	6.3
2020	1327241	75642	5.7
2021	1347513	75544	5.6
2022	1324707	68429	5.2
2023	1347703	53575	4.0
2024	1418755	46826	3.3

付注 2-7 コロナ禍以降における賃金の下方硬直性とこれに伴う上方硬直性の分析

1. 概要

正社員の賃金（基本給）について、コロナ禍中の 2020 年における賃金の下方硬直性、及びその後の期間である 2021～2022 年における賃金の上方硬直性がどの程度であったのかを確認するために、平田・丸山・嶺山（2020）を参考に、D I D（Difference in Difference：差の差）分析により推計する。

2. データ

慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター「日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)」個票データ、総務省「消費者物価指数」

3. 推計方法

(1) 推計方法の概要

分析に用いるサンプルは、先行研究を踏まえ、調査対象者及びその配偶者について、2年連続して同一企業で勤務した 59 歳以下の労働者に限定し、自営業者やその他企業との雇用関係がない人は除いている。また、転職等による賃金変化の影響を除くため、非転職者に限定し、常勤かつ賃金支払形態が月給である労働者に限定する。さらに、休業等が賃金に与える影響を除くため、調査対象年に毎月従業していた労働者にサンプルを限定した。なお、推計期間は、直近のデータが利用可能な 2022 年までの 10 年間（2013～2022 年）とした。

(2) 推計式

本分析の推計式は以下のとおりである。

$$\Delta W_{i,t} = c + \sum_k \beta_k X_i D_k + \gamma' Z_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}$$

ここで、左辺の $\Delta W_{i,t}$ は、労働者 i の $t-1$ 年から t 年への基本給（月額）の上昇率である²。右辺の c は定数項、 X_i は下方硬直性ダミー（後述）であり、労働者 i が基本給について下方硬直性を持つ場合に 1 を、持たない場合に 0 をとる。 D_k は期間ダミーであり、それぞれ添え字 k の期間に 1 をとり、それ以外の期間に 0 をとる。 β_k は、下方硬直性ダミー×期間ダミーの交差項の係数である。 $Z_{i,t}$ はコントロールする個人属性等の情報（詳細は下表を参照）、 μ_i は労働者 i の変量効果、 λ_t は年固定効果、 $\varepsilon_{i,t}$ は誤差項である。

² 基本給（月額）について上下 1%分位点の外側のデータを外れ値として除外したのち、さらに基本給の上昇率（前年比）についても上下 1%分位点の外側のデータを外れ値として除外した。

下方硬直性ダミーは、労働者ごとに、コロナ禍であった2020年における賃金上昇率に基づいて設定した。具体的には、2020年の賃金上昇率が、▲0.1%以上+0.1%以下の範囲内にあった労働者を下方硬直性あり（処置群）と分類する。そして、同年の賃金上昇率が▲0.1%に満たなかった労働者を下方硬直性なし（対照群）と分類する。ただし、賃金上昇率がマイナス方向に極端に振れるサンプルについては、下方硬直性の有無に関わらず賃金上昇率がマイナスとなっていた可能性が高いため、本分析においては、平均から2標準偏差以上マイナス方向に離れたサンプルは対照群から除いている。

コントロール変数($Z_{i,t}$)の一覧

変数	備考
業種×年ダミー	業種は、製造業、卸売・小売業、建設業、医療・福祉業、その他非製造業
勤続年数	
年齢階級ダミー	20～24歳を基準として、以降、25～59歳を5歳刻みの階級に分類し、それぞれにダミーを置いた。
役職ダミー	役職なし=0、役職あり=1
労働組合加入ダミー	未加入=0、加入=1
企業規模ダミー	従業員数1～29人を基準として、30～99人、100～499人、500人以上、官公庁にダミーを置いた。
性別ダミー	女性=0、男性=1
学歴ダミー	最終学歴中学校卒を基準として、高校卒、短大・高専卒、大学卒、大学院卒にダミーを置いた。
地域ダミー	北海道地方を基準として、東北地方、関東地方、中部地方、近畿地方、中国地方、四国地方、九州地方にダミーを置いた。
職種ダミー	その他の職種を基準として、サービス職従事者、管理的職種、専門的・技術的職業従事者、事務従事者、販売従事者、農林漁業・採掘作業者にダミーを置いた。
地域別CPI	地域ダミーと同様の地域区分。中部地方の地域別CPIには、北陸地方と東海地方の地域別CPIの単純平均を用いている。
前年の労働時間 ³	1か月当たり所定内労働時間

³ 上下1%分位点の外側のデータを外れ値として除外した。

4. 推計結果

(1) コロナ禍（2020年）とその後の期間（2021～22年）の平均的な賃金上昇率への影響

係数	説明変数	推計値	(標準誤差)	p値
β_{2020}	下方硬直性ダミー(X_i) × 2020年ダミー(D_{2020})	10.828	(0.4371)	0.0000
$\beta_{2021-2022}$	下方硬直性ダミー(X_i) × 2021～2022年ダミー($D_{2021-2022}$)	-1.463	(0.7150)	0.0408

(2) 2020～22年の各年の賃金上昇率への影響

係数	説明変数	推計値	(標準誤差)	p値
β_{2020}	下方硬直性ダミー(X_i) × 2020年ダミー(D_{2020})	10.832	(0.4371)	0.0000
β_{2021}	下方硬直性ダミー(X_i) × 2021年ダミー(D_{2021})	-3.459	(1.1154)	0.0019
β_{2022}	下方硬直性ダミー(X_i) × 2022年ダミー(D_{2022})	1.016	(1.3836)	0.4629

(備考) 標準誤差は、クラスター構造に頑健な標準誤差。

付注 2－8 転職活動の実施を阻害・促進する要因の分析

1. 概要

転職意向がある正規雇用者を対象に、実際に転職活動を実施しているか否かを被説明変数とするプロビットモデルにより、転職活動の実施を阻害又は促進する要因を分析する。

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

3. 推計方法

(1) 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」における転職・就職意向に関する設問に対し、「現在転職や就職をしたいと考えている」と回答した20歳～59歳の正規雇用者を全体サンプルとし、そのうち実際に転職活動を実施しているか否かを被説明変数とするプロビットモデルを構築することにより、転職活動の実施を阻害又は促進する要因について分析する。

なお、説明変数は、長時間労働ダミー（週労働時間50時間未満で0、50時間以上で1）、主な仕事からの年間収入、過去の転職回数ダミー、年ダミーに加え、性別、配偶者の有無、子どもの有無、最終学歴（中学校・高校卒、専門学校・短大・高専卒、大学・大学院卒）、住居形態（持ち家、持ち家以外）、居住する都道府県をコントロールしている。

(2) 推計期間

2015～2024年

(3) 推計結果

説明変数		限界効果	(標準誤差)	p値
労働時間ダミー_対週労働時間 50 時間未満	週労働時間 50 時間以上	-0.0118	(0.0056)	0.0348
年収 (100 万円)		-0.0063	(0.0017)	0.0168
過去の転職回数ダミー_対転職回数 0 回	1 回	0.0658	(0.0066)	0.0000
	2 ~ 5 回	0.1093	(0.0062)	0.0000
	6 回以上	0.1987	(0.0119)	0.0000
年ダミー_対 2015 年	2016 年	-0.0174	(0.0111)	0.1162
	2017 年	0.0140	(0.0114)	0.2210
	2018 年	-0.0066	(0.0105)	0.5287
	2019 年	0.0020	(0.0108)	0.8522
	2020 年	-0.0381	(0.0109)	0.0005
	2021 年	-0.0208	(0.0110)	0.0577
	2022 年	-0.0080	(0.0109)	0.4599
	2023 年	-0.0037	(0.0110)	0.7343
	2024 年	0.0223	(0.0111)	0.0450

付注3-1 財・サービス貿易の為替に対する弾力性の推定

1. 概要

為替レートの変動が財・サービス貿易に与える影響を検証するため、米国の財・サービス貿易を対象に分析を行った Li and Meleshchuk (2024) を参考に、推定を行う。

2. データ

財務省・日本銀行「国際収支統計」、内閣府「国民経済計算」、総務省「消費者物価指数」、IMF「World Economic Outlook Database」、Bloomberg。期間は、1996～2024年。

3. 推定方法

(1) 推定式

輸入国を国*i*、輸出国を国*j*とすると、推定式は以下で表すことができる。

$$\Delta \ln v_{ijt} = \sum_{\tau=0}^2 \alpha_{\tau} \Delta \ln e_{ij,t-\tau} + \beta \Delta \ln GDP_{it} + \gamma \Delta \ln CPI_{it} + \sum_{\tau=0}^2 \delta_{\tau} \Delta \ln CPI_{j,t-\tau} + BPM6 + covid + country + \varepsilon_{ijt}$$

(2) 変数と係数の定義

変数・係数名	定義
v_{ijt}	t 年における国 <i>i</i> の国 <i>j</i> からの輸入額（輸入国通貨建て）
e_{ijt}	t 年における国 <i>i</i> と国 <i>j</i> との間の為替レート（輸入国通貨建て）
GDP_{it}	t 年における国 <i>i</i> の名目GDP（輸入国通貨建て）
CPI_{it}	t 年における国 <i>i</i> の消費者物価指数
$BPM6$	IMF国際収支マニュアル第6版ベースによるデータか否かを表すダミー変数（2014年以降は1）
$covid$	コロナダミー（2020年、2021年、2022年は1）
$country$	相手国ダミー（固定効果）
ε_{ijt}	誤差項

4. 分析結果

(1) 記述統計量

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
財輸出	928	19,251.35	32,339.42	45	235,681.50
財輸入	928	17,366.60	27,710.44	-2,665	231,029.60
サービス輸出	928	4,213.90	8,249.70	-2,949	86,383.65
サービス輸入	928	4,796.81	10,588.41	2.19	114,633.50
輸送受取	928	946.23	1,447.29	0.83	9,446.00
輸送支払	928	869.34	1,325.86	0	8,839.59
旅行受取	928	555.43	1,584.78	0	18,406.40
旅行支払	928	750.56	1,416.45	0	10,990.00
金融受取	928	225.66	734.38	0	7,183.44
金融支払	928	163.86	554.48	0	5,957.27
知財受取	928	942.05	2,701.25	0	33,944.24
知財支払	928	547.00	2,007.21	0	18,802.84
I T受取	928	139.20	587.19	0	8,525.54
I T支払	928	360.08	1,211.84	0	19,784.86
その他業務受取	928	1,027.93	2,382.07	-5,838	16,301.22
その他業務支払	928	1,550.41	4,154.55	0	45,009.43
為替レート	899	56.53	55.56	0.344	235.72
実質GDP（日本）	928	516,513	28,328	469,633	557,485
実質GDP（相手国）	928	766,944	2,589,925	27	17,200,000
CPI（日本）	928	97.80	3.19	94.50	108.50
CPI（相手国）	916	98.16	97.07	9.36	2,140.22
第6版ダミー	928	0.379	0.485	0	1
コロナダミー	928	0.103	0.305	0	1

※財輸出からその他業務支払までの項目の単位は億円、日本の実質GDPの単位は10億円。保険・年金サービスは受取が負の数を取っている場合が多くあるため、分析対象からは除外。

(2) 推定結果

①輸出

	財輸出	サービス輸出	輸送受取	旅行受取	金融受取	知財受取	I T受取	その他業務受取
為替レート (当期)	0.607*** (0.110)	0.496*** (0.186)	0.496*** (0.130)	0.751*** (0.233)	0.431 (0.328)	0.267 (0.229)	0.110 (0.311)	0.0777 (0.285)
為替レート (1期ラグ)	0.156** (0.0782)	0.0713 (0.174)	0.215* (0.113)	0.621*** (0.220)	0.342 (0.331)	0.160 (0.239)	-0.870*** (0.282)	-0.172 (0.232)
為替レート (2期ラグ)	0.0324 (0.0952)	-0.0868 (0.110)	-0.0673 (0.110)	-0.535** (0.215)	-0.115 (0.253)	-0.111 (0.197)	0.0169 (0.243)	0.205 (0.315)
GDP (相手国)	3.618*** (0.392)	2.429*** (0.429)	3.593*** (0.349)	2.561** (1.043)	-0.980 (0.803)	2.663*** (0.608)	0.261 (0.813)	1.964*** (0.694)
CPI (相手国)	-1.682*** (0.597)	-0.568 (0.610)	-1.293 (0.863)	1.855* (0.970)	0.0158 (1.392)	0.524 (1.203)	2.988* (1.619)	-0.476 (1.030)
CPI (日本) (当期)	5.971*** (1.602)	7.712*** (2.107)	10.33*** (1.420)	39.93*** (4.350)	8.681** (4.166)	3.250 (2.998)	-4.725 (3.815)	-2.343 (3.011)
CPI (日本) (1期ラグ)	-4.626*** (1.566)	-1.297 (1.758)	-5.625*** (1.419)	-7.666** (3.281)	-4.088 (3.421)	-0.392 (3.267)	-4.570 (3.262)	3.862 (3.385)
CPI (日本) (2期ラグ)	0.704 (1.090)	-3.678** (1.522)	0.420 (0.993)	-13.06*** (2.310)	-0.747 (3.203)	-0.0417 (2.456)	-0.666 (2.908)	0.892 (2.827)
第6版ダミー	-0.0189 (0.0323)	0.00718 (0.0392)	-0.100*** (0.0311)	-0.0473 (0.0597)	0.102 (0.0824)	-0.0576 (0.0598)	0.206** (0.0866)	-0.0686 (0.0595)
コロナダミー	0.0751* (0.0389)	-0.101** (0.0402)	0.170*** (0.0382)	-0.750*** (0.146)	-0.391*** (0.0886)	-0.0200 (0.0529)	-0.144 (0.107)	-0.00277 (0.0554)
観測数	794	763	794	774	696	767	671	684
決定係数	0.268	0.163	0.298	0.359	0.072	0.070	0.048	0.023

※括弧内の数字は頑健な標準誤差。***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを表している。

②輸入

	財輸入	サービス輸入	輸送支払	旅行支払	金融支払	知財支払	I T支払	その他業務 支払
為替レート (当期)	0.0671 (0.129)	0.479*** (0.180)	0.680*** (0.163)	-0.277 (0.228)	0.365 (0.362)	0.101 (0.357)	0.723* (0.401)	0.674* (0.396)
為替レート (1期ラグ)	-0.379* (0.209)	-0.150 (0.107)	-0.169 (0.149)	-0.0253 (0.211)	1.461** (0.566)	-0.396 (0.304)	0.577 (0.411)	0.0168 (0.233)
為替レート (2期ラグ)	-0.249*** (0.0856)	-0.142 (0.0936)	0.170 (0.107)	-0.305 (0.202)	-0.986** (0.436)	-0.368 (0.275)	0.383 (0.406)	-0.0405 (0.130)
GDP (日本)	5.161*** (0.604)	1.838*** (0.647)	5.764*** (0.975)	5.835*** (1.613)	-0.913 (1.759)	0.790 (1.764)	0.855 (1.774)	0.0554 (1.322)
CPI (日本)	8.373*** (2.611)	6.836*** (1.573)	3.553* (1.845)	33.30*** (3.777)	-6.767 (5.338)	5.766 (4.459)	4.739 (4.112)	4.191 (4.100)
CPI (相手国) (当期)	0.199 (0.534)	0.285 (1.024)	2.001*** (0.694)	0.990 (1.183)	1.141 (1.914)	1.055 (1.126)	-0.326 (1.232)	-0.0671 (2.489)
CPI (相手国) (1期ラグ)	-1.861* (1.102)	-0.917* (0.556)	-0.922 (0.620)	1.493 (1.013)	1.696 (2.387)	-1.506 (1.226)	-0.0337 (1.285)	-0.874 (1.377)
CPI (相手国) (2期ラグ)	0.175 (0.525)	0.0535 (0.493)	0.114 (0.501)	-1.739** (0.805)	-1.451 (2.654)	-0.799 (1.153)	0.359 (1.320)	0.956 (0.972)
第6版ダミー	-0.138*** (0.0409)	-0.0177 (0.0368)	-0.0401 (0.0368)	-0.224*** (0.0632)	0.105 (0.0755)	0.0387 (0.0861)	0.0311 (0.0869)	-0.0857 (0.0928)
コロナダミー	0.146*** (0.0439)	-0.104* (0.0542)	0.0652 (0.0666)	-0.465*** (0.141)	0.00261 (0.0835)	-0.184 (0.131)	-0.149 (0.116)	0.0214 (0.127)
観測数	775	792	784	781	613	639	646	791
決定係数	0.240	0.253	0.197	0.312	0.115	0.062	0.087	0.087

※括弧内の数字は頑健な標準誤差。***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを表している。

付注3-2 輸出面・生産面からみたGVC参加度の導出

1. 国際産業連関表上の投入・産出の基本的な関係

国 s における総生産を表す $N \times 1$ ベクトルを $X_s = (x_1^s \ x_2^s \ \dots \ x_N^s)'$ 、国 s で生産された最終財・サービスを表す $N \times 1$ ベクトルを $Y_s = \sum_r^G Y_{sr}$ (Y_{sr} は国 s で生産された最終財・サービスのうち、国 r への輸出分)、 A_{sr} を国 r での生産に利用される国 s の生産物を導出するための投入係数行列とすると、国 s における総生産は以下のように表すことができ、

$$X_s = \sum_r^G (A_{sr} X_r + Y_{sr})$$

この式を世界全体に拡張すると、以下のとおり表現することができる。

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_G \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} & \dots & A_{1G} \\ A_{21} & A_{22} & & A_{2G} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ A_{G1} & A_{G2} & \dots & A_{GG} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_G \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Y_{11} & Y_{12} & \dots & Y_{1G} \\ Y_{21} & Y_{22} & & Y_{2G} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ Y_{G1} & Y_{G2} & \dots & Y_{GG} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} I - A_{11} & -A_{12} & \dots & -A_{1G} \\ -A_{21} & I - A_{22} & & -A_{2G} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -A_{G1} & -A_{G2} & \dots & I - A_{GG} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum_r^G Y_{1r} \\ \sum_r^G Y_{2r} \\ \vdots \\ \sum_r^G Y_{Gr} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} & \dots & B_{1G} \\ B_{21} & B_{22} & & B_{2G} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ B_{G1} & B_{G2} & \dots & B_{GG} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum_r^G Y_{1r} \\ \sum_r^G Y_{2r} \\ \vdots \\ \sum_r^G Y_{Gr} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

B_{sr} は国際産業連関表上のレオンチェフ逆行列を表す $N \times N$ 行列であり、国 r における最終生産を1単位増加させるために必要な特定の財・サービスの国 s における総生産を表している。

ここで、国 s の総生産に占める付加価値割合は、1から中間投入割合を除いた以下の式で表すことができ (u_N は $1 \times N$ の単位列ベクトル)、

$$V_s = u_N \left(I - \sum_r^G A_{rs} \right)$$

世界全体における国内付加価値行列は以下のとおりとなる。

$$V = \begin{bmatrix} V_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & V_2 & & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & V_G \end{bmatrix}$$

また、付加価値割合行列は、行列 V とレオンチェフ逆行列 B を掛け合わせることで求めることができ、全ての国における付加価値割合を足し合わせると1となる。

$$\begin{aligned} VB &= \begin{bmatrix} V_1 B_{11} & V_1 B_{12} & \dots & V_1 B_{1G} \\ V_2 B_{21} & V_2 B_{22} & & V_2 B_{2G} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ V_G B_{G1} & V_G B_{G2} & \dots & V_G B_{GG} \end{bmatrix} \\ &\sum_t^G V_t B_{tr} = u_N \end{aligned}$$

そして、 $GN \times G$ 最終需要行列を以下のとおり定義すると、

$$Y = \begin{bmatrix} Y_{11} & Y_{12} & \cdots & Y_{1G} \\ Y_{21} & Y_{22} & & Y_{2G} \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ Y_{G1} & Y_{G2} & \cdots & Y_{GG} \end{bmatrix}$$

供給国・需要国ペアの付加価値行列は以下のとおりとなる。

$$ValueAdded \equiv VBY = \begin{bmatrix} V_1 \sum_r^G B_{1r} Y_{r1} & V_1 \sum_r^G B_{1r} Y_{r2} & \cdots & V_1 \sum_r^G B_{1r} Y_{rG} \\ V_2 \sum_r^G B_{2r} Y_{r2} & V_2 \sum_r^G B_{2r} Y_{r2} & & V_2 \sum_r^G B_{2r} Y_{rG} \\ & \vdots & \ddots & \vdots \\ V_G \sum_r^G B_{Gr} Y_{rG} & V_G \sum_r^G B_{Gr} Y_{rG} & \cdots & V_G \sum_r^G B_{Gr} Y_{rG} \end{bmatrix}$$

2. 輸出面からみたGVC参加度

国数 G 、産業数 N から成り立つ国際産業連関表モデルについて、国 s から国 r への輸出を表す $N \times 1$ ベクトルを E_{sr} 、国 s の総生産を表す $N \times 1$ ベクトルを X_s 、国 s によって生産され、国 r へ輸出される最終財・サービスを表す $N \times 1$ ベクトルを Y_{sr} 、世界全体でみた $GN \times GN$ の投入係数行列を A 、世界全体におけるレオンチェフ逆行列を B 、国内におけるサプライチェーンを表すレオンチェフ逆行列を L 、国 s の総生産における付加価値割合を表す $1 \times N$ ベクトルを V_s とする。このとき、国 s から国 r への輸出のうち、国 r に直接吸収される国 s の付加価値、すなわち伝統的貿易は、以下で表すことができる（ここで \bar{W} は、 $N \times 1$ 又は $1 \times N$ の任意のベクトル W の $N \times N$ 対角行列を表す）。

$$DAVAX_{sr} = \bar{V}_s \bar{L}_{ss} Y_{sr} + \bar{V}_s \bar{L}_{ss} A_{sr} L_{ss} Y_{rr}$$

右辺第1項は、国 s から輸出され、国 r で消費される最終財・サービスを表し、右辺第2項は、国 s から国 r へ輸出される中間財・サービスのうち、国 r で生産・消費される最終財・サービスに利用される分を表す。 $DAVAX_{sr}$ は伝統的貿易を表しているため、国 s から国 r への輸出についてのGVC関連輸出は、以下のとおりとなる。

$$GVC_{sr} = E_{sr} - DAVAX_{sr}$$

ここで、輸出面からみたGVC関連輸出のうち、前方参加、後方参加、中間参加のそれぞれについて確認する。まず、前方参加については、輸出された全ての国内付加価値とそのうち輸出先に直接吸収される付加価値（ $DAVAX_{sr}$ ）との差で定義される。

$$GVCPureForw_{sr} = \bar{V}_s \bar{L}_{ss} E_{sr} - DAVAX_{sr}$$

輸入中間投入分を表している残りの部分は、後方参加と中間参加に分けられ、前者は国 r に吸収される分、後者は国 r から再度輸出される分を指している。国 s から国 r への輸出のうち、輸入中間投入分は、 $\sum_{t \neq s}^G \bar{u}_N \bar{A}_{ts} \bar{L}_{ss} E_{sr}$ と表すことができるが、このうち、 E_{sr} はさらに国 r 内で利用される分（下式右辺第1項）と国 r から再輸出される分（下式右辺第2項）に分けることができ、

$$E_{sr} = (Y_{sr} + A_{sr}L_{ss}Y_{rr}) + \left(A_{sr}L_{ss} \sum_{j \neq r}^G E_{rj} \right)$$

となる。これらの式を利用することで、後方参加は、

$$GVCPureBack_{sr} = \sum_{t \neq s}^G \overline{u_N A_{ts} L_{ss}} (Y_{sr} + A_{sr}L_{ss}Y_{rr})$$

中間参加は、

$$GVCTwoSide_{sr} = \sum_{t \neq s}^G \overline{u_N A_{ts} L_{ss}} \left(A_{sr}L_{ss} \sum_{j \neq r}^G E_{rj} \right)$$

とそれぞれ表すことができる。

輸出面からみたGVC関連輸出は、前方参加と後方参加、中間参加の合計であり、以下の関係で表される。

$$GVC_{sr} = GVCPureForw_{sr} + GVCPureBack_{sr} + GVCTwoSide_{sr}$$

3. 生産面からみたGVC参加度

輸出面からみたGVC参加度と同様の国際産業連関表モデルにおいて、国sの総生産を、(i)輸入中間投入分（下式右辺第1項）と(ii)国内中間投入分（下式右辺第2項）、(iii)付加価値分（下式右辺第3項）に分解する。

$$X_s = \sum_j^G \overline{V_j L_{jj}} \sum_{k \neq j}^G A_{jk} B_{ks} X_s + \overline{V_s L_{ss} A_{ss}} X_s + \overline{V_s} X_s$$

まず、(i)輸入中間投入分（ $\sum_j^G \overline{V_j L_{jj}} \sum_{k \neq j}^G A_{jk} B_{ks} X_s$ ）について、国境を一回しか超えておらず、GVCとしてカウントされない部分を除くと、GVC関連の輸入中間投入は以下のとおりとなる。

$$GVC_s^{impinp} = \sum_j^G \overline{V_j L_{jj}} \sum_{k \neq j}^G A_{jk} B_{ks} X_s - \sum_{j \neq s}^G \overline{V_j L_{jj} A_{js} L_{ss}} Y_{ss}$$

後方参加は、国sの最終財・サービス生産に含まれる輸入中間投入分から、国境を一回しか超えていないものを控除したものであり、以下の式で表現できる。

$$GVCPureBack_s^X = \sum_j^G \overline{V_j L_{jj}} \sum_{k \neq j}^G A_{jk} B_{ks} \sum_z^G Y_{sz} - \sum_{j \neq s}^G \overline{V_j L_{jj} A_{js} L_{ss}} Y_{ss}$$

そして、輸入中間投入から後方参加を差し引くと、以下のとおり中間参加（輸入中間投入利用分）を求めることができる。

$$GVCTwoSide_s^{impinp} = GVC_s^{impinp} - GVCPureBack_s^X$$

次に、(ii)国内中間投入分（ $\overline{V_s L_{ss} A_{ss}} X_s$ ）については、自国内で吸収される分を除くと、当該産業から直接輸出される分（ $\sum_{r \neq s}^G A_{sr} X_r$ ）と自国内の他産業を経由して輸出される分（ $\sum_{r \neq s}^G A_{ss} L_{ss} A_{sr} X_r$ ）に分けることができる。GVCとしてカウントされるためには国境を二回以上通過する必要があり、

国 r における総生産のうち、輸出分を $X_r^{exp} = X_r - L_{rr}Y_{rr}$ とすると、中間参加（国内中間投入利用分）は、以下の式で表現できる。

$$GVCTwoSide_s^{dominp} = \overline{V}_s L_{ss} A_{ss} \sum_{r \neq s}^G (A_{sr} X_r^{exp} + A_{ss} L_{ss} A_{sr} X_r^{exp})$$

最後に、(iii)付加価値分（ $\widehat{V}_s X_s$ ）についても、国内中間投入分と同様に、GVCとしてカウントされる分を抽出すると、前方参加は、以下の式で表すことができる。

$$GVCPureForw_s^X = \overline{V}_s \sum_{r \neq s}^G (A_{sr} X_r^{exp} + A_{ss} L_{ss} A_{sr} X_r^{exp})$$

生産面からみたGVC関連輸出は、前方参加と後方参加、中間参加（輸入中間投入利用分・国内中間投入分）の合計であり、以下の関係で表される。

$$GVC_s^X = GVCPureForw_s^X + GVCPureBack_s^X + GVCTwoSide_s^{impinp} + GVCTwoSide_s^{dominp}$$

付注3-3 重力モデルによる経済連携協定締結による貿易拡大効果の推定

1. 概要

経済連携協定締結による貿易拡大効果を検証するため、重力モデルを用いた推定を行う。

2. データ

フランス国際経済予測研究センター（CEPII）が提供する重力モデルを推定するためのデータベースであるCEPII Gravity Databaseを利用。期間は1962年から2020年。

3. 推定方法

重力モデルは、物理学の万有引力の法則（二つの物体間に働く力は二つの物体の質量の積が大きいほど大きく、二つの物体間の距離が遠いほど小さくなる）を国家間の貿易に応用したモデルであり、国*i*と国*j*との間の貿易額には、以下のような関係が成り立つと仮定している。

$$\text{貿易額}_{ij} = A \frac{GDP_i GDP_j}{\text{距離}_{ij}}$$

貿易額_{*ij*}は、国*i*と国*j*の貿易額であり、*A*は定数、*GDP_i*と*GDP_j*はそれぞれ国*i*と国*j*のGDP、距離_{*ij*}は国*i*と国*j*の間の距離を表している。推定に当たっては、Okabe（2015）や山ノ内（2017）、曾山（2018）を参考に、Santos Silva and Tenreyro（2006）で示されたポワソン疑似最尤法を用いる。なお、日本を対象とした分析では、国*i*との距離は時間不変の変数であり、国*i*の固定効果との間で多重共線性の問題が生じることから、距離を説明変数から除いた推定も行う。

(1) 推定式

<日本>

$$Trade_{it} = \exp(\alpha + \beta_1 FTA_{it} + \beta_2 \ln GDP_{it} + \beta_3 \ln GDPCAP_{it} + \beta_4 \ln Dist_i + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it})$$

<世界全体>

$$Trade_{ijt} = \exp(\alpha + \beta_1 FTA_{ijt} + \beta_2 \ln GDP_{it} + \beta_3 \ln GDP_{jt} + \beta_4 \ln GDPCAP_{it} + \beta_5 \ln GDPCAP_{jt} + \beta_6 \ln Dist_{ij} + \beta_7 Comlang_{ij} + \beta_8 Contig_{ij} + \lambda_i + \eta_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt})$$

(2) 変数と係数の定義

<日本>

変数・係数名	定義
<i>Trade_{it}</i>	<i>t</i> 年の日本と国 <i>i</i> との間の貿易額（輸出額、輸入額、貿易総額）
<i>FTA_{it}</i>	<i>t</i> 年において日本と国 <i>i</i> との間で地域貿易協定が結ばれているか否かを示すダミー変数
<i>GDP_{it}</i>	<i>t</i> 年における国 <i>i</i> の名目GDP（市場為替レートで米ドル換算）
<i>GDPCAP_{ij}</i>	<i>t</i> 年における国 <i>i</i> の名目一人当たりGDP（市場為替レートで米ドル換算）

$Dist_i$	国 <i>i</i> における最も人口の多い都市と東京との距離
λ_i	国 <i>i</i> の固定効果
μ_t	時間固定効果
ε_{ijt}	誤差項

<世界全体>

変数・係数名	定義
$Trade_{ijt}$	<i>t</i> 年における国 <i>i</i> から国 <i>j</i> への輸出額（市場為替レートで米ドル換算）
FTA_{ijt}	<i>t</i> 年において国 <i>i</i> と国 <i>j</i> との間で地域貿易協定が結ばれているか否かを示すダミー変数
GDP_{it}	<i>t</i> 年における国 <i>i</i> の名目GDP（市場為替レートで米ドル換算）
$GDPCAP_{it}$	<i>t</i> 年における国 <i>i</i> の名目一人当たりGDP（市場為替レートで米ドル換算）
$Dist_{ij}$	国 <i>i</i> と国 <i>j</i> における最も人口の多い都市間の距離
$Comlang_{ij}$	国 <i>i</i> と国 <i>j</i> の公用語が共通であるか否かを表すダミー変数
$Contig_{ij}$	国 <i>i</i> と国 <i>j</i> の国境が接しているか否かを表すダミー変数
λ_i	国 <i>i</i> （輸出国）の固定効果
η_j	国 <i>j</i> （輸入国）の固定効果
μ_t	時間固定効果
ε_{ijt}	誤差項

4. 分析結果

(1) 記述統計量

①日本の貿易総額

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
貿易総額	9,501	38.99	183.00	0	3,460
地域貿易協定ダミー	9,501	0.03	0.16	0	1
相手国GDP	9,501	1,730	9,440	0	214,000
相手国一人当たりGDP	9,501	0.72	1.35	0.003	11.92
距離	9,501	10,158	3,644	1,155	18,581

※貿易総額、GDPの単位は億ドル、一人当たりGDPの単位は万ドル、距離の単位はkm。

②日本の輸出額

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
輸出額	9,687	20.13	101.00	0	1,620
地域貿易協定ダミー	9,687	0.03	0.16	0	1
相手国GDP	9,687	1,700	9,350	0.088	214,000
相手国一人当たりGDP	9,687	0.71	1.34	0.003	11.92
距離	9,687	10,195	3,636	1,155	18,581

※輸出額、GDPの単位は億ドル、一人当たりGDPの単位は万ドル、距離の単位はkm。

③日本の輸入額

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
輸入額	9,506	18.46	88.62	0	1,880
地域貿易協定ダミー	9,506	0.03	0.16	0	1
相手国GDP	9,506	1,730	9,430	0.09	214,000
相手国一人当たりGDP	9,506	0.72	1.35	0.003	11.92
距離	9,506	10,158	3,643	1,155	18,581

※輸入額、GDPの単位は億ドル、一人当たりGDPの単位は万ドル、距離の単位はkm。

④世界全体の貿易総額

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
貿易総額	840,142	4.17	45.25	0	5,630
地域貿易協定ダミー	840,142	0.11	0.31	0	1
GDP（輸出国）	840,142	3,060	12,700	0.09	214,000
GDP（輸入国）	840,142	3,660	14,000	0.13	214,000
一人当たりGDP（輸出国）	840,142	1.02	1.61	0.003	11.92
一人当たりGDP（輸入国）	840,142	1.13	1.65	0.003	11.92
距離	840,142	7,364	4,465	8	19,939
共通言語ダミー	840,142	0.161	0.368	0	1
隣接ダミー	840,142	0.024	0.154	0	1

※貿易総額、GDPの単位は億ドル、一人当たりGDPの単位は万ドル、距離の単位はkm。

(2) 推定結果

①日本

<説明変数に距離を含む>

	貿易総額	輸出額	輸入額
地域貿易協定ダミー	0.136*** (0.0263)	0.112*** (0.0280)	0.168*** (0.0328)
相手国GDP	-1.145*** (0.179)	0.236*** (0.0627)	0.493*** (0.0412)
相手国一人当たりGDP	0.943*** (0.325)	0.589*** (0.0643)	0.253*** (0.0415)
距離	-0.923*** (0.268)	-1.705*** (0.308)	-0.108 (0.431)
定数項	10.26*** (2.454)	21.16*** (2.949)	-1.084 70
観測数	9,501	9,687	9,506

※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。上記のほかにも、貿易相手国ダミー、年ダミーも分析に加えている。地域貿易協定ダミーによる効果は、貿易総額額については $(\exp(0.136)-1) \times 100=14.6\%$ 、輸出額については $(\exp(0.112)-1) \times 100=11.9\%$ 、輸入額については $(\exp(0.168)-1) \times 100=18.3\%$ 。

<説明変数に距離を含まない>

	貿易総額	輸出額	輸入額
地域貿易協定ダミー	0.137*** (0.0263)	0.115*** (0.0282)	0.169*** (0.0328)
相手国GDP	-0.0483 (0.151)	0.240*** (0.0624)	0.493*** (0.0412)
相手国一人当たりGDP	2.371*** (0.159)	0.586*** (0.0641)	0.253*** (0.0415)
定数項	2.179*** (0.665)	6.196*** (1.027)	-2.025*** (0.714)
観測数	9,501	9,687	9,506

※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。上記のほかにも、貿易相手国ダミー、年ダミーも分析に加えている。地域貿易協定ダミーによる効果は、貿易総額額については $(\exp(0.137)-1) \times 100=14.7\%$ 、輸出額については $(\exp(0.115)-1) \times 100=12.2\%$ 、輸入額については $(\exp(0.169)-1) \times 100=18.4\%$ 。

②世界全体

	貿易額
地域貿易協定ダミー	0.351*** (0.0133)
GDP（輸出国）	0.381*** (0.0325)
GDP（輸入国）	0.546*** (0.0301)
一人当たりGDP（輸出国）	0.274*** (0.0371)
一人当たりGDP（輸入国）	0.107*** (0.0323)
距離	-0.630*** (0.00607)
共通言語ダミー	0.0853*** (0.0142)
隣接国ダミー	0.533*** (0.0147)
定数項	-3.317*** (0.684)
観測数	840,142

※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。上記のほかにも、輸出国ダミー、輸入国ダミー、年ダミーも分析に加えている。地域貿易協定ダミーによる輸入額増加効果は、 $(\exp(0.351)-1) \times 100=45.6\%$ 。

付注3-4 企業レベルのTFPの算出方法

1. 概要

経済産業省「経済産業省企業活動基本調査」の調査票情報を用いた各企業のTFP（全要素生産性）は、森川（2007）等を参考に、以下の方法によって簡易的に算出した。

2. 算出方法

(1) 計算式

生産要素として資本と労働を考慮した次の生産関数を想定し、両辺を対数変換してTFPを算出。

$$Y_{i,t} = A_{i,t} K_{i,t}^{\alpha} L_{i,t}^{1-\alpha}$$

$$\ln TFP_{i,t} \equiv \ln A_{i,t} = \ln Y_{i,t} - \alpha \ln K_{i,t} - (1 - \alpha) \ln L_{i,t}$$

(2) 変数の定義と使用データ等

変数	定義	使用データ等
$Y_{i,t}$	付加価値額	(営業利益+給与総額+租税公課+減価償却費+動産・不動産貸借料) / GDPデフレーター ※GDPデフレーターは、内閣府「国民経済計算」の2015年基準（連鎖方式）を使用。
$K_{i,t}$	資本投入量	(有形固定資産額×稼働率) / 設備投資デフレーター ※稼働率は、経済産業省「鉱工業指数」の稼働率指数と日本銀行「全国企業短期経済観測調査」の生産・営業用設備判断DIを用いて推計。 ※設備投資デフレーターは、内閣府「国民経済計算」の2015年基準（連鎖方式）の民間企業設備デフレーターを使用。
$L_{i,t}$	労働投入量	(常時従業者数-パートタイム従業者数) × 一般労働者の総実労働時間 + パートタイム従業者 × パートタイム労働者の総実労働時間 ※総実労働時間は、厚生労働省「毎月勤労統計」（事業所規模30人以上の事業所）の産業別データを使用。
$A_{i,t}$	TFP	資本と労働の投入量だけでは測れない付加価値の押し上げ要因
α	資本コストのシェア	資本コスト / (資本コスト+労働コスト) ※資本コスト=有形固定資産額×金利+減価償却費+動産・不動産貸借料。 ※労働コスト=給与総額。 ※金利は、日本銀行「貸出約定平均金利」の国内銀行（ストック、総合）の値を使用。

(備考) i は企業、 t は時点を表す。

付注3-5 輸出・投融資開始による生産性と賃金への影響の推計について

1. 概要

日本企業の輸出・投融資開始が生産性と賃金に与える因果関係を把握するため、内閣府(2019)も踏まえ、傾向スコアマッチング法を用いたDID(Difference in Difference: 差の差)の分析を行った。

具体的には、従業員規模といった各企業の属性情報を用いて、輸出・投融資を開始する確率(傾向スコア)を推計し、推計された傾向スコアが同程度で、実際に輸出・投融資を開始した企業と開始しなかった企業を対応(マッチング)させ、それらの企業について、輸出・投融資開始後の生産性(TFP)及び賃金の変化の差を推計した。

2. データ

経済産業省「経済産業省企業活動基本調査」の調査票情報を用いて、推計期間において、輸出・投融資開始の1年前から6年後までの8年間でバランスしたパネルデータを結合して、データセットを作成。

3. 推計方法

(1) 推計式

まず、輸出・投融資を開始する確率(傾向スコア)を、以下のロジットモデルを用いて推計した(説明変数については、輸出・投融資開始を決定してから実際に開始するまでの期間を考慮し、一期のラグをとった)。

$$Pr(D_{i,t} = 1) = F(\beta_0 + \beta_1 \ln relTFP_{i,t-1} + \beta_2 \ln L_{i,t-1} + \beta_3 DEBT_{i,t-1} + \sum_m \gamma_i^m Industry_i^m + \sum_t \gamma_t Time_t)$$

次に、得られた傾向スコアを基に、輸出・投融資開始企業1社ごとに、最も傾向スコアが近い非輸出・非投融資開始企業1社を同一年度・同一産業内で抽出し、1対1のマッチングを行い、マッチング後のサンプルを基に、以下の推計式により差の差を推計した。

$$OUTCOME_{i,t-1+s} - OUTCOME_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t} + \sum_m \gamma_i^m Industry_i^m + \sum_t \gamma_t Time_t + \epsilon_{i,t} \quad (s = 1, \dots, 7)$$

*OUTCOME*については、分析目的に応じて、生産性(TFP、付注3-4)の対数値、賃金(従業員一人当たり賃金)の対数値を用いた。

(2) 変数の定義と使用データ等

変数名	定義	使用データ等
$D_{i,t}$	輸出開始ダミー	各企業が輸出を開始した後、3年間継続して輸出・投融資を行った場合に1となるダミー
$F(\cdot)$	分布関数	ロジスティック分布の累積分布関数
$relTFP_{i,t}$	生産性 (TFP) の相対水準	各企業のTFPを、当該企業が属する産業におけるTFPの平均値で除した値 ※TFPの算出方法は付注3-4を参照。
$L_{i,t}$	雇用者数	常時従業員数 (パートタイム就業者については就業時間を用いて換算)
$DEBT_{i,t}$	負債比率	負債/資産
$Industry_i^m$	業種ダミー	各企業が属する産業を表すダミー変数
$Time_t$	年度ダミー	各年度を表すダミー変数

(備考) i は企業、 t は時点を表す。

(3) 推計対象

期間：1997年度～2023年度

企業数：21,515社 (輸出開始の推計) / 23,585社 (投融資開始の推計)

(4) 推計結果

傾向スコアを求めるために行ったロジット推計の結果は、以下のとおり。

推計対象	輸出開始		投融資開始	
	1997～2016年度	1997～2023年度	1997～2023年度	
業種	全産業		製造業	非製造業
$\ln relTFP_{i,t-1}$	0.49 *** (8.44)	0.39 *** (8.48)	0.16 ** (2.28)	0.79 *** (11.02)
$\ln L_{i,t-1}$	0.358 *** (11.62)	0.33 *** (13.32)	0.87 *** (21.35)	0.76 *** (17.56)
$DEBT_{i,t-1}$	-0.58 *** (4.91)	-0.60 *** (6.10)	-0.99 *** (6.92)	-1.15 *** (5.01)
年度ダミー	有	有	有	有
業種ダミー	有	有	有	有
標本数	107,337	170,171	86,354	98,928
Pseudo R2	0.099	0.087	0.097	0.111

(備考) 1. ***は1%水準、**は5%水準で有意であることを表す。

2. 括弧内はz値。

差の差の分析の推計結果は、以下のとおり。

業種	データ期間	年後	(輸出開始年)					(％ポイント)					
			0	1	2	3	4	5					
全産業	1997年度 ~2016年度	TFPの差の差	0.04 (0.0381)	1.00 (0.822)	3.95 (2.973)	*** (1.767)	2.55 (1.632)	* (1.632)	2.51 (2.689)	4.22 (2.689)	***		
		賃金の差の差	-1.21 (-1.414)	-2.14 (-2.225)	** (-0.492)	-0.47 (-0.297)	-0.29 (-1.111)	-1.18 (-1.111)	-0.73 (-0.698)				
	1997年度 ~2023年度	TFPの差の差	1.20 (1.460)	2.18 (2.376)	** (4.144)	4.12 (3.284)	*** (3.062)	3.56 (3.062)	*** (3.062)	3.54 (3.792)	*** (3.792)	4.40 (3.792)	***
		賃金の差の差	0.61 (0.894)	0.67 (0.894)	1.78 (2.343)	** (3.100)	2.38 (3.100)	*** (2.006)	1.67 (2.006)	** (1.686)	1.38 (1.686)	*	

業種	年後	(投融資開始年)					(％ポイント)			
		0	1	2	3	4	5			
製造業	TFPの差の差	0.36 (0.259)	-0.48 (-0.304)	-0.24 (-0.141)	1.26 (0.639)	2.37 (1.152)	1.24 (0.570)			
	賃金の差の差	0.37 (0.310)	-1.20 (-0.833)	-0.21 (-0.145)	0.14 (0.103)	2.27 (1.633)	1.50 (1.091)			
非製造業	TFPの差の差	1.08 (0.660)	0.14 (0.0676)	4.00 (1.825)	* (1.934)	4.51 (1.725)	* (1.725)	* (1.725)	8.03 (3.338)	*** (3.338)
	賃金の差の差	-1.17 (-0.685)	-1.62 (-0.835)	2.45 (1.217)	5.62 (3.023)	*** (2.410)	4.49 (2.410)	** (2.410)	4.67 (2.369)	** (2.369)

(備考) 1. ***, **, *はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを表す。

2. 括弧内はt値で、不均一分散に頑健な標準誤差を使用。

付注3-6 設備投資関数の推計方法

1. 概要

中小企業について設備投資の決定要因を確認するため、「中小企業実態基本調査」の調査票情報を用いて、設備投資関数の推計を行った。

2. データ

中小企業庁「中小企業実態基本調査」（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
設備投資比率 (<i>Investment</i>)	(設備投資－減価償却費) / 総資産 × 100
当期純利益率 (<i>Profit</i>)	税引後当期純利益 / 売上高 × 100
現預金比率 (<i>Cash</i>)	現預金 / 総資産 × 100
資本コスト (<i>Cost</i>)	支払利息・割引料 / (金融機関借入金＋社債) × 100
税制利用ダミー (<i>Tax</i>)	回答企業が中小企業投資促進税制または中小企業経営強化税制を利用した場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数
業種ダミー (<i>D_i</i>)	回答企業が【製造業/情報通信業/運輸業、郵便業/卸売業・小売業/不動産業、物品賃貸業/サービス業】の場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数
年度ダミー (<i>d_t</i>)	回答年度が【2019年度/2020年度/2021年度/2022年度】の場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数

(2) 推計式

$$Investment = c + \alpha_1 Profit + \alpha_2 Cash + \alpha_3 Cost + \alpha_4 Tax + \sum_{i=1}^6 \beta_i D_i + \sum_{t=1}^4 \gamma_t d_t + u$$

(*c* : 定数項、*u* : 誤差項)

(3) 推計期間

2018年度～2022年度（延べ22,058社）

4. 分析結果

(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
設備投資比率	22,058	0.79	2.69	-3.37	11.54
当期純利益率	22,058	2.45	3.00	-8.26	10.92
現預金比率	22,058	24.62	13.39	3.40	58.74
資本コスト	22,058	0.73	0.62	0	2.59
税制利用ダミー	22,058	0.18	0.38	0	1
業種ダミー（製造業）	22,058	0.44	0.50	0	1
業種ダミー（情報通信業）	22,058	0.04	0.20	0	1
業種ダミー（運輸業、郵便業）	22,058	0.07	0.25	0	1
業種ダミー（卸売業・小売業）	22,058	0.23	0.42	0	1
業種ダミー（不動産業、物品賃貸業）	22,058	0.04	0.19	0	1
業種ダミー（サービス業）	22,058	0.14	0.34	0	1

（備考） 1. 各年度で設備投資比率、当期純利益率、現預金比率、資本コストの上下10%に該当する企業は、外れ値とみなして推計には含めていない。

2. 業種ダミーについて、ここでは建設業を基準（ダミーなし）としている。

(2) 推計結果

被説明変数：設備投資比率

	推定値
当期純利益率	0.0097 (0.0062)
現預金比率	-0.0049 *** (0.0014)
資本コスト	-0.1109 *** (0.0299)
税制利用ダミー	0.5492 *** (0.0483)
観測数	22,058
決定係数	0.0162

（備考） 1. 括弧内の数値は標準誤差。***は1%水準で統計的に有意であることを示す。

2. 上記のほか、業種ダミーと年度ダミーも説明変数に加えている。