

基礎研 レポート

高齢化の企業利益への影響

産業別マクロ統計を用いた推計

総合政策研究部 研究員 清水 仁志

(03)3512-1835 h-shimizu@nli-research.co.jp

■要旨

本稿は、日本の伝統的な雇用慣行である終身雇用、年功賃金が近年見直されつつある背景について、産業別のマクロデータを用い、年齢別の生産性と賃金、ならびに利益を推計することにより分析を行った。その結果、産業別のマクロデータを用いた本分析は、事業所や企業別のミクロデータを用いた先行研究同様、生産性が中年齢でピークとなる逆U字型の生産性カーブであることを確認し、同時に利益についても直接的に推計することで、労働者の高齢化により利益が押し下げられることを示した。また、上記に加えて、産業構造の複雑化などにより、現在にかけてより高年齢の労働者の生産性が低下していることが、さらに企業利益を押し下げる要因となっている可能性があることを示した。以上2点により、企業は従来の終身雇用、年功賃金を見直さざるを得ない状況である可能性があることを確認した。

1—はじめに

「年功賃金」「終身雇用」は戦後以降の経済発展を支えた日本的雇用慣行の柱であるが、近年は変化の兆しもある。

2019年5月には、トヨタ自動車の豊田社長が「雇用を続ける企業などへのインセンティブがもう少し出てこない、なかなか終身雇用を守っていくのは難しい局面に入ってきた」と述べており、同月、経団連の中西前会長も「働き手の就労期間の延長が見込まれる中で、終身雇用を前提に企業運営、事業活動を考えることには限界がきている」と、終身雇用の限界について言及している。また、2021年9月には、サントリーホールディングスの新浪社長が45歳定年制について言及した。最近では雇用が比較的安定しているとされる大企業正社員においても希望退職者を募る会社が増えており、終身雇用の見直しの動きがある。

従来は新卒一括採用により人材を確保し、各企業であらかじめ定められた賃金テーブルに従った年功賃金が主流であったが、こちらも見直しの動きが進んでいる。2021年の骨太の方針では、「労働時

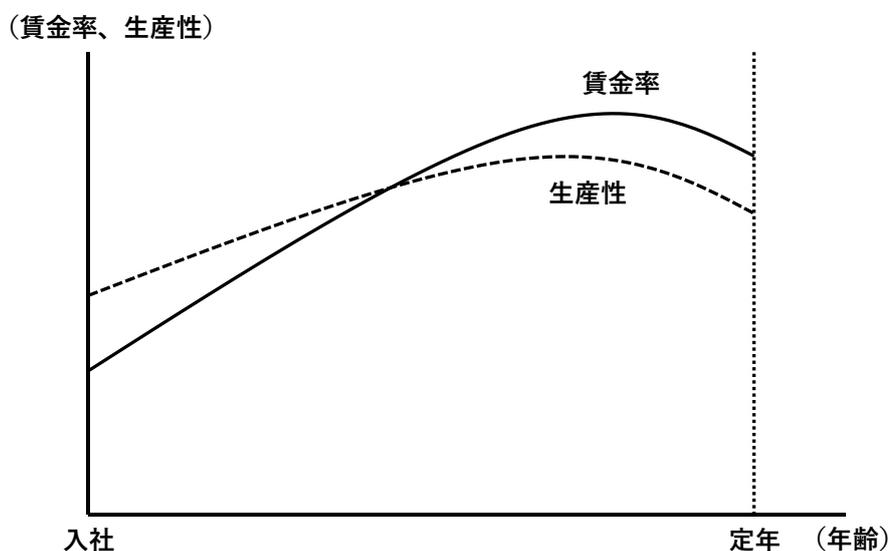
間削減等を行ってきた働き方改革のフェーズⅠに続き、メンバーシップ型からジョブ型の雇用形態への転換を図り、従業員のやりがいを高めていくことを目指すフェーズⅡの働き方改革を推進する。」と記載されている。経団連の2022年版経労委報告のポイントにおいても、年功型賃金が労働移動を抑制する可能性について言及し、新卒一括採用、終身雇用などの日本型雇用システムの見直しを一層加速させる必要があると指摘しており、年功賃金的なメンバーシップ型から、より生産性に見合った賃金体系としてジョブ型雇用への転換が進んでいる。

企業が年功賃金、終身雇用の見直しに取り組む背景には、年功賃金により従業員の給料が硬直化している一方で、生産性が相対的に下がってきていることが指摘できるだろう。

理論面では、年功賃金と終身雇用の関係を説明するものとして、後払い賃金仮説について述べている Lazear (1979)がある。Lazear の理論では、企業は労働者が若い時は生産性よりも低い賃金を支払い、それ以降は生産性よりも高い賃金を支払う年功賃金が、企業、労働者両者にとって経済合理的だと述べている。

労働者が若い時の生産性と賃金の差は企業の預り金として蓄積され、それ以降の生産性を上回る賃金支払いによって取り崩される。具体的には、図1で示されるように、年齢別の生産性カーブよりも賃金カーブの傾きを急にすることで年功賃金を取り入れるが、全体で見れば入社から定年までの間で総生産価値と総賃金の現在価値はバランスする¹。

図1：生産性と賃金の関係



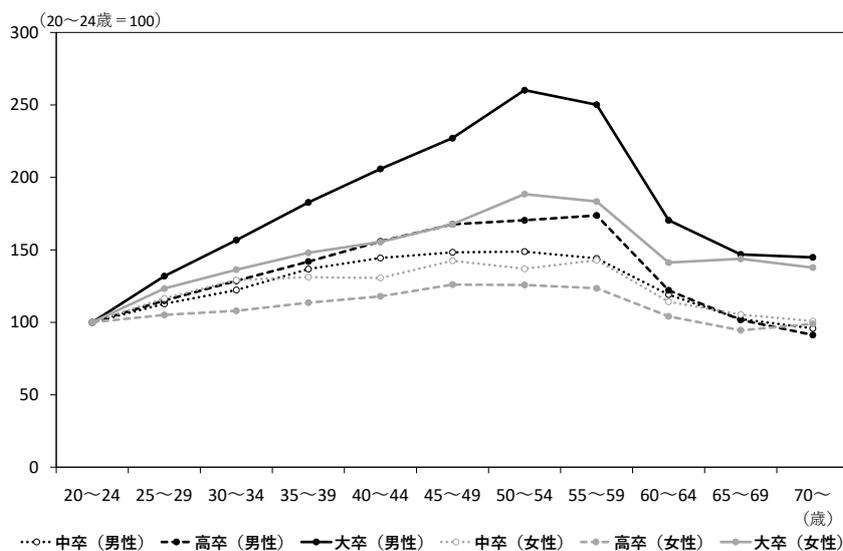
(資料) Lazear (1979)等より筆者作成

¹ 各種統計から観察される年齢別の賃金や、年齢が高くなるにつれて生産性は上昇するものの、ある程度以上の年齢に達すると高齢化による負の影響が大きくなり逆に生産性は低下するという先行研究にならい、より形状を現実的なものに特定して図示している。

しかしながら、図2のように、学歴、性、年齢別など各属性別の賃金は実際の給料等からある程度観察することができるが、個々の生産性は一部を除いて観察することはできないため、それらの関係を数値としてとらえることは容易ではない²。そのため、理論的には賃金と生産性のギャップが存在するのにもかかわらず、賃金は生産性の代理変数として扱われることも多かった。

そこで本稿では、データの制約があることを前提に、国が公開している産業別のマクロ統計を用いて、年齢別の生産性、賃金ならびに両者のギャップ（以下、利益）の推計を試みるものである。また、冒頭で述べたように、近年企業が年功賃金、終身雇用の見直しに着手している原因の一つである、属性ごとの生産性や利益の変化についても分析する。

図2：年齢別の賃金



(注) 賃金=現金給与額×12+年間賞与その他特別給与額として算出
 (資料) 厚生労働省「令和2年賃金構造基本統計調査」より筆者作成

2—先行研究

労働者の属性の違いと生産性の関係を分析する方法としては、全要素生産性 (TFP) を被説明変数として労働者の属性構成比で TFP を説明する分析や、企業の生産額や付加価値を被説明変数とした生産関数の推計によって分析するものがある。

TFP を被説明変数にし、属性ごとの生産性を推計する場合には、まず、属性の質を考慮しない労働投入量により TFP を推計する。その結果、属性の質に関する影響は、残差である TFP に集約される。その TFP を年齢構成等で回帰することで、各属性の影響を推計するというものである。

Feyrer (2007) は、OECD と低所得国に関する国横断的パネルデータを用いて、TFP と労働者の年齢構

² ただし、賃金についても、実際に支払われる給料は比較的容易に観察することができるが、福利厚生などのその他のコストまで考えると、測定することは難しくなる。

成の関係を分析している。その結果、40歳代が最もTFPが高い逆U字型の生産性カーブを示した。日本を対象としたLiu and Westelius (2016)では、都道府県のパネルデータを用いることで、国の制度的特徴に影響を受けない形でTFPと人口構成との関係を分析している。結果は、Feyrer (2007)同様、40歳代で生産性がピークとなる逆U字型の生産性カーブのパターンを確認し、高齢化が日本の全要素生産性を押し下げていることを示した。

このように、TFPを被説明変数とする場合、国ごとや地域ごとのTFPが別途推計されていれば、比較的容易に年齢構成等で回帰することができるというメリットがある。

また、森川 (2017)では、「企業活動基本調査」の個票データから独自にTFPを推計し、別途アンケート調査を行うことで、属性別の労働投入に関するデータを補完したうえで労働者の属性構成とTFPの関係を分析している。同時に平均賃金を被説明変数とした賃金関数も推計した結果、パートタイム労働者及び女性労働者の賃金水準は、生産性への貢献とおおむね釣り合っていることを示した。

しかしながら、TFPは労働と資本で説明できない残差であることから、労働者の属性の質のみではなく、デジタル技術の進展などそのほかの要因がすべて残ってしまっているため、必ずしも属性構成で回帰することで属性ごとの生産性が正しく推計されるとは限らないといった欠点もある。また、TFPはある程度まとまった集団（一国経済や産業、地域別など）で推計されることが多いため、森川 (2017)のように個別の事業所や企業についての分析を行うことは容易ではない。加えて、TFPは前提となるデータや推計方法によって数値が大きく異なるため、どのようにTFPを推計するのかという問題もある。

一方、生産関数の推計によって属性別の労働者の生産性を推計する場合、生産関数における労働投入に、属性の質を考慮した労働投入を当てはめることで、属性別の生産性を推計する。

Hellerstein and Neumark (2007)では、米国の事業所を対象とし、性、人種、学歴、年齢等の属性の質を考慮した形で生産関数を推計している。また別途賃金関数についても推計した結果、女性の生産性は男性よりも低い、賃金格差を十分に説明できず、女性の賃金は割安になっていることや、55歳以上の労働者は生産性に比べて賃金が割高になっていることなどを示した。Vandenberghe (2013)では、ベルギーの企業を対象に、労働投入に属性（年齢、性、就業形態）ごとの生産性変数を入れ付加価値生産関数、賃金関数、ならびにそれらの差（企業利益）を推計することで、女性高年齢労働者の増加は、企業利益を押し下げていることを示した。

日本の研究では、川口・神林・金・権・清水谷・深尾・牧野・横山 (2007)が、製造業の事業所を対象に分析を行っている。2つの統計の個票データをマッチングすることで、事業所レベルのパネルデータを作成し、教育年数、年齢、年齢の二乗に関する生産性プロファイルと、賃金プロファイルをそれぞれ別途推定し、年齢に関し両者の傾きの違いを検証した。その結果、日本においても、生産性と賃金のギャップ（年功賃金）の存在を確認した。また、永沼・西岡 (2014)では、川口他 (2007)の手法を踏襲しつつも、非製造業までデータを拡大して分析している。結果は、川口他 (2007)と同様であり、大企業ほど年功賃金が高いことを示した。また、高年齢労働者の割合が高い大企業などの賃金負担が相対的に大きい企業ほど、賃金上昇が抑制される傾向があることを示した。

国やデータ、分析手法の違いにより必ずしも同じ結果が得られているわけではないものの、TFP を用いて属性別の生産性を分析する場合でも、生産関数の推計により分析する場合でも、年齢が高くなるにつれて生産性は上昇する一方で、ある程度以上の年齢に達すると、逆に生産性は低下することが導かれている。つまり、Feyrer(2007)や川口他(2007)などが示すように、年齢別の生産性は逆U字型の生産性カーブを描く。

一方、生産性と賃金のギャップについての結果は、研究ごとにまちまちではあるものの、川口他(2007)や、永沼・西岡(2014)で示されるように、限られた日本の先行研究においては、高年齢労働者は、生産性に比べて賃金が割高になっているという結果を得ている。しかし、日本の研究では、生産関数と賃金関数を別々に推計したのちに、それぞれにおける年齢の影響を表す変数の大きさを比べることで、生産性と賃金のギャップを確認している。Vandenberghe(2013)のように、年齢別の生産性と賃金のギャップ(利益)を被説明変数に直接的に年齢が利益に与える影響を分析しているものはない³。

そこで本稿では、Vandenberghe(2013)のモデルに基づき、年齢別の生産性と賃金のギャップ(利益)を被説明変数に直接的に年齢が利益に与える影響についても分析する。

3——仮説と本稿の特徴

先述のLazearの理論から考えると、年功賃金や終身雇用が見直される背景には、以下の3つの仮説が考えられる。

第一は、労働者の高齢化である。日本の人口の高齢化に加えて、相次ぐ雇用延長政策により、図3で示すように、40歳代以上の比較的高年齢の男性一般労働者が増加する一方で、30歳代以下の労働者は横ばいないし、減少している⁴。その結果、図4で示すように一般労働者の平均年齢は急激な上昇傾向にある。

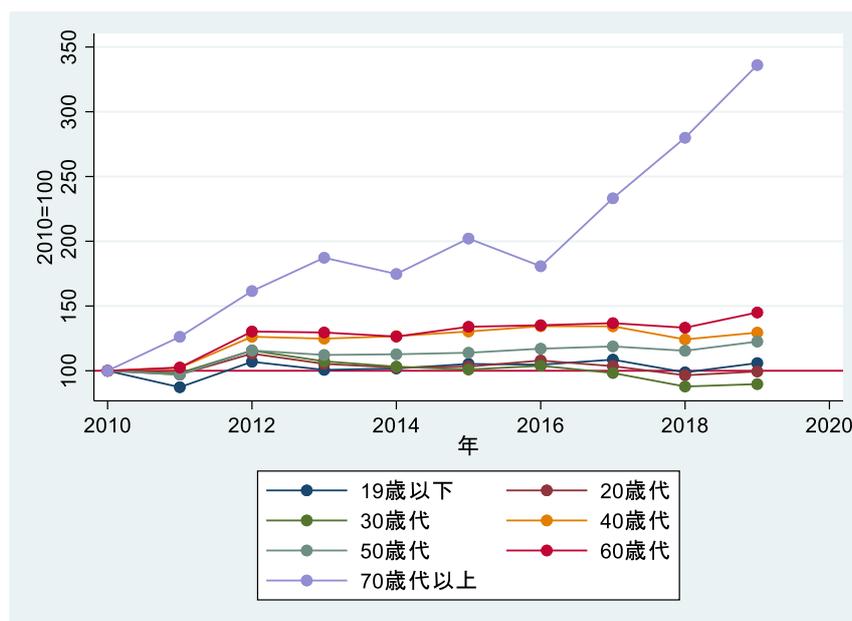
Lazearの理論によると、高年齢者は生産性と比べて賃金が割高になっているため、過大賃金の高年齢労働者の割合が高まることで利益を押し下げている可能性がある。

特に、雇用延長に関しては、60歳までの定年延長に際しては、企業は役職定年制度の導入などにより高年齢者の賃金抑制を行った。65歳までの雇用延長に際しては、非正規での再雇用や、60歳未満の従業員の賃金を抑えることなどにより過大賃金分のコストを抑えた。2021年からは、70歳までの就業確保が努力義務化され、今後一層の労働者の高齢化が想定されるため、企業はさらなる賃金抑制のための対応が迫られており、年功賃金や終身雇用の見直しを検討している可能性がある。

³ Kodama and Odaki(2012)では、生産性および賃金がミンサー型の賃金関数で表されるとの前提の下、それらの差を定義し労働投入変数を作成することで、直接的に生産性と賃金のギャップを推計しているが、細分化された属性ごとの結果を表しており、年功賃金を確認するものではない。また、全体としては、日本においては生産性と賃金のギャップは小さいとの結論を得ている。

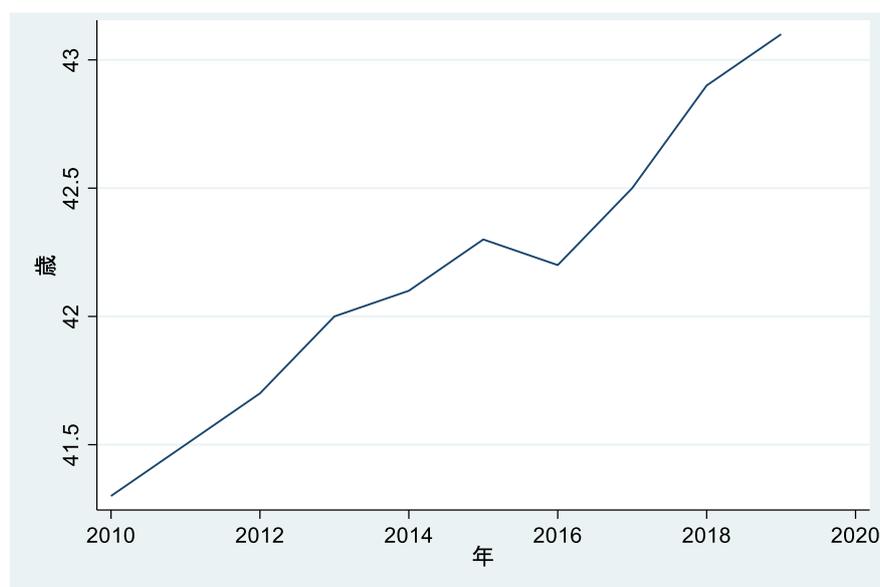
⁴ 一般労働者の定義については、本稿の分析で用いている厚生労働省「賃金構造基本統計調査」による。「短時間労働者」とは、同一事業所の一般の労働者より1日の所定労働時間が短い又は1日の所定労働時間が同じでも1週の所定労働日数が少ない労働者であり、「一般労働者」とは、「短時間労働者」以外の者をいう。

図3：年齢別の一般労働者数



(資料) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より筆者作成

図4：一般労働者の平均年齢



(資料) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より筆者作成

第二は、ビジネス環境の変化のスピードが速まっていることで、将来の生産性の予測が困難になり、増加している高年齢者の生産性が想定していたほど上昇しなかったことが考えられる。かつては経験の蓄積により徐々に生産性の上昇が見込まれ、その予測に基づいて年功賃金を決定することができた。しかし、現在のようにグローバル化が進み、技術進歩、情報の伝達スピードが速く、スキルが陳腐化しやすい環境下においては、将来の生産性を予測することが難しくなっている。また、雇用延長によ

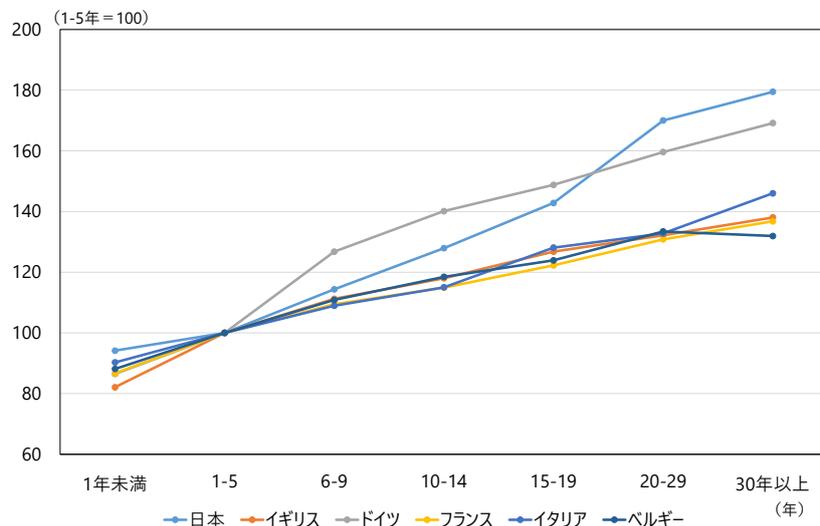
り就業期間が長くなるほど、生産性に合わせた賃金カーブの設定は困難を極めるだろう。

特に、ビジネスにおいて IT スキルが必須となる中、そうした変化に対応できない中高年齢者の生産性は相対的に低下している可能性がある。結果として、一部の中高年齢者の生産性が当初想定していたほど上昇せず、過大賃金のコストが当初の想定を上回っている可能性がある。

第三は、若者の賃金を抑える年功賃金では、需要が高い人材が獲得できないという企業の採用事情である。図5が示すように、日本は、国際的にみて賃金決定要因のうちの年功部分が大きいと考えられるため、入社から定年までの総賃金と同じであれば、外資系企業などと比べて相対的に若者の賃金が見劣ってしまう。そのため、優秀な若者や、IT 人材など特定のスキルを持った労働者を採用しようとしても、年功賃金により若年層の賃金がある程度規定される結果、競争力を持った採用活動ができない可能性がある。

そのためか、最近では、人材確保のために新卒などの若い労働者を対象に賃上げを行っている企業もみられるなど、高年齢者よりも若者がより優先される動きがある。

図5：各国の勤続年数別の賃金カーブ（2014年）



（資料）労働政策研究・研修機構「データブック国際労働比較 2019」より筆者作成

年功賃金、終身雇用が見直される背景として上記3つの仮説が考えられるが、本稿では、第一の仮説である労働者の高齢化によって利益が押し下げられる可能性と、第二の仮説である高年齢労働者の生産性低下を通じて利益が押し下げられる可能性について検証する。

表1に日本の先行研究と比べた本稿の位置づけを記載した。データについては5章で詳しく解説するが、本稿の主な特徴は3つある。

一つ目は、産業別のマクロデータを利用している点である。生産性や賃金を対象とした実証分析は、精緻なデータが必要であるため、本来であれば、事業所や企業といった細かな利益等の財務データと、そこで働く労働者特性のデータを完全に一致させることが前提である。しかし、そうしたマイクロデー

タを取得することは容易ではない。日本の先行研究では、当局協力のもと公的統計の個票データを利用・突合したり、独自に企業へアンケート調査等を行うことでデータの補完をしたりしているものもあるが、そうした独自データを用いることは分析の継続性に欠けるといった欠点もある。だれでも利用可能な公的なマクロデータを用いることは、容易に直近までの最新のデータが利用でき、追加的に新たなデータが公表された場合や、別の手法でも本稿の分析を追加検証することができるというメリットがある。

そこで本稿では、事業所や企業ごとのマイクロデータではなく、産業別のマクロデータを使うことでも、先行研究と同じく、中年齢者で生産性がピークとなる生産性カーブを描けることや、年功賃金の存在を確認する。

二つ目の特徴は、高年齢労働者の割合が高くなると企業利益にマイナスの影響を与えることを検証するために、年齢別の生産性、賃金、ならびにそれらの差である利益を直接的に推計していることである。日本の先行研究である川口他（2007）や、永沼・西岡（2014）においても、年功賃金の存在を確認し、賃金が割高な高年齢労働者が増えると、企業利益を押し下げることが示唆している。しかし、それらは、年齢別の生産性や賃金を生産関数と賃金関数という形で別々に推計したのちに、両者の傾きを比べることにより間接的に年功賃金の存在を確認している。企業利益は売上から費用を引くことで求められるが、費用には人件費以外も含まれるため、単純に年齢別の生産性と賃金を比較することで企業利益にどのような影響を与えるのかということまで結論付けることは難しいと考える。一方、本稿では、年齢別の生産性と賃金を生産関数と賃金関数によりそれぞれ求めると同時に、それらの差である利益を被説明変数とすることで、直接的に労働者の年齢が利益に与える影響についても分析する。

三つ目の特徴は、現在にかけて高年齢者の生産性が低下し、利益を押し下げているという仮説を検証するために、推計期間内において属性別の生産性や賃金、利益が変化していると仮定していることである。先行研究では、特定の属性（例えばパートタイマーや女性など）における賃金が生産性と比べて妥当であるかといった問題意識から研究が行われていることが多いことや、個票データや独自の調査データを用いる場合、期間に限られることなどの制約により、推計期間内において生産性は一定であると仮定することが一般的である。しかし、冒頭述べたように、日本の雇用慣行が変化しつつある中、属性別の生産性を一定であると仮定することは合理的ではないと考える。本稿では、産業別のマクロデータを活用することで、2010年度から2019年度までの比較的長期かつ直近までのパネルデータを構築することができ、上記の分析を可能とする。

表 1：日本の先行研究と本稿の比較

	生産性-賃金格差の推計手法	データ	対象	期間
川口他 (2007)	生産関数と賃金関数を別途推計	賃金構造基本統計調査と工業統計調査の個票データ (事業所レベルのパネルデータ)	製造業	1993～2003年
永沼・西岡 (2014)	生産関数と賃金関数を別途推計	賃金構造基本統計調査と企業活動基本調査の個票データ (企業レベルのパネルデータ)	全産業	1998～2012年
森川 (2017)	TFP を用いた生産性と賃金関数を別途推計	企業活動基本調査の個票データと経済政策と企業経営に関するアンケート調査 (企業レベルのクロスセクションデータ)	全産業	2015年(パートタイム属性のみの分析は2010～2015年)
本稿	生産関数と賃金関数、ならびに両者の差(利益)を推計	賃金構造基本統計調査と法人企業統計調査の産業別マクロデータ (産業レベルのパネルデータ)	全産業	2010～2019年度

4—モデル

本稿では、労働者の質を考慮した形で付加価値生産関数を推計することで、年齢別の生産性、賃金、ならびに利益への影響を直接的に分析する手法を採用する。

モデルは、ベルギーの労働者を対象に、高年齢女性の就業が企業利益にどのような影響を与えるかを分析した Vandenberghe (2013) に基づく。

具体的には、一般的に用いられるコブ・ダグラス型の付加価値生産関数を仮定する。ただし、労働投入は、通常観察される単純なマンアワーや労働者数といったものではなく、属性別の労働者の質を考慮した労働投入量とする。

生産性、賃金、利益のそれぞれの推計式は下記の (1) ～ (3) 式で表される⁵。

・生産性の推計式

$$\ln(Y_{it}/L_{it}) = B + \gamma \ln L_{it} + \beta \ln K_{it} + \sum_k v_k P_{ikt} + \varepsilon_{it}^y \quad (1)$$

・賃金の推計式

$$\ln(W_{it}/L_{it}) = C + \sum_k \tau_k P_{ikt} + \varepsilon_{it}^w \quad (2)$$

⁵ 推計式の導出については巻末を参照。

・利益の推計式

$$Profit_{it} = D + \gamma \ln L_{it} + \beta \ln K_{it} + \sum_k \varphi_k P_{ikt} + \varepsilon_{it}^p \quad (3)$$

ただし、

i : 産業、t : 年、Y : 実質付加価値、L : 労働投入、K : 実質資本投入、 P_k : 属性kの労働投入シェア、
W : 実質賃金、Profit : 利益

労働者の属性を、一般労働者で男女別かつ年齢階級 10 歳ごと (20 歳～69 歳) の 10 区分に短時間労働者を加えた全 11 区分に分け、基準を 30 歳代男性一般労働者とする。なお、短時間労働者については属性別に別個の労働投入とはみなさず、一つの労働投入として扱う。短時間労働者は途中で就業を中断した人が多く、年齢と生産性との関係を直接結びつけることには慎重であるべきだと考えるためである。その他、推計式には、年ダミーをコントロール変数として加え、産業の固定効果を考慮して FE 推定する⁶。

(1) 式の ν_k 、(2) 式の τ_k 、(3) 式の φ_k はそれぞれ属性kの労働投入シェアが変化した場合に労働投入当たりの生産性、労働投入当たりの賃金、利益がどれだけ変化するかを表しており、プラスであれば 30 歳代男性よりも生産性等が高く、マイナスであれば低いと解釈することができる。

先行研究で示されたような中年労働者でピークとなる逆 U 字型の生産性カーブであれば、若年齢層と高年齢層の生産性を表す ν_k がマイナスであると予想される。

また、高年齢者の賃金が生産性と比べて割高である年功賃金が存在するとすれば、高年齢層の利益を表す φ_k がマイナスとなることが予想される。

続いて、推計期間内において、属性ごとの生産性や賃金、利益が変化していることを検証するために、労働投入シェアと推計期間後半 (2015～2019 年度) のみ 1 をとるダミー変数latterdumの交差項を追加する。

生産性、賃金、利益のそれぞれの推計式は下記 (4) ～ (6) である。

・生産性の推計式

$$\ln (Y_{it} / L_{it}) = B + \gamma \ln L_{it} + \beta \ln K_{it} + \sum_k (\psi_k + \omega_k * latterdum) P_{ikt} + \varepsilon_{it}^{yl} \quad (4)$$

・賃金の推計式

$$\ln (W_{it} / L_{it}) = C + \sum_k (\rho_k + \sigma_k * latterdum) P_{ikt} + \varepsilon_{it}^{wl} \quad (5)$$

⁶ Breusch and Pagan 検定を行ったところ、1%有意で帰無仮説が棄却され、変量効果モデルが選ばれた。また、Hausman 検定を行ったところ、1%有意で帰無仮説が棄却され、固定効果モデルが選ばれた。以上の結果から、本稿においては固定効果モデルを選択している。また、近年の生産関数の推定には ACF などの代理変数法が主流となっているが、本稿では後述するように二つの異なるマクロデータを用いているため労働投入の数値と付加価値等の数値が完全に一致しないことから固定効果モデルにより推定を行っている。

・利益の推計式

$$Profit_{it} = D + \gamma \ln L_{it} + \beta \ln K_{it} + \sum_k (\theta_k + \kappa_k * latterdum) P_{ikt} + \varepsilon_{it}^{pl} \quad (6)$$

(4) 式の ψ_k 、(5) 式の ρ_k 、(6) 式の θ_k はそれぞれ期間前半 (2010~2014 年度) における属性 k の労働投入シェアが変化した場合に、労働投入当たりの生産性、労働投入当たりの賃金、利益がどれだけ変化するかを表している。また、(4) 式の ω_k 、(5) 式の σ_k 、(6) 式の κ_k は期間前半から期間後半 (2015~2019 年度) にかけての属性 k の生産性、賃金、利益の変化を表している。

高年齢労働者の生産性が現在にかけて下がっており、また、それにより利益を押し下げているとすれば、高年齢層の生産性の変化を表す ω_k ならびに、利益の変化を表す κ_k はマイナスが予想される。

5—データ

企業活動に伴う数値は、財務省「法人企業統計調査」から、属性別の労働投入量に関する数値は、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」から産業別のデータを取得、算出した。期間は 2010~2019 年度の 10 年間、産業数は 41、サンプルサイズは 396 である。

具体的には、法人企業統計調査から、付加価値額は人件費 (役員給与+役員賞与+従業員給与+従業員賞与+福利厚生費) + 支払利息等+動産・不動産賃借料+租税公課+営業純益、資本投入量はその他の有形固定資産額 (除く、土地、建設仮勘定)、総賃金は人件費 (役員給与+役員賞与+従業員給与+従業員賞与+福利厚生費) として算出した。また、賃金構造基本統計調査から、一般労働者の労働者数は労働者数、マンアワーは労働者数× (所定内実労働時間数+超過実労働時間数) として算出した。短時間労働者のマンアワー (1 日当たり所定内実労働時間数×実労働日数) ならびに労働者数は、一般労働者の産業分類よりも粗い分類でのみデータが取得可能であったことから、短時間労働者の産業分類に合わせて一般労働者との比率を別途算出、利用することで逆算した。

法人企業統計調査と賃金構造基本統計調査は産業分類が異なるが、日本標準産業分類に従ってそれぞれをマッチングさせた。

また、付加価値額、資本ストック、人件費の数値は、内閣府の産業別国内総生産デフレーター、産業別固定資本ストックマトリックス (実質ならびに名目)、家計の最終消費支出デフレーターによりそれぞれ実質化した。

なお、属性別の労働投入量については、実際に働いた時間を表すマンアワーのほか、労働者数についても分析した。賃金構造基本統計調査は、事業所を対象とした調査であることから、サービス残業や裁量労働者の残業時間などが統計に反映されないため、調査結果の数値と実際の労働時間が異なる可能性があることを考慮した。また、企業が追加的な労働投入を考える際には、一人当たりの就業時間 (残業時間) をコントロールすることに加えて、労働者数をコントロールすることも考えられることから、労働者を労働投入とした場合における結果についても有用であると考えられる。

先述したように、データの構築に当たっては、異なる 2 つの産業別のデータをマッチングしたこと

から、労働投入のデータ（賃金構造基本統計調査）と、それ以外のデータ（法人企業統計調査）の対象企業が完全に一致していない点には注意が必要である。法人企業統計調査は資本金により調査対象を決めているのに対して、賃金構造基本統計調査は常用労働者数で調査対象を決めていることに加えて、これら2つの調査は抽出調査であることから、各統計データに含まれる企業は異なる。さらに、産業区分についても完全には一致しておらず、産業別のデータをマッチングさせることによる差異も生じる。

しかしながら、4章で示したモデルでは、属性ごとの生産性、賃金、利益は属性ごとの労働投入シェアの係数により表されるため、各属性の労働投入構成が正確で、かつマッチングによって生じる差異が時点不変的なものであるとすれば、産業の固定効果によりある程度コントロールされるため、各属性の生産性等は推計が可能であると考えられる。

6——分析結果と考察

1 | 全期間での推計結果

(1)、(2)、(3)式により推計した全期間での年齢別の生産性、賃金、利益の結果を表2にまとめた。

表 2 : 全期間での推計結果

労働投入量 被説明変数	マンアワー			労働者数		
	生産性	賃金	利益	生産性	賃金	利益
実質資本ストック(対数)	0.197*** (0.058)		0.083 (0.054)	0.189*** (0.056)		0.075 (0.050)
総労働投入量(対数)	-1.152*** (0.220)		-0.241 (0.232)	-1.180*** (0.246)		-0.269 (0.252)
20歳代男性の労働シェア	-4.146*** (1.415)	-0.120 (0.716)	-3.713** (1.439)	-3.691*** (1.122)	-0.092 (0.845)	-3.419*** (1.157)
40歳代男性の労働シェア	-5.346*** (1.742)	-2.850*** (0.930)	-3.874** (1.817)	-5.243*** (1.757)	-2.910*** (0.935)	-3.749** (1.854)
50歳代男性の労働シェア	-1.872** (0.877)	-1.207 (0.886)	-0.630 (1.003)	-1.973** (0.869)	-1.375 (0.854)	-0.760 (0.982)
60歳代男性の労働シェア	-3.851*** (1.150)	-1.042 (0.956)	-1.798** (0.876)	-5.414*** (1.400)	-0.993 (1.030)	-3.185*** (1.153)
20歳代女性の労働シェア	-5.384** (2.083)	-5.145** (2.538)	-2.115 (1.708)	-5.583** (2.233)	-4.898* (2.723)	-2.172 (1.825)
30歳代女性の労働シェア	-5.218 (3.111)	2.461 (1.836)	-5.680* (2.831)	-5.919* (3.494)	2.365 (2.156)	-6.295* (3.188)
40歳代女性の労働シェア	-4.422 (2.900)	-1.693 (1.781)	-3.259 (2.276)	-3.898 (2.550)	-1.759 (1.962)	-2.389 (1.817)
50歳代女性の労働シェア	-1.068 (1.561)	-3.738** (1.826)	-0.430 (1.392)	-0.843 (1.662)	-3.668* (1.893)	0.019 (1.538)
60歳代女性の労働シェア	-9.264*** (2.908)	-2.653 (2.134)	-5.866* (2.979)	-9.533*** (3.417)	-1.895 (2.197)	-6.326* (3.410)
短時間労働者の労働シェア	-3.211*** (0.776)	-3.780** (1.716)	-2.817*** (0.738)	-3.569*** (0.775)	-3.784*** (1.338)	-2.669*** (0.725)
定数項	18.01*** (4.606)	-1.466** (0.632)	5.627 (4.894)	17.37*** (3.324)	6.285*** (0.671)	4.251 (3.447)
N	396	396	396	396	396	396
産業数	41	41	41	41	41	41
産業固定効果	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
自由度調整済み決定係数	0.483	0.224	0.17	0.482	0.24	0.164

30歳代男性の労働シェアが参照
 ()内にはロバスト標準誤差を表示
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

一般労働者男性のすべての年齢区分における生産性の係数がマイナスとなっていることから、基準である一般労働者 30 歳代男性をピークとする逆 U 字型の生産性カーブを確認することができる。具体的には、労働投入をマンアワーとした結果について、20 歳代男性の労働シェアの係数が▲4.1 となっており、これはマンアワーシェアが 20 歳代男性から基準の 30 歳代男性に 1%ポイント移動した場合、平均生産性が 4.1%上昇することを示唆している。また、同様に、マンアワーシェアが基準の 30 歳代男性から 40 歳代男性、50 歳代男性、60 歳代男性にそれぞれ 1%ポイント移動した場合、平均生産性は▲5.3%、▲1.9%、▲3.9%低下する。

産業別のマクロデータを用いたこの結果は、事業所ならびに企業のミクロデータを用いた川口他(2007)や永沼・西岡(2014)における中高年をピークとする逆 U 字型の生産性カーブの結果と整合的である。

頑健性のチェックのため、労働投入を労働者数に変更した分析についても、労働者数シェアが 20 歳

代男性から 30 歳代男性に 1%ポイント移動すれば、平均生産性は 3.7%上昇し、30 歳代男性から 40 歳代男性、50 歳代男性、60 歳代男性にそれぞれ 1%ポイント移動した場合、平均生産性は▲5.2%、▲2.0%、▲5.4%低下する結果となっており、おおむねマンアワーを労働投入とした場合と同様の結果である。また、後述する賃金、利益の係数についても、労働投入をマンアワーとした場合でも、労働者数とした場合でも結果はほぼ同じであるため、以後、マンアワーを労働投入とした分析結果について解説する。

女性労働者については、出産などの理由により年齢と就業経験年数の関係が必ずしも強いわけではないため、川口他 (2007) と同様、一部の年齢を除き有意な結果は得られていない。また、2019 年の一般女性労働者のマンアワーシェアをみると、20 歳代が 4.5%、30 歳代が 4.4%、40 歳代が 5.9%、50 歳代が 3.9%、60 歳代が 1.2%と、一般労働者男性の 20 歳代 (11.1%)、30 歳代 (16.2%)、40 歳代 (21.0%)、50 歳代 (15.5%)、60 歳代 (5.2%) とくらべて 2 分の 1 から 3 分の 1 以下となっており、生産性や賃金が高いサンプルのみが分析対象となるサンプルバイアスも生じている可能性がある。よって、こちらについても特に言及がない限り一般労働者男性の分析結果についてのみ解説する。

マンアワー当たりの賃金については、20 歳代が▲0.12、40 歳代が▲2.9、50 歳代が▲1.2、60 歳代が▲1.0 とすべての年齢区分においてマイナスであるが、40 歳代以外は有意ではない。

生産性と賃金の差である利益を直接推計した結果については、20 歳代が▲3.7、40 歳代が▲3.9、50 歳代が▲0.6、60 歳代が▲1.8 とすべての年齢区分においてマイナスで、50 歳代以外は有意である。利益についても生産性と同様に 30 歳代がピークとなっていることを示唆する結果である。

以上のことから、全体としては労働者の高齢化は、生産性を押し下げる一方で、賃金の減少にはそれほど繋がらず、生産性と比べて賃金が割高の労働者が増えることにより、利益を押し下げる要因になっていると解釈でき、第一の仮説である労働者の高齢化によって利益が押し下げられることが支持される結果となっている。

一方で、年齢別の生産性の係数の大きさに注目すると、40 歳代が▲5.3、50 歳代が▲1.9、60 歳代が▲3.9 となっており、40 歳代の生産性は 50 歳代や 60 歳代よりも小さくなっている。通常、生産性カーブは線形であると考えられるため、生産性が 30 歳代をピークとすると、40 歳代、50 歳代、60 歳代の順に小さくなるはずである。

Liu and Westelius (2016) などの先行研究においても、必ずしも推計された生産性カーブはきれいな線形にはなっていないものの、40 歳代の生産性が相対的に低くなっているということは、推計期間における 40 歳代の生産性が低くなっている可能性と、50 歳代以上の生産性が高くなっている可能性の 2 つのパターンが考えられる。

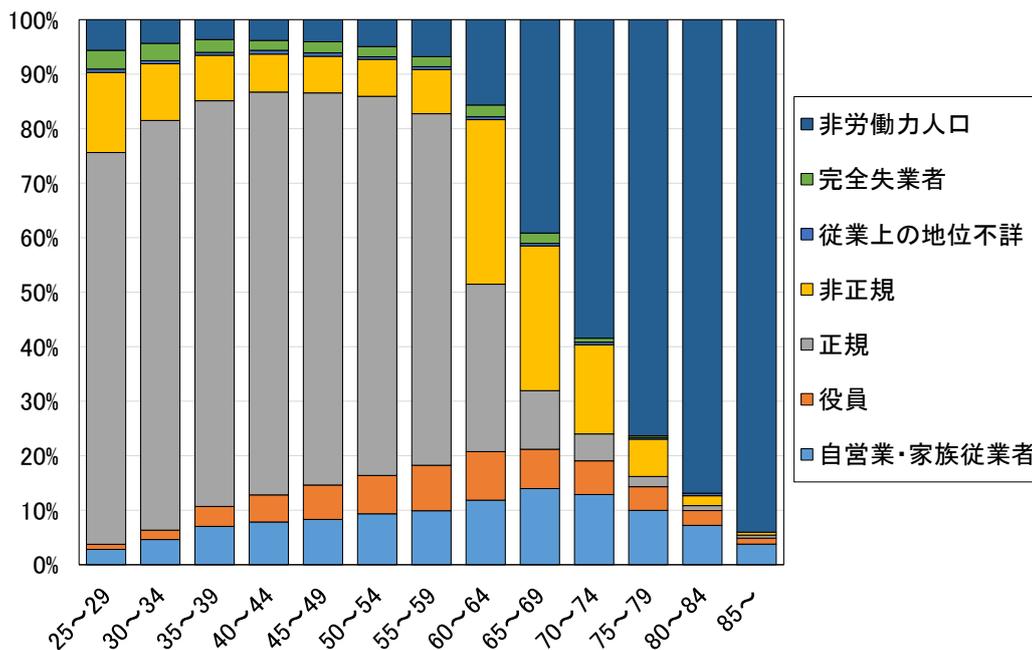
40 歳代の生産性が低くなっている要因としては、現在 40~50 歳前後とされる就職氷河期世代が、バブル崩壊により非正規で雇用された割合が高く、また、正規雇用者についても継続的に十分な社内訓練を受けられなかったことなど、表面上の属性だけではコントロールできない要因が存在する可能性がある。

また、50 歳代以上の生産性が高い理由としては、サンプルバイアスが考えられる。図 6 の男性の年

年齢別の就業形態をみると、今回の分析の主対象である正規雇用労働者の割合は、年齢が上がるにつれて下がっている。特に60歳以上においては、企業は65歳までの雇用確保への対応として7割以上の企業が再雇用を選択しており、非正規への転換が大きく進んでいる。結果として生産性が高い労働者のみが分析対象となり、生産性が過大推計されている可能性がある。賃金関数を推計した川口（2011）では、関数推定の留意点として、日本の賃金構造は定年退職の影響で60歳を境に不連続となるため、この不連続性をモデルに反映させるか、分析サンプルを59歳以下の労働者に限定するなどの対応が必要であると指摘している。生産性についても、雇用形態が変わることで、より生産性の低い職務へ移行したり、同じ職務であっても賃金が引き下げられた結果、職務遂行意欲が減衰したりする可能性がある。

その他、全体の推計結果にかかわることではあるが、就業形態（一般労働者か短時間労働者）や性、年齢別といった属性区分だけではコントロールしきれない属性要因が存在する可能性も考えられる。例えば、永沼・西岡(2014)では、非製造業については、教育年数が生産性にプラスの影響を与えていることを示しているが（製造業についてはマイナス）、本分析では、教育年数という属性を考慮できていない。

図6：男性の就業形態



（資料）総務省「労働力調査」より筆者作成

本稿の興味を中心である年齢による影響とは異なるが、短時間労働者の生産性、賃金の係数がそれぞれ▲3.2、▲3.9であり、利益についても▲2.8とマイナスであることは特筆すべきところである。これは、一般労働者30歳代男性と比べて短時間労働者の生産性は低く、賃金も抑制されていることを示しているが、マンアワーシェアが一般労働者30歳代男性から短時間労働者へ移動した場合、生産性

と賃金のギャップである利益を押し下げる結果となっている。

短時間労働者（パートタイマー）は、生産性に比べて賃金が割安であるとの指摘も多い。実際、政府は、非正規雇用労働者は正規雇用労働者と比べて賃金が割安である場合があるとの前提に基づき、同一賃金同一労働により非正規雇用労働者の待遇改善に取り組んでいる。

しかし、今回の産業別マクロデータを用いた推計結果では、短時間労働者の利益の係数がマイナスになっており、少なくとも一般労働者 30 歳代男性と比べて短時間労働者の賃金は割高となっている。30 歳代男性の賃金が生産性と比べて著しく割安である可能性があることや、ミクロレベルでは賃金が過少な労働者がいる可能性は否定できないため、この結果をもって短時間労働者の賃金が割安ではないと結論付けることはできないものの、特徴的な結果と言えるだろう。

2 | ダミー変数を入れた推計結果

期間前半（2010～2014 年度）から期間後半（2015～2019 年度）にかけての各属性における生産性、賃金、利益の変化を表す、労働投入シェアと期間後半のみ 1 をとるダミー変数との交差項を入れた（4）、（5）、（6）式の結果を表 3 としてまとめた。それぞれの年齢区分における労働投入シェアの係数は、期間前半の生産性、賃金、利益を表しており、労働投入シェアとダミー変数の交差項の係数は、期間前半から期間後半にかけてのそれぞれの変化を表している。

表3：ダミー変数を入れた推計結果

労働投入量 被説明変数	マンアワー			労働者数		
	生産性	賃金	利益	生産性	賃金	利益
実質資本ストック(対数)	0.173*** (0.050)		0.058 (0.052)	0.168*** (0.052)		0.059 (0.051)
総労働投入量(対数)	-1.176*** (0.206)		-0.270 (0.229)	-1.206*** (0.225)		-0.298 (0.248)
20歳代男性の労働シェア	-4.754*** (1.624)	-1.266 (1.280)	-3.471* (1.787)	-4.637*** (1.393)	-1.420 (1.387)	-3.316** (1.377)
40歳代男性の労働シェア	-8.396*** (2.451)	-3.189** (1.260)	-6.619** (2.633)	-8.278*** (2.292)	-3.174** (1.282)	-6.572** (2.549)
50歳代男性の労働シェア	-1.307 (1.160)	-1.572 (1.380)	-0.256 (1.068)	-1.568 (1.213)	-2.091 (1.439)	-0.359 (1.088)
60歳代男性の労働シェア	-5.059*** (1.174)	-2.266** (0.968)	-2.238** (1.031)	-6.364*** (1.356)	-2.345** (1.021)	-3.330** (1.422)
20歳代女性の労働シェア	-6.404*** (1.984)	-7.001** (2.768)	-2.560 (2.142)	-6.689*** (2.242)	-7.068** (3.024)	-2.657 (2.475)
30歳代女性の労働シェア	-5.181 (3.801)	4.587* (2.496)	-6.761* (3.483)	-5.413 (3.773)	4.774 (2.876)	-7.178** (3.285)
40歳代女性の労働シェア	-3.099 (2.214)	-2.970 (2.120)	-1.493 (1.759)	-2.019 (2.290)	-3.139 (2.208)	0.161 (1.772)
50歳代女性の労働シェア	-4.061* (2.382)	-3.535* (1.858)	-2.765 (2.336)	-3.944* (2.214)	-3.245 (1.999)	-2.929 (2.187)
60歳代女性の労働シェア	-9.330*** (2.585)	-1.344 (2.882)	-6.761** (2.584)	-9.349*** (2.971)	-1.239 (3.206)	-6.718** (3.016)
短時間労働者の労働シェア	-4.173*** (1.173)	-4.686*** (1.661)	-2.977** (1.452)	-4.253*** (1.187)	-4.517*** (1.471)	-2.727** (1.352)
20歳代男性の労働シェアダミー	2.314** (1.028)	1.134* (0.638)	0.838 (1.307)	2.650** (1.080)	0.966 (0.627)	1.066 (1.385)
30歳代男性の労働シェアダミー	-2.431* (1.354)	-1.218 (0.728)	-1.135 (1.589)	-2.798* (1.451)	-1.210 (0.750)	-1.401 (1.665)
40歳代男性の労働シェアダミー	4.309*** (1.424)	0.765 (0.748)	3.745** (1.390)	4.552*** (1.593)	0.585 (0.755)	4.143** (1.563)
50歳代男性の労働シェアダミー	-4.925** (2.079)	-0.307 (0.744)	-4.016* (2.097)	-4.985** (2.213)	0.052 (0.715)	-4.316* (2.307)
60歳代男性の労働シェアダミー	2.241 (2.160)	0.557 (0.639)	1.271 (2.196)	1.949 (2.094)	0.323 (0.632)	1.153 (2.167)
20歳代女性の労働シェアダミー	1.136 (0.964)	4.456*** (1.615)	-0.884 (1.172)	1.962 (1.484)	4.931*** (1.782)	-0.383 (1.618)
30歳代女性の労働シェアダミー	0.235 (1.982)	-6.553** (2.476)	2.732 (1.758)	-0.543 (1.966)	-7.138*** (2.586)	2.428 (1.806)
40歳代女性の労働シェアダミー	-4.286 (2.673)	2.617 (2.940)	-4.776* (2.717)	-4.558 (2.872)	2.687 (2.696)	-6.085** (2.825)
50歳代女性の労働シェアダミー	8.383** (3.818)	1.077 (2.769)	6.214 (4.128)	9.318** (4.441)	1.233 (2.548)	8.264* (4.601)
60歳代女性の労働シェアダミー	-9.666* (5.081)	-3.359 (2.161)	-5.546 (5.192)	-10.89* (5.687)	-3.385 (2.388)	-7.578 (5.774)
短時間労働者の労働シェアダミ	0.093 (0.140)	0.020 (0.138)	0.065 (0.114)	0.030 (0.091)	0.001 (0.094)	0.020 (0.069)
定数項	19.58*** (4.679)	-1.044 (0.883)	7.098 (5.285)	18.72*** (3.305)	6.777*** (0.966)	5.299 (3.719)
N	396	396	396	396	396	396
産業数	41	41	41	41	41	41
産業固定効果	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
自由度調整済み決定係数	0.532	0.257	0.222	0.535	0.269	0.229

30歳代男性の労働シェアが参照

()内にはロバスト標準誤差を表示

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

期間前半の生産性、賃金、利益を表す一般労働者男性の労働投入シェアの各係数は、全期間での推計とおおむね同様に、生産性、利益については30歳代をピークとする逆U字型のカーブが確認できる。具体的には、男性の生産性を表す係数は、20歳代が▲4.8、40歳代が▲8.4、50歳代が▲1.3、60歳代が▲5.1（ただし、50歳代は有意ではない）と、すべての年齢区分でマイナスの結果となっている。利益の係数についても、20歳代が▲3.5、40歳代が▲6.6、50歳代が▲0.3、60歳代が▲2.2（ただし、50歳代は有意ではない）と、すべての年齢区分でマイナスの結果となっている。

期間前半から期間後半にかけての生産性の変化を表す、労働投入シェアとダミー変数の交差項の係数は、20歳代と40歳代がそれぞれ2.3と4.3でプラスである一方、30歳代と50歳代がそれぞれ▲2.4と▲4.9でマイナスである。各係数の絶対値は20歳代よりも30歳代、40歳代よりも50歳代の方が大きく、期間後半にかけて、より高齢者の生産性が大きく落ちている結果となっている。

賃金の変化については、20歳代が1.1と上昇しているものの、そのほかの年齢では、有意な結果は得られていない。

生産性と賃金のギャップである利益の変化については、40歳代で3.7と上昇している一方で、50歳代は▲4.0と40歳代の上昇分以上に低下している。

全体としてみれば、期間前半から期間後半にかけて、より高齢労働者の生産性が低下することで、利益を押し下げる結果となっており、おおむね第二の仮説である高齢労働者の生産性低下を通じて利益が押し下げられることが支持された。

生産性は、経験の蓄積により上昇する一方で、加齢による体力や気力の衰えにより低下する結果、中年齢をピークとする生産性カーブが描かれる。しかし、グローバル化が進み、情報の伝達スピードが速くなる中、スキルは陳腐化しやすい環境になっており、経験の蓄積によりこれまでと同程度の生産性の上昇が達成困難になっていると考えられる。特に、ITスキル等の新しいスキルの習得が生産性の維持に重要であるが、そうした変化に対応できない高齢者の生産性はかつてと比べて相対的に低下している可能性がある。

全期間での推計結果と合わせると、労働者の高齢化により賃金が生産性と比べて割高な高齢労働者の割合が増えることで企業の利益を押し下げることに加えて、近年ではより高齢の労働者の生産性が下がっていることが、さらなる利益の押し下げ要因となっている可能性があると解釈できる。

一方、個別の年齢区分における生産性の変化は、全期間での推計結果同様、線形とはなっていない。

特に、期間前半での生産性が高い30歳代は、期間後半にかけて生産性が低下（▲2.4）している一方で、期間前半での生産性が低い40歳代（▲8.4）では、期間後半にかけて生産性が上昇（4.3）している。また、期間前半で比較的生产性が高い50歳代（▲1.3）では、後半にかけて低下（▲4.9）し、期間前半の生産性が低い60歳代（▲9.3）では期間後半にかけて生産性が上昇（2.2）している。

これらのことから、年齢といった目に見える属性だけではなく、特定の要因として観察が難しいコーホートの影響が指摘できるだろう。つまり、経済社会情勢等により生まれた年代がある程度生産性の水準に影響を与えており、5年ずらした期間後半では、生産性が高い一部の30歳代が40歳代にな

ることで40歳代の生産性が上昇し、生産性が低い一部の40歳代が50歳代になることで、50歳代の生産性が低下する。また、生産性の高い50歳代が60歳代になることで生産性が上昇したと考えることもできる。

また、第三の仮説で述べたように、近年では、少子高齢化が進み若年層の人数が減る中、優秀な人材を獲得するために、各企業が賃上げに動いている。その結果、マンアワーを労働投入とした20歳代の男女の賃金の変化（労働投入シェアとダミー変数の交差項の係数）はそれぞれ1.1と4.5と、両者ともにプラスの結果となっている。

7—まとめ

本稿では、日本の伝統的な雇用慣行である終身雇用、年功賃金が近年見直されつつある背景について、年齢別の生産性と賃金、ならびに利益を推計することにより分析を行った。日本の先行研究では、年齢別の生産性と賃金を別々に推計し、それらを比較することで年功賃金の存在を確認しているが、本稿では、生産性と賃金のギャップを定義することで、年齢別の利益についても直接推計した。

その結果、産業別のマクロデータを用いた本分析は、事業所や企業別のマイクロデータを用いた先行研究同様、生産性が中年齢でピークとなる逆U字型のカーブであることを確認し、同時に直接的に利益についても推計することで、第一の仮説である労働者の高齢化によって利益が押し下げられることが支持される結果を示した。これは、高年齢者は相対的に賃金が割高になっているというLazearの理論を支持する内容である。

また、第二の仮説である高年齢労働者の生産性低下を通じて利益が押し下げられるということが支持され、産業構造の複雑化や、デジタル化の進展などにより、現在にかけてより高年齢層の生産性が低下していることが、さらに企業利益を押し下げる要因となっている可能性があることを示した。

以上の2点により、企業は従来の年功賃金、終身雇用の見直しに踏み切らざるを得ない状況である可能性があり、また、今後の労働者の高齢化により、この傾向が加速する可能性があるとの結論を得た。

政策的観点からは、いかに高年齢労働者の生産性の低下を止め、さらには上昇に転じさせるかが重要であると言える。人口の高齢化は止めることはできないため、今後も賃金が割高の高年齢労働者の割合は高くなっていく。また、生産年齢人口が減少する中、日本全体の労働力確保のため今後も定年延長等により高年齢者の労働参加を促すことが求められる。相対的に生産性が低いそれらの層の生産性を向上させるために、人的資本投資の拡大などの対策が欠かせない。

Appendix

表4：法人企業統計調査と賃金構造基本統計調査の産業対応表

法人企業統計調査	賃金構造基本統計調査
鉱業、採石業、砂利採取業	鉱業、採石業、砂利採取業
建設業	建設業
食料品製造業	食料品製造業
繊維工業	繊維工業
木材・木製品製造業	木材・木製品製造業(家具を除く)
パルプ・紙・紙加工品製造業	パルプ・紙・紙加工品製造業
印刷・同関連業	印刷・同関連業
化学工業	化学工業
石油製品・石炭製品製造業	石油製品・石炭製品製造業
窯業・土石製品製造業	窯業・土石製品製造業
鉄鋼業	鉄鋼業
非鉄金属製造業	非鉄金属製造業
金属製品製造業	金属製品製造業
生産用機械器具製造業	生産用機械器具製造業
電気機械器具製造業	電気機械器具製造業
業務用機械器具製造業	業務用機械器具製造業
その他の製造業	その他の製造業
卸売業	卸売業
小売業	小売業
不動産業	不動産取引業,不動産賃貸業・管理業
陸運業	鉄道業,道路旅客運送業,道路貨物運送業
水運業	水運業
その他の運輸業	航空運輸業,倉庫業,運輸に附帯するサービス業,郵便業(信書便事業を含む)
電気業	電気業
ガス・熱供給・水道業	電気・ガス・熱供給・水道業
広告業	広告業
宿泊業	宿泊業
生活関連サービス業	洗濯・理容・美容・浴場業,その他の生活関連サービス業
娯楽業	娯楽業
情報通信業	情報通信業
その他のサービス業	郵便局,廃棄物処理業,自動車整備業,機械等修理業(別掲を除く),その他の事業サービス業,その他のサービス業
情報通信機械器具製造業	情報通信機械器具製造業
輸送用機械器具製造業(集約)	輸送用機械器具製造業
飲食サービス業	飲食店,持ち帰り・配達飲食サービス業
物品賃貸業(集約)	物品賃貸業
医療、福祉業	医療,福祉
教育、学習支援業	教育,学習支援業
はん用機械器具製造業	はん用機械器具製造業
その他の学術研究、専門・技術サービス業	学術・開発研究機関,専門サービス業(他に分類されないもの),技術サービス業(他に分類されないもの)
職業紹介・労働者派遣業	職業紹介・労働者派遣業
学術研究、専門・技術サービス業(集約)	学術研究,専門・技術サービス業

表5：基本統計量 期間：2010～2019年度

	平均	標準偏差	中央値	最大値	最小値
マンアワー当たり生産性(万円)	1.01	1.00	0.65	6.59	0.04
労働者当たり生産性(万円)	1996.95	2025.37	1281.81	13760.45	68.54
マンアワー当たり賃金(万円)	0.59	0.43	0.46	2.45	0.03
労働者当たり賃金(万円)	1157.16	864.88	924.12	5015.04	60.49
利益	0.43	0.30	0.34	1.95	▲ 0.92
資本ストック(兆円)	23.20	29.10	11.90	181.00	1.24
マンアワー(億時間)	12.30	15.20	6.74	89.10	0.18
労働者数(万人)	65.56	84.53	36.37	503.03	0.86
短時間労働比率(マンアワー、%)	11.13	10.76	6.86	49.92	1.37
20歳代男性比率(マンアワー、%)	11.52	3.60	11.20	21.03	4.82
30歳代男性比率(マンアワー、%)	17.51	4.70	17.81	30.55	6.15
40歳代男性比率(マンアワー、%)	18.76	5.61	20.16	30.51	4.55
50歳代男性比率(マンアワー、%)	14.23	5.19	14.67	32.88	3.11
60歳代男性比率(マンアワー、%)	5.29	2.81	4.76	14.63	0.67
20歳代女性比率(マンアワー、%)	5.44	3.41	4.72	17.69	0.64
30歳代女性比率(マンアワー、%)	5.26	2.75	4.99	16.05	1.14
40歳代女性比率(マンアワー、%)	5.47	2.50	5.18	15.62	0.60
50歳代女性比率(マンアワー、%)	3.98	2.57	3.37	13.55	0.28
60歳代女性比率(マンアワー、%)	1.40	1.31	0.99	8.17	0.00
短時間労働比率(就業者数、%)	17.91	16.30	10.94	72.42	2.32
20歳代男性比率(就業者数、%)	10.31	3.73	10.19	20.65	2.97
30歳代男性比率(就業者数、%)	15.71	5.03	16.40	28.18	3.20
40歳代男性比率(就業者数、%)	17.37	6.10	19.25	30.29	3.82
50歳代男性比率(就業者数、%)	13.60	5.60	14.33	33.46	2.64
60歳代男性比率(就業者数、%)	5.14	2.87	4.72	14.15	0.71
20歳代女性比率(就業者数、%)	4.84	2.84	4.15	15.62	0.63
30歳代女性比率(就業者数、%)	4.89	2.48	4.68	14.42	1.10
40歳代女性比率(就業者数、%)	5.16	2.31	4.90	13.67	1.20
50歳代女性比率(就業者数、%)	3.74	2.41	3.16	13.08	0.60
60歳代女性比率(就業者数、%)	1.32	1.25	1.01	7.97	0.05

表6：各属性のマンアワーシェア（中央値）

year	短時間 労働者	男性一般労働者					女性一般労働者				
		20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代	20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代
2010	6.42%	11.78%	21.40%	18.87%	14.54%	3.84%	5.18%	5.50%	3.96%	3.33%	0.91%
2011	7.14%	11.34%	20.56%	19.11%	14.11%	4.11%	4.73%	5.63%	4.65%	3.17%	0.82%
2012	6.59%	11.45%	19.73%	18.97%	14.23%	4.82%	5.00%	5.23%	4.51%	3.06%	1.02%
2013	6.68%	11.34%	19.48%	20.70%	14.07%	4.47%	4.90%	5.38%	4.92%	3.23%	0.99%
2014	7.08%	11.34%	18.31%	20.47%	14.48%	4.35%	4.55%	4.87%	5.25%	3.33%	0.98%
2015	7.20%	10.79%	17.30%	21.24%	14.68%	5.14%	4.34%	4.76%	5.37%	3.21%	0.99%
2016	6.86%	11.05%	17.19%	21.29%	14.57%	4.82%	4.97%	4.90%	5.81%	3.24%	1.12%
2017	6.46%	10.60%	16.39%	21.54%	14.94%	4.89%	4.62%	5.00%	5.87%	3.58%	1.22%
2018	6.38%	10.82%	15.58%	20.77%	15.48%	5.00%	4.81%	4.35%	5.83%	3.91%	0.95%
2019	6.57%	11.13%	16.20%	20.97%	15.53%	5.17%	4.46%	4.42%	5.87%	3.94%	1.15%

表7：各属性の労働者数シェア（中央値）

year	短時間労働者	男性一般労働者					女性一般労働者				
		20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代	20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代
2010	10.02%	10.67%	19.66%	17.88%	14.37%	3.88%	4.46%	5.37%	3.95%	3.12%	0.90%
2011	11.03%	10.19%	19.13%	17.84%	14.04%	4.21%	4.40%	5.36%	4.29%	2.96%	0.72%
2012	10.12%	10.50%	18.39%	18.19%	13.95%	4.87%	4.47%	5.11%	4.37%	2.92%	1.02%
2013	10.25%	10.36%	17.70%	19.61%	13.85%	4.59%	4.16%	4.79%	4.86%	2.89%	0.99%
2014	11.10%	10.43%	16.57%	19.38%	14.08%	4.40%	3.93%	4.67%	4.93%	3.05%	1.02%
2015	11.29%	9.75%	16.35%	20.01%	14.42%	4.90%	4.02%	4.63%	5.15%	2.92%	1.01%
2016	10.94%	10.09%	15.61%	19.77%	13.95%	4.84%	4.23%	4.63%	5.36%	3.09%	1.12%
2017	10.53%	9.81%	15.32%	20.35%	14.34%	4.86%	3.73%	4.51%	5.64%	3.45%	1.24%
2018	10.40%	9.90%	14.04%	19.56%	14.86%	5.04%	4.08%	4.30%	5.42%	3.79%	0.95%
2019	10.80%	10.11%	14.85%	19.69%	15.07%	5.29%	3.98%	4.15%	5.41%	3.81%	1.18%

・推計式の導出

Y_{it} を*i*産業*t*年における付加価値額、 K_{it} を*i*産業*t*年における資本投入量、 QL_{it} を*i*産業*t*年における属性別の生産性を考慮した労働投入量、 A を全要素生産性とする、付加価値生産関数は（1）式で表される。

$$\ln Y_{it} = \ln A + \beta \ln K_{it} + \alpha \ln QL_{it} \tag{1}$$

属性の質を考慮した労働投入量 QL_{it} は、*i*産業における属性*k*の生産性を表す変数 μ_{ik} と、*i*産業*k*属性*t*年における労働投入量 L_{ikt} の積を足し上げることで表される。また、産業*i*、属性0における労働の生産性を表す変数 μ_{i0} を基準とすると、（2）式となる。

$$QL_{it} = \sum_k \mu_{ik} L_{ikt} = \mu_{i0} L_{it} + \sum_k (\mu_{ik} - \mu_{i0}) L_{ikt} \tag{2}$$

ここで、各属性が付加価値に与える影響を産業間で一定であると仮定し、属性0に対する属性*k*の相対的な生産性を $\lambda_k = \mu_k / \mu_0$ 、*i*産業*t*年における全労働投入量における属性*k*の労働投入シェアを $P_{ikt} = L_{ikt} / L_{it}$ とすると、（2）式は（3）式に変形でき、両辺に自然対数をとると（4）式となる。

$$QL_{it} = \mu_0 L_{it} (1 + \sum_k (\lambda_k - 1) P_{ikt}) \tag{3}$$

$$\ln QL_{it} = \ln \mu_0 + \ln L_{it} + \ln (1 + \sum_k (\lambda_k - 1) P_{ikt}) \tag{4}$$

また、相対的な生産性 λ_k は1とは大きく異ならないと考えられ、また、属性*k*における労働投入シェア P_{ikt} は小さいことから、マクローリン展開による $\ln(1+x) \approx x$ の近似を利用すると、（5）式に変形できる。

$$\ln QL_{it} \approx \ln \mu_0 + \ln L_{it} + \sum_k (\lambda_k - 1) P_{ikt} \tag{5}$$

（5）式を（1）式に代入すると、労働の質を考慮した付加価値生産関数は（6）式で表され、 $\ln A + \alpha \ln \mu_0 = B$ 、 $\alpha(\lambda_k - 1) = \nu_k$ 、 $\alpha - 1 = \gamma$ とすると、労働投入量当たりの付加価値生産関数は（7）式に

まとめられる。

$$\ln Y_{it} = \ln A + \alpha(\ln \mu_0 + \ln L_{it} + \sum_k (\lambda_k - 1)P_{ikt}) + \beta \ln K_{it} \quad (6)$$

$$\ln (Y_{it}/L_{it}) = B + \gamma \ln L_{it} + \sum_k \nu_k P_{ikt} + \beta \ln K_{it} \quad (7)$$

同様のアプローチにより、賃金の推計式についても導出する。

産業間で労働者の属性が賃金に与える影響を一定であると仮定すると、 i 産業 t 年における総賃金 W_{it} は、属性 k における労働投入当たりの賃金 π_k と労働投入量 L_{ikt} の積を足し上げることで表される。また、産業 i 、属性 0 における賃金 π_0 を基準とすると、(8)式で表される。

$$W_{it} = \sum_k \pi_k L_{ikt} = \pi_0 L_{it} + \sum_k (\pi_k - \pi_0) L_{ikt} \quad (8)$$

ここで、属性 0 に対する属性 k の相対的な賃金を $\eta_k = \pi_k/\pi_0$ 、とすると、(8)式は(9)式になる。また、両辺に自然対数を取り、マクローリン展開による近似を用いることで、(9)式は(10)式に、そして(11)式に変形できる。

$$W_{it} = \pi_0 L_{it} (1 + \sum_k (\eta_k - 1)P_{ikt}) \quad (9)$$

$$\ln W_{it} = \ln \pi_0 + \ln L_{it} + \ln (1 + \sum_k (\eta_k - 1)P_{ikt}) \quad (10)$$

$$\ln W_{it} \approx \ln \pi_0 + \ln L_{it} + \sum_k (\eta_k - 1)P_{ikt} \quad (11)$$

$\ln \pi_0 = C$ 、 $\eta_k - 1 = \tau_k$ とすると、労働投入量当たりの賃金は、(12)式にまとめられる。

$$\ln (W_{it}/L_{it}) = C + \sum_k \tau_k P_{ikt} \quad (12)$$

さらに、(7)式の労働投入量当たりの付加価値から、(12)式の労働投入量当たりの賃金の差を計算することにより、 i 産業 t 年における利益 $Profit_{it}$ を定義することができる。

$$\begin{aligned} Profit_{it} &= \ln (Y_{it}/L_{it}) - \ln (W_{it}/L_{it}) = \ln (1 + (Y_{it} - W_{it})/W_{it}) \\ &\approx (Y_{it} - W_{it})/W_{it} \\ &= B + \gamma \ln L_{it} + \sum_k \nu_k P_{ikt} + \beta \ln K_{it} - C - \sum_k \tau_k P_{ikt} \\ &= D + \gamma \ln L_{it} + \beta \ln K_{it} + \sum_k \varphi_k P_{ikt} \end{aligned} \quad (13)$$

ただし、 $D = B - C$ 、 $\varphi_k = \nu_k - \tau_k$ 。

参考文献

Akerberg, Daniel A., Caves, Kevin., and Frazer, Garth. (2015), “Identification Properties of Recent Production Function Estimators,” *Econometrica*, Volume83, Issue6, Pages 2411-2451

Feyrer, James. (2007),” Aggregate Evidence on the Link Between Age Structure and Productivity” , *Population and Development Review* Vol. 34, Population Aging, Human Capital Accumulation, and Productivity Growth (2008), pp. 78-99 (22 pages)

Hellerstein, Judith K. and Neumark, David. (2007),” Production Function and Wage Equation Estimation with Heterogeneous Labor: Evidence from a New Matched Employer-Employee Data Set” , *Hard-to-Measure Goods and Services: Essays in Honor of Zvi Griliches* ,University of Chicago Press, pp31-71

Kodama, Naomi. and Odaki, Kazuhiko. (2012), “A New Approach to Measuring the Gap between Marginal Productivity and Wages of Workers” , *RIETI Discussion Paper*, 12-E-028.

Lazear, Edward P. (1979), “Why Is There Mandatory Retirement?” , *The Journal of Political Economy*, Vol.87, No.6, pp.1261-1284.

Levinsohn, James. and Petrin, Amil. (2003), “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables” , *The Review of Economic Studies* Vol. 70, No. 2 (Apr., 2003), pp. 317-341

Liu, Yihan. and Westelius, Niklas. (2016),” The Impact of Demographics on Productivity and Inflation in Japan” , *IMF Working Paper*, December 2016

Olley, G. Steven and Pakes, Ariel. (1996), “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry” , *Econometrica*, 1996, vol. 64, issue 6, 1263-97

Vandenbergh, V. (2013),” Are firms willing to employ a greying and feminizing workforce?” , *Labour Economics* Volume 22, June 2013, Pages 30-46

乾 友彦, 金 榮懋, 権 赫旭, 深尾 京司(2011),” 生産性動学と日本の経済成長：『法人企業統計調査』個票データによる実証分析” , *RIETI Discussion Paper Series* 11-J-042

川口 大司, 神林 龍, 金 榮愨, 権 赫旭, 清水谷 諭, 深尾 京司, 牧野 達治, 横山 泉(2007)” 年功賃金は生産性と乖離しているか—工業統計調査・賃金構造基本調査個票データによる実証分析”, 経済研究 58(1), 61-90, 2007-01

川口 大司(2011),” ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用”, RIETI Discussion Paper Series 11-J-026

菊地 雄太, 今井 晋, 鈴木 広人(2021),” 近年の生産関数推定法の概観”, 国立大学法人 東京大学社会科学研究所 社会科学研究, 2021 年 72 卷 2 号 p. 69-89

永沼早央梨, 西岡慎一(2014)” わが国における賃金変動の背景: 年功賃金と労働者の高齢化の影響”, 日本銀行ワーキングペーパーNo. 14-J-9

森川 正之(2017)” 労働力の質と生産性—賃金ギャップ—パートタイム労働者の賃金は生産性に見合っているか?—”, RIETI Discussion Paper Series 17-J-008

(お願い) 本誌記載のデータは各種の情報源から入手・加工したものであり、その正確性と安全性を保証するものではありません。また、本誌は情報提供が目的であり、記載の意見や予測は、いかなる契約の締結や解約を勧誘するものではありません。