

『賃金構造基本統計調査』、『就業構造基本調査』を利用した  
労働投入計測の精緻化

牧野達治（一橋大学経済研究所）  
高橋陽子（労働政策研究・研修機構）

【要旨】

TFP（全要素生産性）の計測には、就業者数や総労働時間ではなく労働投入指数を用いることが標準的だが、国民経済計算（SNA）には労働投入指数が掲載されていない。そこで本稿では、SNA ベースで利用可能な労働投入指数を『賃金構造基本統計調査』や『就業構造基本調査』の個票を積極的に利用して計測した。労働投入指数を計測するには、労働者を労働サービスの質の違いに基づいて適切な属性グループに分割する必要がある。ここでは Bosler et al. (2016)の方法に準拠し、日本における労働の質指数を計測する上で最も適した属性分類を探索した。ここで決定した「最適区分」の他、5つの属性区分を設定し、各ケースの労働投入指数を推計すると、2018年では約6.5%ポイントの幅が存在することがわかった。この幅を就業者数で換算すると、最小のケースと最大のケースでは約420万人の差が生じていることになる。

属性の区切り方によって幅が生じる労働投入指数を使って労働生産性や TFP を計測すれば、当然ながらそれらの値にも幅が生じる。1994-2018年の労働生産性は、SNA（総労働時間）ベースでは1.30倍上昇したが、「最適区分」では1.16倍と、より低い上昇にとどまることがわかった。同様に、TFPについても区分によって0.29~0.45と大きな幅が生じる。労働投入の測り方次第で、労働生産性や TFP の計測結果に大きな幅が生じることから、生産性に関して議論する際には、適切な区分による労働投入指数を用いることが重要である。

---

本論文は、執筆者個人の責任で発表するものであり、独立行政法人労働政策研究・研修機構としての見解を示すものではない。本論文の作成に当たり、厚生労働省から「賃金構造基本統計調査」、総務省統計局から「就業構造基本調査」の個票データの提供を受けた。

## 目次

1.	はじめに .....	3
2.	労働投入指数と属性グループ .....	4
3.	Bosler et al.による適切な属性グループの決定方法 .....	6
4.	賃構・就調個票データによる属性区分選択 .....	8
4.1	男性・一般労働者の属性区分選択 .....	10
4.2	選択された「最適区分」は女性・一般労働者にとっても適切といえるか? .....	13
4.3	短時間労働者に対する「最適区分」の適用 .....	15
4.4	自営業主について .....	17
4.5	年齢か勤続か? .....	18
5.	労働投入・質指数の計測 .....	20
5.1	労働の質指数の定式化 .....	20
5.2	労働の質指数の計測結果 .....	21
6.	労働生産性・TFPの計測 .....	28
6.1	労働生産性の計測結果 .....	29
6.2	TFPの計測結果 .....	30
7.	まとめ .....	32
補論	労働投入・質指数計測のためのデータセット整備 .....	35

## 1. はじめに

労働経済白書等で日本の生産性が低いことが指摘されて久しいが、実は生産性を正確に測ることは難しい。まず生産性には、労働生産性と全要素生産性（いわゆる TFP）があり、特に労働生産性については分母である労働投入に何をを用いるかによって、その大きさは大きく異なる。最も簡易に計測できる労働生産性指標は、国民経済計算（内閣府、以下 JSNA とする）の GDP を就業者数で除した値である。しかし、分母を就業者数とすれば、フルタイム雇用者、パートタイム雇用者、自営業主、家族従業者が、全て同質の労働者として扱われる。従業上の地位等による労働時間の違いが考慮されないため、分母は過大に推計され、労働生産性が実態よりも低く評価される傾向がある。したがって、労働生産性の分母には総労働時間（属性別就業者数×属性別一人当たり労働時間の総計）を利用することが望ましい<sup>1</sup>。

労働生産性ではなく TFP を計測する場合には、分母に就業者数や総労働時間だけでなく、個々の労働者が提供する労働サービスの質の違いを考慮した総合的な指標、いわゆる労働投入指数を利用するのが標準的な方法である。しかし、現行の 2008SNA（2008 年に国連により勧告された国民経済計算体系）は、労働投入指数の計測を各国に要求しておらず、その結果、JSNA では労働投入指数はもちろん、それを計測するためのパーツとなるデータも掲載していない。JSNA を利用して標準的な方法で TFP を計測するためには、分析者自らが各種データを収集・整備し、労働投入指数を計測する必要がある<sup>2</sup>。

JSNA 以外で日本の生産性を計測できる代表的なデータベースとして、KEO データベース（慶應義塾大学、原則非公開）と JIP データベース（経済産業研究所、一橋大学経済研究所、Web ページで公開）がある。JIP データベースでは 100 程度の産業別の生産性が計測できる各種データが整備・公開され、その中には就業者数や総労働時間、また上述した労働投入指数も含まれる。よって、JIP の労働データを JSNA 産業分類に組み替えた上で、JSNA と組み合わせれば JSNA ベースの労働生産性と TFP を計測することが可能である。

ただし、JIP 労働データは、基本的に政府統計の公表データを利用して推計を行っているため、本来であれば労働サービスの質を測る上で重要と考えられる情報が十分に反映されていない可能性がある。例えば、賃金構造基本統計調査において、企業規模 10 人未満に関しては、それ以上の企業規模に比べて公表されている情報量が少なく、JIP 労

---

<sup>1</sup> JSNA は平成 30 年までは雇用者の労働時間のみを公表していたが、それ以降は参考値ではあるものの全就業者（雇用者プラス自営業主・家族従業者）を対象とした総労働時間を公表しており、総労働時間ベースの労働生産性が計測可能となった。ただし、JSNA の GDP 等の各系列は 1994 年から推計されているが、全就業者の労働時間の推計期間は 2005-2018 年に限られているため、1994-2004 年の総労働時間ベースの労働生産性は依然として計算できない。

<sup>2</sup> TFP を計測するために必要なデータのうち、産出・付加価値・中間投入は JSNA で公開されているものをそのまま利用できる。JSNA の資本関連データは近年整備が行き届き飛躍的に充実したため、公開されているデータをもとに、いくらかの追加作業をすれば利用可能になる。労働関連データについても、今後、資本と同様のデータ整備が期待される。

働データは、企業規模 10 人未満で働く労働者の質を適切に反映できていない。また、同じく『賃金構造基本統計調査』において、勤続年数別の労働時間や賞与の集計値が掲載されておらず、そのため JIP 労働データは企業特殊的人的資本形成に重要な役割を果たすと考えられる勤続年数を考慮していない。

本研究は、『賃金構造基本統計調査』（以下、賃構とする）、『就業構造基本調査』（以下、就調とする）の個票を利用して、JSNA ベースの労働生産性・TFP 計測に必要な精緻な労働投入指数等を推計し、提供することを目的とする。これにより、労働生産性・TFP を自身の研究に利用したいと考える研究者や、生産性の情報を必要とする政策担当者が、データ整備に煩わされることなく、分析に集中することが可能になると考えられる。また、本研究の結果が JIP 等の生産性データベース推計にフィードバックされることにより、それらの精度向上に貢献することも期待される。

本論文の構成は以下のとおりである。次節では労働投入指数の定義を確認し、労働投入指数計測における労働者の属性の役割について解説する。第 3 節では先行研究である Bosler et al. (2016) の分析方法を概観する。第 4 節では、第 3 節で確認した分析方法を賃構、就調の個票に適用し、労働者をいくつかの、またどのようなグループに分けて労働投入指数を計測するのが最も適切であるかを検討する。第 5 節では適切に区分された労働者グループに基づいた労働投入指数の計測、その他の関連するデータを整備し、第 6 節において労働生産性・TFP を計測する。

## 2. 労働投入指数と属性グループ

労働生産性であれ TFP であれ、生産性を計測するためには労働投入量を計測しなくてはならない。ある経済部門（マクロや産業）における労働投入量を計測するためには、その部門で従業する様々な労働者が提供する異質な労働サービスを集計する必要がある。Jorgenson et al. (1987) などの標準的な成長会計分析においては、集計された労働投入量は以下のような労働投入指数  $L_t$ （の伸び率）によって定義される。

$$\ln L_t - \ln L_{t-1} = \sum_j \frac{1}{2} (S_{j,t}^w + S_{j,t-1}^w) (\ln h_{j,t} - \ln h_{j,t-1}) \quad (1)$$

ここで  $j (= 1, 2, \dots, J)$  は労働者の属性グループを示すインデックスである。属性グループは性や年齢といった様々な属性と、それぞれを同時に考慮した cross-classify な形で定義され、同一属性グループ内に属する労働者は同一の労働サービスを提供すると考える。 $t$  は年次を示すインデックス、 $h_{j,t}$  は属性グループ  $j$  の労働時間（人数  $\times$  一人当たり労働時間）、 $S_{j,t}^w$  は全労働者が受け取る賃金総額に対する属性グループ  $j$  が受け取る賃金の

シェア（以下、単に賃金シェアとする）であり、以下の(2)式で定義される<sup>3</sup>。

$$S_{j,t}^w = \frac{w_{j,t}h_{j,t}}{\sum_j w_{j,t}h_{j,t}} \quad (2)$$

ここで $w_{j,t}$ は属性グループ $j$ の労働者の労働時間当たり賃金（以下、賃金とする）を表す。

仮に(1)式のウェイトである賃金シェアを労働時間シェアに入れ替える、つまり全ての属性グループの賃金が同一であると仮定すれば、(1)式は単なる総労働時間（属性グループ別労働時間の総合計）の伸び率になる。ウェイトを賃金シェアにすれば、各属性グループの賃金はそのグループの限界生産性を表すので、労働サービスの質の違いを反映した労働投入を計測できることを(1)式は述べている。

実際に各種データを適用して(1)式による労働投入指数を計測する際には、労働者を具体的にいくつの属性グループに分割するかを考える必要がある。属性グループを極端に粗くすれば、異なる労働サービスを提供する労働者が同一グループに混在する可能性があり、本来重要である属性の影響がうまく捉えられない。

例えば、学歴の違いのみでグループ分けした場合、学歴が同一であれば年齢が異なっても提供する労働サービスは同じと考えることになる。仮に、同じ学歴の若年者と壮年者の労働時間シェアが各々50%だったとする。この場合に、若年労働者の労働時間が10%増加する一方で壮年労働者の労働時間が10%減少したとしても、(1)式から計算される労働投入指数は何の変化も示さないことになる。しかし、平均的には若年労働者よりも相対的に賃金の高い壮年労働者の労働時間の減少は、集計された労働投入指数に強い影響を与えるべきであり、学歴しか考慮しないような粗いグループ分けは適切でないといえるだろう。

一方、属性グループを極端に詳細にしても労働投入指数が精緻に計測されるとは限らない。極端な例ではあるが、年齢が1歳違えば労働者が提供する労働サービスは異なると考え、年齢1歳別賃金に基づき労働投入指数を計測することも可能である。しかし、計測に利用する統計が全数調査ではなく標本調査である以上、年齢1歳別賃金、特に10歳代や70、80歳代の賃金は小さなサンプルから推計することになるため、労働サービスの質の指標としての賃金の信頼度は低下し、そのような賃金に基づき計測された労働投入指数の信頼度も低いものになる。それでは具体的にはどのように属性グループを設定すればよいのであろうか。

従来の労働投入指数の計測、特に著者の一人が参加している JIP データベースプロジ

---

<sup>3</sup> 本研究では自営業主も計測対象であるため賃金ではなく労働報酬（雇用者は賃金そのもの、自営業主の場合は所得から資本報酬等を控除したもの）とするべきであるが、直感的な理解を促すために賃金と表現している。

エクトの労働データ作成においては、基本的に Jorgenson et al. (1987) で採用されている属性グループを設定しており、必ずしも何らかの基準に従って慎重に設定されたものではない。また、国際比較が可能となるよう、EUKLEMS が推奨する属性グループにも準拠している<sup>4</sup>。一方、Bosler et al. (2016) は、属性グループの組み合わせパターン別に繰り返し賃金関数を推定し、得られた推定結果から労働投入指数の計測において適切と考えられる属性グループを選択する方法を提案している。この方法を利用すると、先述の学歴の例でいえば、学歴以外に年齢は考慮すべきか、考慮するならば何歳区分が適切か(1歳 or 5歳 or 10歳等々)、学歴と年齢以外に考慮すべき属性はあるのか(性、勤続年数、企業規模、就業形態・雇用形態、産業、職業等々) という点について考慮することができる。Jorgenson et al. (1987) の踏襲という消極的な理由や、国際比較のためといった制約に囚われず、客観性の高い指標に基づく選択が可能となる。

本研究は賃構、就調の個票を利用し、Bosler et al. (2016) に準拠した方法で適切な労働者の属性グループを選択し、精緻かつ信頼度の高い労働投入指数の計測を試みる。なお、両統計の公表データを用いた場合には、i) 属性グループの組み合わせパターンがかなり限定されてしまう、ii) 賃金関数を推定するための十分なサンプルサイズを確保できない、という問題があるため個票の利用が必須となる。

ただし、今後も継続的に労働投入指数を計測することを考えれば、公表データのみを利用して計測できる属性グループを設定する方が望ましい。例えば、Bosler et al. (2016) の方法により適切な年齢区分として1歳刻みの年齢区分が選択されたとしても、就調や賃構を含む多くの公表データは基本的に5歳刻みの区分であることから、1歳刻みの年齢区分を採用することは避けるべきであろう。また、鉱業、採石業、砂利採取業・女性・15-19歳・中学卒・自営業主というような、公表データを利用することが絶望的なグループを設けることも有益ではない。本研究では、公表データで再現可能な属性グループを常に念頭に置きつつ、重要な情報を失わない程度のできるだけ大括りの属性グループ設定を目指すこととする。

### 3. Bosler et al.による適切な属性グループの決定方法

本節では Bosler et al. (2016) に準拠した適切な属性グループの決定方法を概観する。まず、就調や賃構の個票を利用し、以下の賃金関数を各調査年次において最小二乗法で推定する。

$$\ln w_{it} = X'_{it}\beta + u_{it} \quad (3)$$

---

<sup>4</sup> EUKLEMS では各産業における労働者を性2区分・年齢3区分(15-29歳、30-49歳、50歳以上)・学歴3区分(University graduates, Intermediate, No formal qualification)の計18グループに分割し、労働投入指数を推計している。詳細は Jäger (2018) を参照。

$i$  は個票におけるサンプルのインデックス、 $t$  は調査年次を示すインデックスである。従属変数  $\ln w_{it}$  は時給換算した対数賃金、説明変数  $X_{it}$  はサンプル  $i$  の労働の限界生産性に影響を与える変数、 $\beta$  は係数ベクトルである。(3) 式はミンサー型つまり年齢を連続変数、学歴をダミー変数としたセミパラメトリックな賃金関数や、各サンプルが含まれる属性グループを表すダミー変数のみを使ったノンパラメトリックな賃金関数などの様々な定式化を包摂している。ただし、前節でも言及したように、賃構や就調の公表データしか利用できない状況においては、ミンサー型の賃金関数を十分なサンプルサイズのもとで推定することは難しい。また、Jorgenson et al. (1987) などに準拠した労働投入指数の推計は、基本的にノンパラメトリックな形式を前提としていることも考慮し、本研究では属性グループを表すダミー変数のみを利用したノンパラメトリックな形式で(3) 式を推定することとした。

(3) 式のノンパラメトリックな推定についてもう少し具体的に説明しよう。例えば、異なる限界生産性を持つ属性として性と年齢のみを考慮し、年齢を 5 歳刻みで区分するというケースを考える。男性・15-19 歳の場合は 1 でそれ以外は 0、男性・20-24 歳の場合は 1 でそれ以外は 0、といった要領で全ての可能な組み合わせについてダミー変数を作成する。組み合わせの数、つまり属性グループの数が  $J$  個あるならば、ダミー変数の数は  $J$  個になり、それらを説明変数として(3) 式を推定することになる。さらに、年齢の区分パターンは 5 歳刻みだけではなく 10 歳刻みや、5 歳刻みと 10 歳刻みの組み合わせ、といった様々な代替的なパターンが考えられる。また、限界生産性の違いを表す属性は性や年齢だけではなく、学歴やその他の多くの属性が想定できるため、それら属性を追加することも必要となる。賃構や就調で利用可能な全属性と、その区分パターンの組み合わせを考慮すると、推定可能な属性ケースは膨大な数になることは想像に難くないが、本研究では事前に意味があると予想される属性ケースに絞り込んだ上で推定を行う<sup>5</sup>。なお、(3) 式をノンパラメトリックに推定する場合、係数ベクトル  $\beta$  は属性グループごとの平均賃金の推定値を表していることは明らかである。

任意の属性ケースによる(3) 式の推定結果から、自由度修正済み決定係数 ( $\text{adj}R^2$ ) と  $\beta$  の標準誤差 ( $\sigma$ ) を抽出する。 $\text{adj}R^2$  は(3) 式の推定に採用した属性グループが、賃金のばらつきをどの程度説明できるかを示す指標として利用する。一方、 $\sigma$  についてはモデル全体の信頼度を測る指標として利用する。任意の属性グループ  $j$  に含まれる各サンプル  $i$  の賃金推定値は、全て同一の標準誤差  $\sigma_j$  を持つと考えられるが、全てのサンプルの

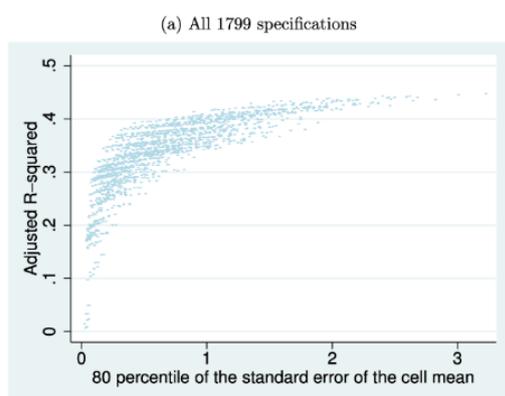
---

<sup>5</sup> 例えば、学歴が中学卒、高校卒、高専・短大卒、大学・大学院卒の 4 区分で調査されていた場合、そのまま 4 区分を利用する他に、任意の 3 区分を 1 区分にまとめるパターン（高専・短大卒以下を 1 つの区分、大学・大学院卒を 1 区分とする等々）が 4 パターン、任意の 2 区分を 1 区分にまとめるパターン（高校卒以下を 1 区分、高専・短大卒以上を 1 区分とする等々）が 6 パターンとなり、合わせて 11 の区分パターンが考えられる。ただし、中学卒と大学・大学院卒の組み合わせのように明らかに異質の労働者を同一区分とするような属性ケースは推定しない。

標準誤差を小さい方から順に並べた際の 80 パーセンタイル値 $\hat{\sigma}_{80}$ を利用する。全ての標準誤差 $\sigma_j$ の平均値を全体的な信頼度とすることも考えられるが、例えばサンプルが一つしかない属性グループ $j$ の賃金の標準誤差は無限大となり、そのような属性グループが存在した場合には平均値が計算できない。そこで標準誤差の特定の分位を指標として利用することとし、本研究では Bosler et al. (2016) に準拠して 80 パーセンタイルを採用した<sup>6</sup>。属性グループの数が多くなると adjR2 は大きくなり、賃金のばらつきをより多く把握することが期待できる。一方、属性グループの数が増加すると自由度が低下するため $\hat{\sigma}_{80}$ は大きくなる。したがって、adjR2 と $\hat{\sigma}_{80}$ はトレードオフの関係にある。

様々な属性ケースについて(3)式を推定することにより adjR2 と $\hat{\sigma}_{80}$ の組み合わせが数多く得られ、それらを縦軸 adjR2、横軸 $\hat{\sigma}_{80}$ とする散布図にプロットする。先述したように adjR2 と $\hat{\sigma}_{80}$ はトレードオフの関係があるため、Bosler et al. (2016) の Figure 1 で示されていると同様の形状の散布図が得られることが想定される。散布図のできるだけ左上方に位置する属性ケースを選択することが、説明力・信頼度の両面から見て好ましい。

図表 3-1 Bosler et al. (2016) による adjR2 と $\hat{\sigma}_{80}$ の散布図



出所：Bosler et al. (2016), Figure 1(a)

#### 4. 賃構・就調個票データによる属性区分選択

本節では、これまでの説明を踏まえたうえで、実際に賃構・就調の個票を利用して適切な属性区分の選択を行う。まず、男性・一般労働者にサンプルを限定し、賃金に影響を与えると想定される年齢・学歴・勤続年数・企業規模・産業・職業という属性を様々な組み合わせ、適切と考えられる属性区分を選択する。次に、男性・一般労働者以外、

<sup>6</sup> Bosler et al. (2016) は脚注 19 において、分位は任意の値で構わないが 75% を超える値が望ましいと指摘している。しかし、分位をより高い値に設定すれば (例えば 95% 等)、多くの属性ケースで分位数が無限大になり指標として機能しない。一方、より低い値に設定すると (例えば 50% 等)、仮に上位 50% の賃金推定値が相当大きな標準誤差を持っていてもそれを無視することになり、やはり指標として機能しない。本研究では 80% のみを採用したが、その他の分位で結果がどのように変わるのか、今後検証する必要があると考えられる。

具体的には女性・一般労働者、短時間労働者、自営業主についても同じ属性区分を適用して、その属性区分が賃金（自営業主の場合は収入）のばらつきに対してどの程度の説明力・信頼度を持っているのかを確認する。

単に全労働者の賃金のばらつきを上手く捉えることを重視するのであれば、男性・一般労働者のようなサブサンプルに分割せず、全サンプルを使って属性区分を選択する方が適切であろう。しかし、本研究は限界生産性の違いに基づく労働者のグルーピングを目指しており、性や従業上の地位（雇用者か自営業主か）、就業形態（一般か短時間か）といった属性が労働者の生産性を反映しないのであれば、生産性と密接に結びついて他の属性（例えば年齢や学歴）と、同等に扱わない方がよいとも考えられる<sup>7</sup>。

また、自営業主を含む従業上の地位を一括して推計しようとするならば、分析に就調を用いる必要があるが、就調の賃金・労働時間は、世帯調査・自計式・階級値であり、事業所調査・他計式・実数値である賃構よりも精度が低いことが予想される。そのため、本研究では基本的に就調よりも賃構を利用して得た結果を優先する。ただし賃構には、短時間労働者の学歴情報が無い、職業の情報が得られないサンプルがある、職業がブルーカラーに偏っている、従業者規模5人未満、農林水産業、官公庁、自営業主のデータが含まれないという制約があり、日本経済全体をカバーする分析を行うことができない。これらの点を考慮し、本研究ではまずは男性・一般労働者について賃構を用いて分析し、それ以外の属性については、精度は劣るものの、よりカバレッジの広い就調を利用して同様の分析を行い、男性・一般労働者の分析で得られた結果を適宜補うこととした。

なお、現行のJSNAの各系列は1994年から推計されており、それらとの対応を図るために本研究では1994年以降の賃構を利用する必要があるが、2005年以前の賃構は雇用形態（正社員・正職員か否か）を調査していないため、就業形態（一般か短時間か）を利用する。一方で、就調では雇用者の就業形態を調査していないため、雇用形態を利用せざるを得ない点に注意が必要である<sup>8</sup>。また、雇用形態・就業形態以外の属性情報についても、賃構と就調の間で整合的かつ全年次で一貫した区分を利用するためには、いくつかの属性情報の利用を断念するか、大胆に簡素化して利用する必要がある<sup>9</sup>。この点を調整した属性とその区分パターンは図表4に示してある。

上述した(3)式における従属変数 $\ln w_{it}$ は時給換算した対数賃金・収入であり、賃構の場合は（きまって支給する現金給与額＋特別給与額の12分の1）/（所定内実労働時間＋超過実労働時間）で計算した。就調の場合は伊藤・出島・小林（2012）に倣い各サン

<sup>7</sup> 日本における賃金と限界生産性の乖離については川口他（2007）、Kodama and Odaki（2012）、森川（2017）を参照。なお、より最近の研究である森川（2017）では、短時間労働者や女性の賃金は生産性と大きくは乖離していないという結果を得ている。

<sup>8</sup> 勤め先の呼称が正規の職員・従業員、派遣、契約社員、嘱託等の場合に一般労働者、パート、アルバイトの場合に短時間労働者と定義している。なお、役員は一般労働者に分類した。

<sup>9</sup> 例えば、賃構における職種（男女特有の職種の存在、職種を調査されないサンプルの多さ）、就調における産業・職種（1992年が非常に粗い）、学歴（近年は専門学校の区分が詳細になっているが、過去の調査に合わせるため利用できない）など。

プルの年間収入を年間就業時間（年間就業日数×週間就業時間÷5）で時給換算したものを利用する。年間収入、年間就業日数、週間就業時間は実数ではなく階級値で回答されているため、階級値のおおよそ中間の値で置き換えている。

#### 4.1 男性・一般労働者の属性区分選択

図表 4-1-1 は 1994、1997、2002、2007、2012、2017 年の賃構個票を(3)式に適用して得た  $\text{adjR}^2$ 、 $\tilde{\sigma}_{80}$  の散布図を示している<sup>10</sup>。考慮している属性は年齢・学歴・勤続年数・企業規模・産業である。

全体を概観すると、図表 3-1 で示した Bosler et al. (2016) と同様の右上がりの散布図が得られている。図表 3-1 と比較すると図表 4-1-1 の縦軸はほぼ同じスケールなのに対し、横軸は図表 4-1-1 の方が相当に小さい。これは Bosler et al. (2016) が分析に利用したデータ (CPS) よりも、本研究が利用している賃構が非常に大きなサンプルサイズを有していることを反映していると考えられる。年次別に比較すると、散布図が年を追うごとに次第に全体的に下方シフトしていることがわかる。1990 年代では  $\text{adjR}^2$  は最大で 0.7 程度であったが、2017 年には 0.6 程度まで低下している。これは近年よく指摘される賃金プロファイルのフラット化といった要因に加え、賃構で把握できないその他の属性が賃金に対する影響力を高めている可能性を示唆しているが、本研究の問題意識の範囲を越えるためこれ以上踏み込んだ分析は行わない。

次に、JIP や KEO、EUKLEMS といった生産性データベースが考慮している労働者の属性は年齢・学歴・産業の 3 つであるが、これらを組み合わせた属性区分がどの程度の妥当性を持っているのかを確認しよう。図表 4-1-1 中の赤い点は、年齢・学歴のみを考慮したケースの説明力・信頼度を表している。一方、緑の点は年齢・学歴に産業を追加したケースであり、赤い点よりも右上方に位置している。つまり、説明力は上昇するものの、信頼度が低下している。また、赤や緑の点は上位と下位の 2 グループに分かれているが、上位のグループは年齢を 6~11 の区分に分けたケースであり、下位のグループは 3 区分のケースである。下位のグループでは年齢の区分が粗すぎるために上位グループほど賃金のばらつきをうまく説明出来ていないと考えられる。上位グループは、下位グループと比較すると信頼度を維持しつつ説明力は高い。しかしながら、散布図全体をみれば、赤や緑のケースのほぼ真上に位置するような点、つまり信頼度をあまり下げることなく、より説明力が高いケースが多数存在している。人的資本理論において重要な変数とされる年齢・学歴については除外するべきではないと考えられるが、それらに産業を組み合わせることはあまり有用ではなく、信頼度を下げずに説明力を上げるような産

<sup>10</sup> 就調の調査年に合わせてこの 6 時点を選択した。なお、個票データ利用申請の不備により就調の調査年である 1992 年が欠損しているため、1994 年で 1990 年代前半を代表させた。

業以外の属性を選択する方がより適切と考えられる<sup>11</sup>。

図表 4-1-1 には年齢・学歴のみを考慮したケースを基準とし、勤続年数、企業規模、またそれらを同時に追加した場合に得られる説明力・信頼度も示している。図中のオレンジは、年齢、学歴に勤続年数を追加したケースである。産業を追加したケース（緑）とは異なり、信頼度は極端に下がらず、説明力が飛躍的に上昇している。Hashimoto and Raisian(1985)、Mincer and Higuchi(1988)、Clark and Ogawa(1992)など、日本における賃金プロファイルに関する多くの実証分析において、勤続年数に応じて企業特殊的人的資本が高まることが想定されており、勤続年数が労働者の限界生産性を説明する重要な属性であることへの異議は少ないだろう。

また青の点は、年齢、学歴に企業規模を追加したものであるが、こちらも同様に信頼度を下げずに、説明力が上昇している。深尾他（2014）は、労働者の能力には、学歴や年齢などを考慮したとしてもなお、企業規模間格差があることを指摘しており、その理由として、同一学歴内の労働者間の能力差や企業規模による教育投資量の差などを挙げている。それら分析者には観察できない能力差を説明する代理指標として、本分析においても企業規模を属性として利用することは適切と考えられる。

そして、水色の点は、勤続年数と企業規模を同時に追加したケースであるが、このケースは、信頼度も説明力も最も左上に位置している。以上より、本研究では男性・一般労働者について考慮すべき属性は、年齢・学歴・勤続年数・企業規模の4つとしたい。

次に、属性区分を選択する。データの利用可能性や各種推計作業の効率性を考慮すると、属性区分は出来るだけ簡潔であることが望ましい。この点に留意しつつ、散布図中から1つの点を選択しよう。図表 4-1-2 は、図表 4-1-1 の水色の点のみを抽出した散布図である。灰色の点は年齢3区分・勤続年数3区分・企業規模5区分のいずれかを少なくとも一つ含むケースであり、それらの区分を含まないケースと比較すると全年次において説明力が一段低い位置にある。属性区分は簡素な方が好ましいが、年齢・勤続年数が3区分では粗すぎ、企業規模においては、逆に細かすぎるということを示している。よって、これらの区分パターンを含むケースは選択候補から外すこととした。

次に学歴の区分パターンを選択しよう。図表 4-1-2 は学歴の区分パターンの違いにより点を色分けしており、区分パターンの違い、すなわち2区分か4区分かという区分の細かさの違いや、同じ2区分であっても分け方を変えた場合（2a区分、2b区分）の点の位置を示している。1990年代は学歴4区分が最も上方に位置し、2a区分と2b区分の点の位置は異なっていなかったが、2000年代頃から4区分と2b区分の差が不明瞭になり、2010年代では4区分と2b区分はほぼ同じ高さ、2a区分のみが下方に位置する、と

---

<sup>11</sup> 上島・舟場（1993）は、1980年代の日本における産業間賃金格差が労働者の限界生産性の違いではなくレントの配分の結果であることを示しており、現時点においてもこの結果が支持されるのであれば、産業属性を利用しないことは妥当と考えられる。ちなみに、Bosler et al. (2016)による米国に関する分析でも産業属性は有効でないことが示されている。

いう推移を示している。この背後には、団塊世代の定年退職や、労働者の高学歴化により中学卒という区分を設ける必要性が低下し、4区分とする必要がなくなったことがある。また同時に、高専・短大卒と大学・大学院卒の賃金の間には明確な差があり、両者を統合せず分離する方が適切である、ということを示している。1990年代における説明力やJIP等の先行研究との比較可能性を考慮すると、学歴4区分を選択することも可能であるが、今後中学卒が増加するとは考えられず、その区分を維持することがもたらす信頼度の低下や作業の効率性を鑑みると学歴は2区分で十分と考えられる。なお、全年次において2b区分は2a区分の上位に概ね位置していることから、本研究での適切な学歴は2b区分を選択することとした。

最後に学歴以外の区分パターンを選択する。図表4-1-2では明示していないが、年齢や勤続年数、企業規模の区分パターンが詳細なケースほど散布図中の位置が右側に移動していく。最もシンプルな区分パターンを組み合わせた年齢6区分・学歴2b区分・勤続年数6区分・企業規模4区分というケースに対し、区分を最も詳細にしたケースつまり散布図で最も右上にある点は全年次において $\hat{\sigma}_{80}$ が0.01程度悪化するが、adjR2は0.1から0.2程度向上している。ただし、区分パターンがシンプルであっても詳細であっても、JIP等のような年齢・学歴・産業を考慮するケースと比較すると説明力は十分向上しており、 $\hat{\sigma}_{80}$ の優劣と統計データの利用可能性、推計作業の効率性という観点に基づけば、最もシンプルな区分パターンである年齢6区分・学歴2b区分・勤続年数6区分・企業規模4区分を選択するのが適切であろう。

このように、男性・一般労働者の適切な属性区分として年齢6区分・学歴2b区分・勤続年数6区分・企業規模4区分を選択したが、賃構がカバーできない部分を補完するために就調を利用して同様の分析を行い、賃構により選択した属性区分が就調においても適切であるかどうかを確認しよう。なお、就調を利用する際の属性区分について、年齢・学歴・勤続年数は賃構と全く同じ区分パターン、企業規模については賃構の各区分パターンに企業規模1-4、5-9人と官公庁を追加、産業については賃構の各区分パターンに農林水産業、公務を追加している<sup>12</sup>。また、賃構では職業を利用していなかったが就調では職業を追加している。

図表4-1-3は、1992、1997、2002、2007、2012、2017年の就調個票により男性・一般労働者について賃構と同様の方法で作図した散布図である<sup>13</sup>。時間の経過とともに散布図が次第に下方に移動していること、年齢・学歴のみを考慮したケースの信頼度は高いものの説明力は相当低いこと、年齢・学歴に産業を追加するよりも勤続年数・企業規模を考慮した方が説明力・信頼度が高い、という点はカバレッジの狭い賃構で得られた結

<sup>12</sup> 賃構での用語に合わせ、就調の継続就業期間を勤続年数、勤め先の従業者規模を企業規模としている。

<sup>13</sup> 本節初めで言及したとおり、就調では一般・短時間の別を調査していないので、勤め先の呼称を一般・短時間に区分する際の基準としている代用している。

果とほぼ同様である<sup>14</sup>。また、就調固有の属性である職業の追加は、産業の追加とほぼ同程度の信頼度を維持しつつ若干説明力が向上しているが、勤続年数・企業規模の追加ほどの効果は得られていないことがわかる。賃構で適切であるとされた年齢 6 区分・学歴 2b 区分・勤続年数 6 区分・企業規模 6 区分は、年齢・学歴・勤続年数・企業規模を考慮したケースの中で概ね左上方に位置していることから、就調においても適切な属性区分と言えよう<sup>15</sup>。

このように賃構よりもカバレッジの広い就調を利用して賃構と同様の結果を得ることが出来たことから、男性・一般労働者の賃金 (=限界生産性) のばらつきを、信頼度を保ちつつ上手く説明することのできる属性区分を「年齢 6 区分・学歴 2b 区分・勤続年数 6 区分・企業規模 6 区分 (賃構の場合は企業規模 4 区分)」とする。なお、以下ではこの区分のことを「最適区分」と呼ぶことにする。

#### 4.2 選択された「最適区分」は女性・一般労働者にとっても適切といえるか？

Jorgenson et al. (1987) に従えば、(1)式の労働投入指数は要因分解 (どの属性が労働投入、特に労働の質指数を上昇・低下させているか) することが可能であり、本研究でも要因分解の結果を後に報告するが、そのような要因分解が可能になる前提条件として、全ての労働者を同一の属性区分に従ってグループに分ける必要がある<sup>16</sup>。つまり、男性・一般労働者に対して「最適区分」を採用するのであれば、女性・一般労働者、短時間労働者、自営業主に対しても「最適区分」を採用する必要がある。以下では女性・一般労働者の賃金のばらつきに対して「最適区分」がどの程度の説明力・信頼度を持っているのかを確認する。

図表 4-2-1 は、賃構個票の女性・一般労働者にサンプルを限定し、図表 4-1-1 と同様の方法で作図した散布図である。一見してわかるのは、全ての年次において図表 4-1-1 で示した男性・一般労働者の散布図より全体的に下方に位置していること、つまり女性・一般労働者の賃金のばらつきのうち、年齢・学歴・産業・勤続年数・企業規模といった属性によって説明される割合は男性より少ないということである。年齢・学歴という基本ケースに対して企業規模を単独で追加したケースに注目すると、2000 年代後半以降、基本ケースに対する説明力の上昇幅は男女とも低下しているが、女性の方がその傾向がより強く表れていることがわかる。1990 年代から 2000 年代前期において、年齢・学歴・勤続年数・企業規模という 4 つの属性を考慮したことを示す水色の点の直上にその他の

---

<sup>14</sup> 産業を追加した場合と勤続年数・企業規模を追加した場合の説明力の差が就調では次第に縮小する傾向が確認されるが、賃構ではそのような傾向は明確に表れていない。これが就調の賃金・労働時間の精度やカバレッジの広さによるものかどうかは不明である。

<sup>15</sup> 就調の場合、賃構の企業規模 4 区分に対し企業規模 1-4 人、官公庁が追加されるため企業規模 6 区分となっている。

<sup>16</sup> 日本における労働の質指数の要因分解については野村・白根 (2013) において詳細に分析されている。

ケース（灰色の点）が存在しているが、これらは年齢・学歴・勤続年数・企業規模に産業を追加したケースである。男性・一般労働者において産業の追加は説明力をさほど向上させず専ら信頼度を低下させたが、女性・一般労働者においては産業が信頼度を下げず説明力を向上させる時期が存在していたということになる。

このように、男性・一般労働者にとって適切な属性が女性・一般労働者にとっては必ずしも適切ではない可能性が高い。しかし、JIP等の年齢・学歴・産業を考慮するケースと比較すると、信頼度を維持しつつも説明力が大きく向上していることから、女性・一般労働者についても年齢・学歴・勤続年数・企業規模という4つの属性を考慮することはそれなりの妥当性を持っていると考えられる。

次に、年齢・学歴・勤続年数・企業規模を考慮した様々なケースの中で、年齢6区分・学歴2b区分・勤続年数6区分・企業規模4区分というケースがどのような位置にあるのか、男性・一般労働者の図表4-1-2と同様の方法で作図した図表4-2-2で確認しよう。男性・一般労働者の場合、年齢・学歴・勤続年数・企業規模を考慮した全てのケースの中で当該ケースは相対的に左上方に位置していたが、女性の場合には全ての年次において左中段にあり、信頼度は高いものの説明力は他により優れたケースが存在していることがわかる。説明力の高低は概ね学歴区分パターンの違いを反映しており、高専・短大卒を独立した区分として設けている学歴4区分、高専・短大卒以上と高校卒以下で区分している学歴2a区分が、大学・大学院卒以上と高専・短大卒以下で区分している学歴2b区分よりも上方に位置している。また、年次の経過とともに学歴2a区分と2b区分の説明力の差は縮小しているが、学歴4区分は他の区分パターンと比較すると依然として高い説明力を維持している。これは、女性・一般労働者における高専・短大卒は、人数と賃金のどちらの観点に立っても重要な属性区分であり、中学卒や高校卒と統合することも、大学・大学院卒と統合することも適さない、独立した区分であるということを示していると考えられる。しかし、本研究では高専・短大卒を独立した区分としない学歴2b区分を女性・一般労働者に適用することから、高専・短大卒の労働時間や相対賃金の変化が労働投入指数に与える影響を過小評価していることになる点は注意が必要である<sup>17</sup>。

ここまでみてきた賃構による結果が、カバレッジの広い就調においても同様に得られるか否か、男性・一般労働者に関する図表4-1-3と同様の方法で女性・一般労働者について作図した図表4-2-3により確認しよう。年齢・学歴という基本ケースに産業を追加したケースよりも年齢・学歴・勤続年数・企業規模の方が上位に位置しているのは就調でも同様である。しかし、年齢・学歴・勤続年数・企業規模よりさらに上位に位置するケースについて、賃構の場合は1990年代から2000年代前半頃に限って存在していたの

---

<sup>17</sup> 女性における短大進学率は1994年頃をピークとして漸減する一方、四年制大学進学率は大きく上昇していることから、あまり遠くない将来において男性・一般労働者と同様に学歴2b区分が適切になることが予想される。

に対し、就調では全ての期間で存在するという点が異なる。図表 4-2-4 は、年齢 6 区分・学歴 2b 区分・勤続年数 6 区分・企業規模 6 区分よりも説明力・信頼度ともに高いケースを抽出し、説明力が大きい順に上位 50 ケースを並べたものであり、紙幅の都合により 1997、2007、2017 年の結果のみを示している。これをみると、どの年次においても年齢を考慮せず学歴・勤続年数・企業規模・産業・職業を考慮するケースがほとんどであることがわかる。特に賃構で考慮しなかった職業が全ての年次・全てのケースに含まれており、女性・一般労働者の賃金のばらつきに対して重要な要因であることが窺える。

このように、女性・一般労働者の賃金のばらつきに対する「最適区分」の説明力・信頼度は賃構と就調では異なり、賃構では「最適区分」とは異なる学歴の区分パターンにより説明力・信頼度が向上可能なこと、また就調では「最適区分」に含まれない職業が重要であることが示唆された。本研究ではこのような示唆を考慮せず、男性・一般労働者における「最適区分」を女性・一般労働者に適用するが、図表 4-2-1 や 4-2-3 を見ても明らかなように、JIP などの生産性データベースで利用されている年齢・学歴・産業を考慮するケースと比較すると、信頼度を維持しつつ説明力は大きく向上することが確認できた。

#### 4.3 短時間労働者に対する「最適区分」の適用

次に、短時間労働者の賃金のばらつきにおける「最適区分」の説明力・信頼度を検討しよう。ここでの目的は、短時間労働者に「最適区分」を適用し、賃金のばらつきのうち人的資本理論に基づき決定される部分（蓄積された人的資本の限界生産性）がどの程度存在するのかを明らかにすることである。仮に「最適区分」の説明力・信頼度が低かった場合、説明力・信頼度を上げることができるのはどのような属性なのか、その属性は限界生産性と関係があるのか否かを確認することは有益であろう。

短時間労働者を対象とする際に問題となるのが、賃構では学歴が把握できないという点である。「最適区分」は学歴を考慮しており、その説明力・信頼度を確認するには学歴を把握できない賃構だけでは不十分である。よって、まず学歴を考慮せず賃構により属性区分と賃金のばらつきの関係を把握し、その後就調により学歴の効果やカバレッジの影響を捉え、賃構の結果を補完することとした。なお、性については一般労働者のように男女に分けて分析せず、簡略化のため単に一つの属性として考慮している。

図表 4-3-1 は、短時間労働者について図表 4-1-1 と同様の方法で作図したものである<sup>18</sup>。上述したとおり学歴が考慮されていないこと、性が考慮されている点が図表 4-1-1 とは異なるが、その他の属性については男性・一般労働者と同様に考慮している。まず、

---

<sup>18</sup> 2002 年と 2007 年の間で散布図の形状が大きく変わっている。これは、篠崎（2009）が指摘しているように 2005 年調査におけるパートタイム労働者から短時間労働者への名称変更の影響を受けていると考えられるが、本研究ではこの点について特段の調整は行っていない。

性・年齢を考慮したケースについてみると、全ての年次で $\widehat{\sigma}_{80}$ は非常に小さく信頼度は高いが、adjR2は概ね0.1を下回る程度となっており、他のケースと比較すると説明力は非常に低い。次に、性・年齢を考慮したケースを基準とし、そこに各属性を追加することによる説明力・信頼度の変化を確認すると、男性・一般労働者では重要な属性であった勤続年数や企業規模は説明力をさほど向上させることなく信頼度を低下させているが、男性・一般労働者では重要とはいえなかった産業が信頼度を維持しつつ説明力を大きく向上させていることがわかる。

本研究では全ての労働者に同一の「最適区分」を適用するため、短時間労働者の賃金のばらつきのうち産業によって説明される比較的大きな部分は除外される。上島・舟場(1993)が指摘するように産業がレントの指標となっているのであれば、労働者の限界生産性を重視する本研究において「最適区分」の適用は好ましいといえよう。一方、「最適区分」で考慮している年齢・勤続年数・企業規模という限界生産性との関係が強いと考えられる属性は、図表4-3-1によれば最も低い信頼度を許容した場合でも0.1~0.2程度しか説明できていない。説明力が低いことは好ましくないように思えるが、短時間労働者においては年齢・勤続年数・企業規模の違いと限界生産性(=人的資本蓄積の度合い)の関係が弱いということを示しているだけであり、むしろ実態に即した結果であると考えられる。なお、属性が異なっても賃金(=限界生産性)が変わらないため、どんな属性を持った短時間労働者であっても、その労働時間の変化が労働投入指数に与える影響はほぼ同じ程度になることが予想される<sup>19</sup>。

次に、就調を利用して学歴・職業といった賃構では把握できない属性の効果やカバレッジの違いによる影響を、図表4-3-2により確認する<sup>20</sup>。性・年齢を基本ケース(紫の点)として学歴のみを追加したケース(青い点)と比較すると、学歴を追加することは信頼度を下げず説明力を向上させているが、向上の度合いはさほど大きくないことがわかる。性・年齢・学歴に勤続年数・企業規模を追加したケースを見てみると、説明力の向上をもたらさず専ら信頼度を低下させる効果が大きくなっており、賃構とほぼ同様の結果が得られている。産業の追加については賃構ほどの説明力向上効果はないが、勤続年数・企業規模の追加よりは効果が若干大きいという点は賃構と共通している。一方、職業を追加したケースのうちいくつかのケースは、産業や勤続年数・企業規模を追加したケースの直上に位置している。図表4-3-2では明示していないが、これらは職業9区分を追加したケースであり、職業については可能であれば比較的詳細に区分する方が

<sup>19</sup> (1)、(2)式からわかるように、労働時間シェアが同一の属性についてのみ成り立つ。

<sup>20</sup> 就調のサンプルサイズで短時間労働者の属性を詳細に区分した場合、信頼度の低いケースが多くなり、全てのケースを一つの散布図に入れるためには横軸が異常に長くなってしまう。図表4-3-2は、男性・一般労働者に関する図表4-1-3や女性・一般労働者に関する図表4-2-3と比較できるように軸のスケールを合わせているため、実際には散布図に含まれないケースが多数存在する点には注意が必要である。

信頼度を下げず説明力を向上させる効果を持つということになる。

このように、女性・一般労働者と同様、短時間労働者においても職業は賃金のばらつきを説明する際に重要な属性であると考えられる。また、Bosler et al. (2016)における米国の分析でも同様の結果が報告されていることから、「最適区分」には職業も考慮することが望ましい<sup>21</sup>。職業の追加を試みるとするならば、賃構では職種の情報の一部の労働者についてしか得られないことから、就調の情報に全面的に頼る必要がある。ただし、現時点での「最適区分」にさらに職業を追加すると、就調を使った分析ではサンプルサイズが少ないケースが非常に多くなり、「最適区分」の選択の判断を誤る可能性がある。このような理由により、本研究では職業は積極的には考慮しないこととしている。なお、令和2年以降の賃構では職種に関する調査方法が大幅に変更され、全ての労働者に関する職種情報が得られることになり、賃構と就調でクロスチェックが可能となったことから、今後の労働投入指数の推計においては職業を考慮することも検討すべきであろう。

最後に、図表4-3-2に示してある「最適区分」の位置を確認すると、全年次において性・年齢・学歴・勤続年数・企業規模を考慮した中では比較的信頼度が高いケースとなっているが、賃金のばらつきをほとんど説明できないこと、JIPなどの生産性データベースで利用されている性・年齢・学歴・産業を考慮したケースと比較すると説明力・信頼度はかなり低くなっていることがわかる<sup>22</sup>。つまり、男性・一般労働者においては限界生産性の違いの指標となっていた「最適区分」は、短時間労働者においてはほとんど指標となり得ない、つまり「最適区分」という基準で短時間労働者をグループに分けた場合、グループ間の限界生産性の違いは男性・一般労働者ほど大きくない（ほぼ差はなし）ということを示している。

#### 4.4 自営業主について

一般労働者、短時間労働者については、「最適区分」が賃金のばらつきをどの程度の信頼度を持って説明できるか、賃構と就調を利用してクロスチェックしつつ検討することが可能であったが、自営業主については就調の情報だけに依拠して分析を進める必要がある。ここで問題になるのが、就調で調査されている収入を利用して「最適区分」の説明力・信頼度を検討することが可能か、という点である。就調による自営業主の収入には、資本に対する報酬や所有する土地への報酬、無給の家族従業者が提供する労働サービスに対する帰属報酬等が含まれるため、自営業主の「労働」の限界生産性を正しく

---

<sup>21</sup> Bosler et al. (2016)の場合は一般労働者、短時間労働者、自営業主といった従業上の地位・就業形態といった属性を考慮しない状態で職業が有効であるとしているが、本研究と同様に従業上の地位・就業形態を考慮した場合も同一の結果が得られるかは不明である。

<sup>22</sup> 従来のJIPでは短時間労働者の学歴を考慮していなかったが、JIP2021以降は考慮するように変更された。野村・白根(2013)は学歴を考慮している。

把握することは難しい。つまり、就調の自営業主収入を利用して男性・一般労働者の図表 4-1-3 と同様に作図し、「最適区分」の妥当性を検討することは正確ではない結果をもたらす可能性が高い。

この問題に対して、JIP は自営業主の収入から労働報酬以外を控除した収入、野村・白根（2013）は自営業主と同一属性を持つ雇用者の賃金を、それぞれ自営業主の労働報酬＝限界生産性として利用している<sup>23</sup>。ただし、どちらの方法も理論・実証分析でその妥当性を厳密に検証しているわけではなく、また特に JIP の方法を適用するには非常に多くの工数を必要とする。よって、本研究においては問題があることを前提としつつ就調の収入ベースで分析することとした。

図表 4-1-3 と同様の方法で自営業主について作図した図表 4-4-1 を概観すると、どのように属性を考慮しても全年次において説明力は低く、また年を追うごとに散布図内に入らない点が増加し、信頼度も低下しているように見える。属性別に見ると、性・年齢という基本ケースは信頼度が高いものの説明力は低く、人的資本理論において重要である学歴や勤続年数・企業規模といった属性を追加しても説明力・信頼度の向上に対する貢献はほぼない。一方、短時間労働者と同様に産業や職業の貢献が大きいことが確認できるが、説明力の向上度合いが短時間労働者では職業＞産業であったのに対し、自営業主の場合は産業＞職業と逆になっている。

「最適区分」の位置を確認すると、短時間労働者と同様に性・年齢・学歴・勤続年数・企業規模を考慮した中では信頼度が高いケースといえるが、説明力は非常に低く、1990年代には賃金のばらつきの 0.16 程度を説明できていたものの、2010年代では 0.08 程度にまで低下している。つまり、「最適区分」に基づき自営業主をグループに分けた場合、グループ間には限界生産性の違いはほぼないということになる。これは短時間労働者と同様の結果であるが、説明力の低さを考慮すると短時間労働者の方がその傾向が強いと考えられる。

#### 4.5 年齢か勤続か？

第 5 節で労働投入指数を計測する際には、「最適区分」による計測結果に加え、代替的な属性区分に基づく計測結果も示し、計測結果の頑健性をチェックする。その際、基本的には図表 4-1-1 や図表 4-1-3 で考慮した属性区分を利用するが、それらの属性区分は例外なく年齢と学歴を含んでいる。年齢と学歴は人的資本理論において、職業訓練投資と教育投資を示す重要な属性であり、労働投入指数を計測した先行研究の多くや EUKLEMS のような国際比較を目的とするデータベースが年齢と学歴を採用していることから、それらとの比較可能性を維持するため年齢と学歴を除外しなかった。しかし、ここでは日本の職業訓練投資を示す指標として年齢が適切なのかという点について考え

---

<sup>23</sup> JIP の方法に関する詳細は深尾・宮川編（2008）の第 I 部第 2 章 4.4（p. 97-99）を参照。野村・白根（2013）は他の代替的な方法も検討した上で、同一属性の雇用者の賃金を利用している。

るために年齢を除外し、代わりに勤続年数を重視した属性区分を設定し、それらがどのような説明力・信頼度を持つか比較する。なお、学歴については維持する。また、短時間労働者や自営業主については、これまで作成した図表をみる限り年齢、勤続年数はともに重要度が不高くないため、この分析では除外している。よって、分析対象は男女の一般労働者、考慮する属性は学歴・勤続年数・産業・企業規模とする。

図表 4-5-1 は、男性・一般労働者について年齢・学歴のみを考慮したケースと、勤続年数・学歴、勤続年数・学歴・産業、勤続年数・学歴・企業規模といった年齢を考慮しないケースの  $adjR^2$  と  $\tilde{\sigma}_{80}$  を図表 4-1-1 と同様に作図した散布図である。これをみると、いずれの年においても勤続年数・学歴（緑の点）は年齢・学歴（赤い点）のほぼ真上に位置しており、信頼度を維持しつつ賃金のばらつきをより多く説明できている。また、図表 4-5-1 の学歴・勤続年数・企業規模（紺色の点）は、図表 4-1-1 の年齢・学歴・勤続年数・企業規模（水色の点）と年齢を含むか否かのみが異なるが、両者を比較すると後者は属性が一つ減っているにもかかわらず、説明力は前者と遜色ないことがわかる。さらに、勤続・学歴に産業を追加したケース（オレンジの点）と企業規模を追加したケース（紺色の点）を比較すると、企業規模を追加する方が適切である。

図表 4-5-2 は女性・一般労働者に関する散布図であるが、男性に比べて、勤続年数・学歴（緑の点）の方が年齢・学歴（赤い点）よりも説明力・信頼度が大きく改善する。ただし、産業と企業規模の追加による説明力・信頼度の変化はどちらも同程度であり、この点は男性と異なる。

このように、勤続年数を重視した属性区分は、年齢を重視した属性区分と同程度の信頼度を維持しつつ、説明力もほぼ同程度、もしくは状況によってはかなり上回るということがわかった。特に、年齢・学歴、勤続年数・学歴の比較では後者の説明力が大きく向上したことを鑑みると、年齢を重視して計測する従来型の労働投入指数の計測結果には、何らかのバイアスが含まれる可能性がある。年齢か勤続年数のどちらか一つを選択しなければならぬのであれば、勤続年数を選択する方が適切であろう。よって、次節において労働投入指数を計測する際には、年齢を除外し勤続年数を主とした区分も代替的な属性区分の一つとして採用することとした<sup>24</sup>。

---

<sup>24</sup> 勤続年数を利用する際に最大の障害となるのが統計データの利用可能性である。『国勢調査』や『労働力調査』では就業者の勤続年数を調査していないため、経済全体の勤続年数別就業者数（いわゆる CT、コントロール・トータル）の年次系列を確定できない。また、勤続年数別労働時間や賃金については、賃構や就調を組み合わせる複雑な推計を行う必要がある。よって、勤続年数を利用した労働投入指数の計測結果には、推計誤差に伴うバイアスが少なからず含まれることに留意しなくてはならない。

## 5. 労働投入・質指数の計測

前節までに確定した「最適区分」と、それ以外の代替的な属性区分を利用し、本節では主にマクロ経済の労働投入・質指数を計測する。労働投入・質指数を計測する際に利用するデータセットについては、本研究用に新たにすべてを整備するには膨大な作業と時間が必要となるため、基礎的な部分は JIP データベース 2021 (以下、JIP2021 とする) の労働データに依拠し、詳細な属性別データへ按分する際に就調・賃構の個票による情報を利用することとした。なお、データセット整備の概要については補論で解説している。

### 5.1 労働の質指数の定式化

ここでは、労働の質指数という考え方を新たに導入し、(1)式で示した労働投入指数との関係を明らかにする<sup>25</sup>。

まず、マクロ経済の総労働時間 $H_t$ の伸び率は以下のように表される。

$$\ln H_t - \ln H_{t-1} = \sum_j \frac{1}{2} (S_{j,t}^h + S_{j,t-1}^h) (\ln h_{j,t} - \ln h_{j,t-1}) \quad (4)$$

添え字や記号の意味は基本的に(1)式と同じであるが、(1)式の $S_{j,t}^w$ が $S_{j,t}^h$ に変わっている点のみ注意が必要である。 $S_{j,t}^h$ はマクロ経済の総労働時間に対する属性グループ $j$ の労働時間のシェア (以下、単に労働時間シェアとする) であり、(5)式のとおりである。

$$S_{j,t}^h = \frac{h_{j,t}}{\sum_j h_{j,t}} \quad (5)$$

(1)式から(4)式を控除したもの、つまり労働投入指数と総労働時間の差を労働の質指数 $Q_t$  (の伸び率) として、以下の(6)式のように定義する。

$$\ln Q_t - \ln Q_{t-1} = \sum_j \frac{1}{2} \{ (S_{j,t}^w + S_{j,t-1}^w) - (S_{j,t}^h + S_{j,t-1}^h) \} (\ln h_{j,t} - \ln h_{j,t-1}) \quad (6)$$

(1)式と(6)式は属性グループ別労働時間を集計する際のウエイトのみが異なっており、労働の質指数については賃金シェアから労働時間シェアを引いたものがウエイトとなっている。 $t$ 期における任意の属性グループのウエイトは以下のように変形できる。

---

<sup>25</sup> EUKLEMS では、ここで解説している方法で計算した指数を” labour quality” ではなく” labour composition change” としているが、本研究では伝統に則って労働の質指数とする。

$$S_{j,t}^w - S_{j,t}^h = \frac{h_{j,t}}{\sum_j h_{j,t}} \left( \frac{w_{j,t} h_{j,t}}{\sum_j w_{j,t} h_{j,t}} \Big/ \frac{h_{j,t}}{\sum_j h_{j,t}} - 1 \right) = S_{j,t}^h \left( \frac{w_{j,t}}{\bar{w}_t} - 1 \right) \quad (7)$$

ここで  $\bar{w}_t = \sum_j w_{j,t} h_{j,t} / \sum_j h_{j,t}$  であり全属性グループの平均賃金を表す。

(6)式と(7)式を組み合わせて考えると、賃金が平均賃金より高い属性グループのウエイトはプラス、低い場合はマイナスとなる。また、平均賃金との乖離幅の絶対値や労働時間シェアが大きい(小さい)とウエイトは大きく(小さく)なる。このようなウエイトを利用することにより、任意の属性グループの労働時間の変化が労働の質指数に与える影響は下表のようにプラス・マイナスのどちらにもなりえる<sup>26</sup>。

図表 5-1-1 労働の質と相対賃金・労働時間変化との関係

	平均賃金より高い	平均賃金より低い
労働時間が増加	プラス	マイナス
労働時間が減少	マイナス	プラス

労働投入を総労働時間(属性グループ別労働時間の単純合計)で測る場合、労働時間が増加(減少)した属性グループは労働投入にプラス(マイナス)の影響を与える、という単純な関係しかないのに対し、労働の質を考慮した労働投入指数で考えた場合には労働時間の増加が必ずしも労働投入の増加をもたらすわけではないということになる。例えば、一般的に賃金が低いと考えられる短時間労働者の増加は労働の質を低下させ、その結果、労働投入指数までも低下させる可能性がある<sup>27</sup>。

先述したように、労働投入指数は総労働時間と労働の質指数の合計と定義されている。総労働時間は比較的容易に準備できるので、労働投入指数の計測は労働の質指数の計測とほぼ同義ということになる。以下では、(6)式に基づく労働の質指数の計測結果を主に報告し、必要に応じて総労働時間や労働投入指数の計測結果も報告する。

## 5.2 労働の質指数の計測結果

図表 5-2-1 には、最適区分を含む 6 つのケース別の 1994 年から 2018 年における労働の質の計測結果を示している。なお、図表 5-2-1 はマクロ経済の計測結果だけを示しているが、参考として JSNA 経済活動別分類の各ケースの推計結果を図表 5-2-2 で示している。基本的には図表 5-2-1 の 1) 成長率の結果に注目するが、この成長率から計算した 1994 年を 1 とする指数の方が直感的な理解が進むと考えられる場合には、図表 5-2-1 の 2) 指数の図表も利用する。

<sup>26</sup> 賃金が平均賃金とほぼ一致するような属性グループの労働時間の変化は、労働の質にはほぼ影響を与えないということになる。

<sup>27</sup> 当然ではあるが、労働投入指数が低下するか否かは、労働の質の低下と労働時間の増加のどちらが大きいか依存する。

各ケースで採用している属性区分は下表のとおりである。

図表 5-2-3 各ケースで採用している属性区分

ケース	属性区分
0 (JIP と同じ)	産業・地位・性・年齢 11 区分・学歴 4 区分
1	産業・地位・性・年齢 6 区分・学歴 2b 区分
2	地位・性・年齢・学歴
3 (最適区分)	地位・性・年齢・学歴・企業規模・勤続年数
4	地位・性・年齢・学歴・企業規模
5	地位・性・学歴・企業規模・勤続年数

注) 産業は JSNA 経済活動別分類、地位は 3 区分（一般労働者、短時間労働者、自営業主・家族従業者）、性は 2 区分（男、女）である。ケース 2 以降の年齢・学歴・勤続年数・企業規模の区分数は最適区分で採用した区分数と同一である。

ケース 0 は JIP で採用されている区分であり、ケース 1 は JIP の年齢と学歴区分を最適区分と同様の区分数に統合している。ケース 2 はケース 1 から最適区分と同様に産業属性を除外、ケース 3 は最適区分そのものであり、JIP では考慮していない勤続年数・企業規模を追加している。ケース 4 は最適区分から勤続年数を除外して企業規模のみを残したものの、ケース 5 は第 4 節 5 で言及したように、年齢を除外し勤続年数を重視した属性区分を採用している。

図表 5-2-1 の 1) 成長率をみると、どれか 1 つのケースのみ突出した結果になるということはないが、全期間の成長率で比較するとケース 0 が最大で 0.634%、ケース 5 が最小で 0.393%となり 0.241%ポイント程度の幅が生じている。また、いずれのケースにおいても 2000-2005 年はやや上昇したものの、2005 年以降はほぼ一貫して低下するという傾向が伺える。ただし、直近の 2015-2018 年においてはケース間に差があらわれており、ケース 0、1、2 は全期間を通じて初めてマイナスになっているのに対し、ケース 3、4、5 は直近においてもプラスの成長率を維持し、特にケース 5 はごくわずかではあるものの上昇している。

各ケースの成長率に差があるということはわかるが、その差を直感的に理解することは難しい。そこで、1994 年の労働の質を 1 とし、これを毎年の成長率で延長した図表 5-2-1 の 2) 指数をみてみると、直近の 2018 年においてケース 0 が最大で 1.164、ケース 5 が最小で 1.099 と 6.5%ポイントほどの幅があることがわかる<sup>28</sup>。この幅を就業者数

<sup>28</sup> 1994 年における各ケースの労働の質の絶対水準が同一であると仮定した場合のみ、この計算は妥当である。労働の質の絶対水準を計算するのはほぼ不可能であり、仮に計算できたとしても考慮する属性によって労働の質の絶対水準が変わるため、2018 年における 6.5%ポイントという幅は大きくなる可能性も小さくなる可能性もある。

に換算すると、1994年における就業者数 6453 万人に対しておよそ 420 万人となり、決して小さい値とはいえないだろう。

このように、考慮する属性によって労働の質の変化率にはある程度の幅が生じ、それは無視できない程度の幅であること、また場合によっては上昇しているのか下落しているのかも異なる、といった可能性があることから、労働の質を考慮した労働生産性やTFPの計測結果にもある程度の幅があることを常に念頭に置くべきである。

以下では各ケースの計測結果を順次比較し、どのような要因が計測結果の幅を生み出しているのかを検討する。

### (1) ケース 0 とケース 1 の比較

図表 5-2-1 により年齢と学歴の区分のみが異なるケース 0 とケース 1 の差をみると、多くの期間でケース 0 の成長率の方が高く、1995-2018 年でみると両者の差は 0.11% ポイントほどである。年齢と学歴のどちらの区分の違いがこの差の原因となっているかを確認するため、図表 5-2-4 には①ケース 0 (年齢 11・学歴 4)、②ケース 0 の年齢のみケース 1 と同じ (年齢 6・学歴 4)、③ケース 0 の学歴のみケース 1 と同じ (年齢 11・学歴 2b)、④ケース 1 (年齢 6・学歴 2b) という 4 パターンの労働の質指数の推計結果を示している。これによると、年齢が 11 区分であるか 6 区分であるかということは結果にほとんど影響しておらず、学歴を 4 区分から 2b 区分に統合したことがケース 0 とケース 1 の差を生み出した原因であることがわかる。

図表 5-2-5 学歴区分の違いによる質指数への影響

	労働時間成長率 (年率、%)			ウエイト (%ポイント)						質指数成長率 (年率、%)	
	中学卒	高校卒	高専・短大卒	中学卒		高校卒		高専・短大卒		4区分	2b区分
				4区分	2b区分	4区分	2b区分	4区分	2b区分		
1995-2000	-5.2	-1.0	3.7	-6.8	-2.4	-2.8	-6.4	-0.6	-1.5	0.4	0.1
2000-2005	-6.9	-1.5	3.1	-5.8	-2.1	-4.2	-7.2	-1.3	-2.2	0.4	0.2
2005-2010	-6.6	-2.0	2.4	-4.7	-1.7	-5.2	-7.7	-2.2	-3.0	0.4	0.2
2010-2015	-5.0	-0.9	1.2	-4.0	-1.4	-5.6	-7.4	-2.3	-3.3	0.2	0.1
2015-2018	-2.3	0.2	1.0	-3.1	-1.1	-5.6	-7.1	-2.7	-3.4	0.0	0.0

学歴 4 区分と 2b 区分の違いは中学卒、高校卒、高専・短大卒を一つの学歴として統合するか否かである。図表 5-2-5 は、簡単化のため全労働者が学歴属性だけで区分されていると仮定し、3 つの学歴を統合する前後で(6)式におけるウエイトや労働の質指数の計測結果が期間別にどのように変化するかを示している<sup>29</sup>。学歴統合により中学卒の

<sup>29</sup> (6)式において  $j = 1, 2, 3, 4$  (1: 中学卒、2: 高校卒、3: 高専・短大卒、4: 大学・大学院卒) とし、その他の属性については賃金格差がないと仮定し、労働の質指数を計測した結果が図表 5-2-5 である。よって、学歴以外の属性が質指数に与える影響 (例えば中学卒には男性、高齢労働者が多い等) を捨象して計算した結果である点には注意が必要である。このような計算方法は、後述するケース 2 とケース 3、4 の

ウエイトの絶対値は全期間で低下するため、中学卒の労働時間減少が労働の質を上昇させる効果は弱まる一方、高校卒と高専・短大卒は統合による労働の質への影響がプラスとマイナスではほぼ相殺され、結果的に中学卒のウエイト上昇効果が学歴4区分と2b区分の質指数の差となって表れている。図表5-2-6で示したように3つの学歴の平均賃金と中学卒の賃金の乖離は概ね30%、最大で40%程度と他の2つの学歴よりかなり大きい。学歴統合はこの乖離がゼロになるように中学卒の賃金を相当高く評価することになるため、ウエイトが全期間で上昇したと考えられる。

このように、学歴統合が労働の質に与える影響は年齢統合よりはるかに大きく、また第4節において女性・一般労働者では学歴4区分の方が適切であることが示唆されていたことも考慮し、ケース1からケース5については学歴4区分による労働の質指数の計測結果を図表5-2-7として報告することとした。

## (2) ケース1とケース2の比較

図表5-2-1により産業属性を考慮するか否かのみが異なるケース1と2の差をみると、多くの期間でケース1の成長率の方が高く、1995-2018年でみると両者の差は0.07%ポイントほどであり、ケース0と1の間の差よりは小さい。第4節で言及したように、産業属性を追加しても賃金のばらつきに対する説明力は向上せず寧ろ信頼度が低下すること、また産業間賃金格差は労働者の限界生産性ではなくレントを反映している可能性がある、という点に注目し、産業属性は「最適区分」から除外した。労働の質指数の計測においてもこの方針は変えず、産業属性を考慮したケース1の労働の質指数は過大であると考えケース2の計測結果を採択する。このように方針は既に確定しているため、これ以上の分析は本来必要ないが、産業属性を考慮した場合の過大推計はどの産業が主因になっているのか、念のため確認しておこう。

全労働者は産業属性のみで区分されると仮定する。ただし、簡単化のためJSNA経済活動別分類のような詳細な分類ではなく、日本標準産業分類第10回改訂の産業大分類と似通った9つの産業で区分する。(6)式に従えば、マクロ経済の労働の質指数伸び率に対する各属性グループ（ここでは各産業）の寄与は、ウエイト×労働時間変化率であらわされる四角形の面積で表され、この面積の総計がマクロ経済の労働の質指数伸び率ということになる。図表5-2-8には、マクロ経済の労働の質指数伸び率に対する各産業の寄与を表す四角形、面積の総計、各象限の面積を期間別に示している。なお、図表5-1-1の1行1列が図表5-2-8の第1象限、2行1列が第2象限、2行2列が第3象限、1行2列が第4象限に対応しており、第1・3象限に位置する産業はマクロ経済の労働の質を上昇、第2・4象限に位置する産業はマクロ経済の労働の質を低下させていること

---

比較においてより詳細に解説する。なお、3つの学歴を統合するということは3つの学歴間に賃金格差が存在せず、(7)式の $w_{j,t}$ を3つの学歴の平均賃金に設定することを意味する。

を意味する。

図表中の合計で示したマクロ経済の労働の質指数伸び率は全期間でプラスであるが、2010年以降急減速している。産業別にみると、1995年から2015年においては、第1象限つまり平均より賃金が高く労働時間が拡大したサービス業と、第3象限つまり平均より賃金が低く労働時間が縮小した農林水産業、卸売・小売業、宿泊・飲食サービス業が質指数を引き上げ、その他の産業が引き下げていることがわかる<sup>30</sup>。2015-2018年は他の期間と比較すると第1象限に含まれる産業が多くなったものの、農林水産業の労働時間変化率が大幅に低下し、卸売・小売業、宿泊・飲食サービス業が第4象限へ移動したため、マクロ経済の労働の質指数伸び率は2010-2015年の半分程度までに低下している。

このように産業間で労働時間変化率や賃金が異なることは、推計期間中一貫して労働の質指数を上昇させる効果を持っているが、ケース2はこの効果を除外しているためケース1よりも成長率が低くなったと考えられる<sup>31</sup>。繰り返しになるが、ケース1は過大推計でありケース2がより適切な計測結果である、というのが本研究の考え方であり、以降のケースには産業属性は含まない。

### (3) ケース2とケース3、4の比較

ケース2とケース3（最適区分）やケース4の間には、ケース0とケース1、ケース1とケース2の間で生じていたほどの乖離は生じておらず、1995-2018年の成長率でみた差は0.03-0.04%ポイント程度となっている。Bostler et al. (2016)やZoghi (2007)は、極端に詳細もしくは簡素な属性区分でない場合、属性区分を多少変化させても労働の質の計測結果にはそれほど大きな差は生じないと指摘しており、本研究におけるケース2、3、4についてもその指摘が当てはまっているように見える。属性区分を変化させても計測結果に大きな差が生じない原因を明らかにするために、以下ではJorgenson, Gollop, and Fraumeni (1987)や野村・白根 (2013)による労働の質指数変化率の要因分解法を利用して、各属性が労働の質の変化にどのように寄与しているのかを確認する。

要因分解法の厳密な解説については野村・白根 (2013)に譲り、ここではその概要を解説する。いま、6つの属性（地位、性、年齢、学歴、勤続年数、企業規模）を考慮するケース3の労働の質指数変化率を、以下のような各項の合計として定義する。

---

<sup>30</sup> 卸売・小売業、宿泊・飲食サービス業の労働時間が縮小しているの是一見すると違和感を覚えるが、労働時間＝労働者一人当たり労働時間×労働者数であり、短時間労働者の増加とともに一人当たり労働時間が低下したため当該産業の労働時間が縮小していると考えられる。

<sup>31</sup> ここでは産業以外の属性要因は考慮していないため、図表5-2-8で示した面積の総計が図表5-2-1で示したケース1とケース2の乖離に完全に対応しているわけではない。

$$\begin{aligned}
d\ln Q &= d\ln Q_s + d\ln Q_g + d\ln Q_a + d\ln Q_e + d\ln Q_l + d\ln Q_f \\
&+ d\ln Q_{sg} + d\ln Q_{sa} + \dots + d\ln Q_{lf} \\
&+ d\ln Q_{sga} + d\ln Q_{sge} + \dots \\
&\quad + d\ln Q_{elf} \\
&+ d\ln Q_{sgae} + d\ln Q_{sgat} + \dots + d\ln Q_{aelf} \\
&+ d\ln Q_{sgael} + d\ln Q_{sgaef} + \dots + d\ln Q_{gaelf} \\
&+ d\ln Q_{sgaelf}
\end{aligned} \tag{8}$$

ここで  $d\ln Q = \ln Q_t - \ln Q_{t-1}$  であり、添え字は  $s$  : 地位、 $g$  : 性、 $a$  : 年齢、 $e$  : 学歴、 $l$  : 勤続年数、 $f$  : 企業規模を表す。(8)式の最上段を各属性の主効果とし、例えば地位の主効果  $d\ln Q_s$  であれば、地位以外の属性には賃金格差がないと仮定して(6)式により計算した労働の質指数を意味する<sup>32</sup>。(8)式の二段目以降は交差効果とし、例えば地位と性の交差効果  $d\ln Q_{sg}$  は、地位と性以外の属性には賃金格差がないと仮定して質指数を計算し、そこから地位と性の主効果を控除したものである。考慮する属性をさらに一つ増やし、例えば地位・性・年齢の交差効果  $d\ln Q_{sga}$  を計算するのであれば、地位・性・年齢以外の賃金格差がないと仮定して質指数を計算し、そこから地位、性、年齢の各主効果と、地位・性、地位・年齢、性・年齢の各交差効果を控除する。考慮する属性が増えた場合は、控除する主効果・交差効果の数が増えるだけである。以上より、6つの属性を考慮するケース3の労働の質指数成長率は、主効果6、交差効果57の合計63項に分解されることになる。この結果は図表5-2-9に示した。また、任意の属性について、その主効果と当該属性を含む全ての交差効果を合計したものを限界効果と定義し、計算結果を図表5-2-10に示した。任意の属性が全体として労働の質にどの程度影響を与えているかを測るには限界効果が適していると考えられる。

ケース2、3、4の違いは勤続年数と企業規模を含むか否かであることから、図表5-2-9、5-2-10により勤続年数と企業規模の主効果、交差効果、限界効果を確認する。まず、企業規模に注目すると、1995-2018年において学歴と同程度の比較的大きな正の主効果を持っていることがわかる。先述したケース1とケース2の比較では農林水産業が労働の質に対してプラスに大きく寄与していたことを確認したが、農林水産業の多くが小規模事業者によって営まれ、その労働時間が大きく減少していたことを考慮すれば、企業規模の主効果が大きかったことが理解できる。一方、2010年頃までは主効果をほぼ打ち消す程度のマイナスの交差効果があるが、図表5-2-9で企業規模を含むすべての交差効果をみると地位・企業規模の効果が(絶対値で)最大であることがわかる。つまり、小企業で減少した労働時間は大企業の労働時間を増加させたが、それは相対的に賃金が低い短時間労働者の労働時間の増加によって実現されたと考えられる。その結果、

<sup>32</sup> 上述したケース0と1の比較、ケース1と2の比較は、この主効果のみを利用した分析であった。

2010 年頃までは主効果と交差効果が相殺され限界効果はほぼゼロ、つまり企業規模という属性は労働の質に対してほとんど影響を与えなかったということになる。2010 年以降は地位・企業規模の交差効果が低下したため限界効果が比較的大きなプラスとなり、企業規模を含むか否かのみが異なるケース 2 とケース 4 との間の乖離がやや広がった。

企業規模と比較すると勤続年数の主効果、交差効果はさほど大きくないが、主効果と交差効果が同一符号になり 2 つの効果が相殺されないことがあるため、多くの期間で限界効果（の絶対値）は企業規模より大きく、またその符号はマイナス、つまり労働の質を引き下げるよう作用していた。図表 5-2-1 の成長率をみると、勤続年数の限界効果がマイナスである 2000-2015 年においてケース 3 の成長率はケース 4 よりも低くなっており、勤続年数が労働の質の成長率を低下させていることがわかる。勤続年数が短い労働者は一般的に低賃金であるが、これらの労働者の労働時間が当該期間に増加したため労働の質の成長率が低下したと解釈するのが自然であろう<sup>33</sup>。

このように、勤続年数は概ね労働の質指数を引き下げ、企業規模はほぼ影響なし、という結果を得たが、学歴の限界効果と比較すると勤続年数、企業規模の限界効果はともに小さく、労働の質への影響は限定的である。つまり、労働の質の動きは地位・性・年齢と特に学歴によって多くが規定されてしまうため、勤続年数や企業規模を追加する意義はさほどなく、それらを含まないケース 2 で十分であったということになる。ただし、2005 年以降は学歴、2010 年以降は地位の限界効果が顕著に低下（地位の場合は符号も変化）したため、2015 年以降のケース 2 による労働の質指数成長率はマイナスになる一方、ケース 3、4 はプラスのままであり、勤続年数や企業規模を追加するか否かで労働の質が低下したのか依然として上昇しているのか、逆の結果を得ることになる。

考慮する属性を増やさないと、つまりケース 2 を採用することは、推計作業が簡素化され、作業に伴い生じるエラーを避けられる、という点において非常に魅力的である。しかし、第 4 節において説明力や精度の観点から勤続年数や企業規模を追加することが望ましいと判断したことを重視し、本研究ではケース 2 ではなくケース 3 を最も適切な計測結果とする。なお、第 4 節 5 でも言及したように、勤続年数を考慮する場合は計測用データの整備が非常に難しくなることから、勤続年数を除外したケース 4 を次善の計測結果として採用する。

#### (4) ケース 5 について

図表 5-2-1 の 1995-2018 年において、ケース 5 の労働の質指数成長率は本節で計測したケースの中で最小であり、ケース 3 より 0.09%ポイント程度低くなっている。ケース 3 と 5 の違いは年齢を属性として含むか否かのみであることから、年齢を考慮しないことが労働の質指数成長率を 0.09%ポイント引き下げたということになる。ケース 0

---

<sup>33</sup> 言うまでもないが、相対的に賃金が高い、勤続年数が長い労働者の労働時間が減少した、という効果も労働の質低下の原因になっていると考えられる。

と 1 の差である 0.11%ポイントほどではないにせよ、ケース 1 と 2 の差よりやや大きく、ケース 2 と 3、4 の間に生じた差よりは相当大きい。図表 5-2-10 によると、年齢の限界効果は学歴に次ぐ大きさであり、2015-2018 年を除きプラスである。これを考慮しないケース 5 の質指数成長率がケース 3 より小さくなるのは当然であろう。

一方、第 4 節 5 の分析では、年齢より勤続年数の方が賃金のばらつきをより多く説明可能であり、年齢と勤続年数が同時に含まれている属性区分から年齢を除外しても説明力には大きな影響はなく、年齢を除外するのも一つの選択肢であるという結果を得ていた。年齢が賃金のばらつきをあまり説明できないのであれば、年齢を除外しても労働の質の計測結果には大きな影響はないように思えるが、実際は上述したように比較的大きな質指数成長率の低下をもたらしている。これはどのように理解すればよいのであろうか。

図表 5-2-11 は 2005 年における男性・一般労働者の学歴・年齢・勤続年数別にみた賃金を示している<sup>34</sup>。図表中の緑の曲線は学歴・年齢・勤続年数別賃金であり上述のケース 3 に対応し、赤い横線は年齢を除外した学歴・勤続年数別賃金でありケース 5 に対応する。第 4 節 5 で得られた知見によれば、図表 5-2-11 の赤い横線で示した賃金に対し、年齢という属性を考慮して緑の曲線で示したような年齢間賃金格差を付け加えることは、賃金全体のばらつきに対する説明力をそれほど向上させず、過剰な賃金格差を考慮しているということになる。(6)、(7)式によれば、属性間に賃金格差が存在することが労働の質指数の変化を生み出すが、年齢間の賃金格差は労働の質指数変化率をプラスにするような効果を持っているため、年齢を考慮するケース 3 は年齢を考慮しないケース 5 よりも労働の質指数成長率が高くなったと考えられる。また、ケース 3 に限らず、年齢を考慮しているケース 0 からケース 4 の労働の質指数にはバイアス(多くの年でプラス)が含まれていることになる。

以上の分析をふまえると、年齢を完全に除外して勤続年数を重視したケース 5 を最も信頼できる計測結果とし優先的に利用することも可能であるが、従来 of 計測結果との比較可能性がなくなることや、第 4 節 5 の脚注で言及したような勤続年数を質指数計測用データに取り込む際に生じる推計誤差の存在も考慮し、ケース 5 は現状では参考推計としての利用にとどめることが適当であろう。

## 6. 労働生産性・TFP の計測

労働の質指数についてケース 0 から 5 の 6 種類の計測結果を得たが、ここではそれらを利用してマクロ経済の労働生産性、TFP を計測する。労働の質指数以外の計測に必要

---

<sup>34</sup> 図表 5-2-10 によると年齢の限界効果が 2000-2005 年に最大になっていることから、ここでは 2005 年を対象にしたが、他の年でもほぼ同様の図が得られる。なお、簡単化のため企業規模は除外した。

なデータについては基本的に JSNA のデータを利用することとし、JSNA が提供していないデータ（資本の質、労働・資本のコストシェア）については JIP2021 を補助的に利用している<sup>35</sup>。なお、就業者数については JSNA と JIP の推計方法が異なると考えられ、JSNA 経済活動別分類においてもマクロ経済においても両者には乖離が生じているが、本研究の目的は JSNA ベースの労働生産性・TFP 計測のためのデータセット整備であることから JSNA のデータをそのまま利用することとした<sup>36</sup>。また、2005 年以降の就業者一人当たり労働時間については JSNA の参考推計を利用し、2004 年以前は JIP2021 のデータで補外推計したものを利用している<sup>37</sup>。

### 6.1 労働生産性の計測結果

労働生産性に関する議論の多くは、付加価値（もしくは産出）を分子、就業者数もしくは総労働時間を分母とした労働生産性に基いている。付加価値（もしくは産出）や就業者数、総労働時間は比較的容易に入手可能であり、計算結果は就業者一人当たり付加価値や時間当たり付加価値といった水準（金額）であらわされるため直感的に理解しやすい。一方、本研究のような労働の質まで考慮した労働投入指数を利用した労働生産性は、あまり分析に利用されない。これは、労働投入・質指数を計算するためには多くのデータを収集・整備する必要があることや、労働投入指数に基づく労働生産性の計測結果は水準ではなく、伸び率であらわすために直感的な理解が難しいといった点が利用を妨げる原因となっていると考えられる。

労働投入指数は就業者数や総労働時間よりも包括的で優れた労働投入の指標であると考えられるが、上述したような理由で利用されないことにより、労働生産性の計測結果はどの程度歪むことになるのであろうか。

図表 6-1-1 は就業者数ベース、総労働時間ベースの労働生産性と、第 5 節で検討した 6 つのケース別の労働の質指数を利用した労働投入指数ベースの労働生産性の計測結果を示している。すべての労働生産性は、分子に JSNA によるマクロ経済の実質国内総生産（統計上の不突合を含まず）を利用して計測している。図表 6-1-1 の 1) 成長率については各計測結果をそのまま比較できるが、同表の 2) 指数については各計測結果の水準を比較することはできない。1994 年と比較して労働生産性が何倍になったかということ、各計測結果の間で比較することのみが可能である点には注意が必要である。

まず成長率についてみてみよう。2005-2010 年は、期間中にリーマンショックを含むため例外として除くと、成長率は経年で低下傾向にある。また、労働投入指数ベースの

---

<sup>35</sup> <https://www.rieti.go.jp/jp/database/JIP2021/index.html>（経済産業研究所 Web ページ）

<sup>36</sup> 労働生産性や TFP を計測する際の就業者数は JSNA を利用しているが、労働の質を計算する際に利用する属性別就業者数は主に JIP2021 を利用している。詳細は補論を参照。

<sup>37</sup> JSNA の参考推計は以下の Web ページよりダウンロードした（就業者の労働時間数に係る参考系列）。  
[https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data\\_list/hours-worked/hw\\_top.html](https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/hours-worked/hw_top.html)

成長率は就業者数ベース、総労働時間ベースよりも相対的に低い、ということがわかる。第5節でみたように、労働の質指数はごく一部のケース・期間を除いてプラス成長していることから、労働投入指数の成長率は就業者数や総労働時間の成長率よりも高くなり、労働投入指数ベースの労働生産性成長率は相対的に低く計測されることになる。一方、直近の2015-2018年において、就業者数ベースの成長率のみがマイナス、総労働時間ベース、労働投入指数ベースの成長率はプラスである。当該期間において就業者数は大きく増加したが、それは短時間労働者の増加によって実現されていたため総労働時間や労働の質は就業者数ほど増加せず、労働生産性成長率の符号が異なるほど大きな計測結果の差に結び付いたと考えられる<sup>38</sup>。

次に指数についてみてみよう。総労働時間ベースの計測結果によれば、1994年から2018年の24年間で労働生産性は1.30倍になったということになるが、就業者数ベースではおよそ1.21倍、労働投入指数ベースでは1.12~1.18倍程度であり、計測方法により小さくない差が生じている。労働生産性が四半世紀で3割上昇したと考えるのか、1割そこそこ上昇したと考えるのか、どちらを前提にするかで労働生産性に関する議論は大きく変わるのではなかろうか。

このように、一般的に利用される就業者ベース、総労働時間ベースの労働生産性は、労働投入指数ベースの労働生産性と比較すると成長率、指数のどちらでみても高い。つまり、より精緻に計算した労働投入を利用した場合、日本の労働生産性の低迷は通常考えられているよりも深刻であると考えられる。また、2015-2018年のように、計測方法によっては労働生産性が上昇しているのか下降しているのか、その判断が異なる可能性もあることがわかった。労働生産性に関して議論する際には、就業者数ベースや総労働時間ベースの計測結果はもちろん、労働投入指数ベースの計測結果も併せて考慮し、計測結果にある程度の幅があることを前提とするべきであろう。

## 6.2 TFPの計測結果

労働投入・質指数の各ケースに応じたTFPの計測結果を図表6-2-1に示した<sup>39</sup>。TFPを計測する際は労働投入にウェイトを乗じて利用するため、労働投入・質指数のケース別の計測結果ほどの幅は生じないが、図表6-2-1の1)成長率の全期間でみると最大で0.157%ポイント、期間別にみると1990年代後半で0.259%ポイント、2000年代で0.248%ポイントの幅が確認され、2010年代は0.034%と他の年代より幅が縮小していることが

---

<sup>38</sup> 当該期間において実質国内総生産の成長率は1.12%、就業者数は1.19%、総労働時間（就業者一人当たり労働時間×就業者数）は0.62%、労働の質は-0.05~0.20%（いずれも年率）であった。総労働時間と労働の質の成長率の合計が労働投入指数の成長率であり0.57~0.82%となるため、労働投入指数ベースの労働生産性の成長率はプラスになる。

<sup>39</sup> TFPの計測方法は深尾・宮川編（2008）、深尾編（2021）を参照。

わかる<sup>40</sup>。このように、TFP の計測結果にはある程度の幅が生じるものの、0.034~0.259%ポイントという一見すると微小な幅であるため、様々なケースの労働投入・質指数を導入する意味はさほどないように思える。しかし、TFP の成長率ではなく、マクロ経済の成長において資本投入や労働投入、TFP がどの程度寄与したか、その寄与度に注目すると、ケース別の労働投入・質指数の計測と、それに応じた TFP を計測する意味がより明確になる。

図表 6-2-2 の 1) 寄与は、マクロ経済の実質国内総生産成長率を資本、労働、TFP の寄与に分解した、いわゆる成長会計分析の結果であり、図表 6-2-1 の結果は当該表の TFP 部分に表記されているものと同一である。一方、実質国内総生産成長率を 100 とした場合に、資本、労働、TFP のそれぞれの寄与が何パーセントに相当するかを示したのが図表 6-2-2 の 2) 寄与度である。これによれば、2000-2010 年の 10 年間の労働投入の寄与度の差は大きく、最大 60%、最小 8.3%と 51.7%ポイントの幅が存在する。この期間は TFP の寄与度にも 51.6%ポイントの大きな幅がある。この 10 年間より前の期間(1995-2000 年)の TFP の寄与度の差は 20.4%ポイント、後(2010-2018 年)は 9.9%ポイントであり、それらと比較すると 2000-2010 年における TFP の寄与度の幅は非常に大きいことがわかる。仮に労働投入・質指数にケース 0 を採用した場合、2000-2010 年における経済成長の 60%は労働投入、-0.9%が TFP の寄与となるが、ケース 5 を採用した場合には 8.3%が労働投入、50.7%が TFP の寄与となり、労働投入と TFP の寄与度はまったく逆の大小関係となる。全期間で見れば、いずれのケースでも TFP の寄与度が労働投入の寄与度を上回っているため 2000-2010 年のような寄与度の逆転は生じないが、ケース 0 の場合においては、資本の寄与度が TFP の寄与度を上回り、他のケースとは異なり資本が最も寄与したという結論となる。

なお、本研究において「最適区分」として採用したケース 3 の全期間をみると、TFP の寄与が 45.4%と最も大きく、資本の寄与が 39.0%、労働の寄与は 15.6%であった。

通常、TFP の計測の際には、先行研究に準拠した方法、もしくは国際比較可能な方法で計測した労働投入を利用する。しかし、そのような労働投入を利用した TFP と、現実に観測される賃金等のデータを忠実に反映した労働投入を利用した TFP を比較した場合、特に寄与度で見ると大きな違いが生じる。つまり、TFP に関して議論する際に、どのような TFP の計測結果を利用するかにより、TFP を高めるような施策を講じるべきなのか、TFP ではなく労働投入を高めるべきなのか、まったく異なる結論に至る可能性がある。標準的・国際比較可能な方法に基づいて計測された労働投入と、それに基づく TFP を唯一無二の結果とするのではなく、TFP の計測結果にはある程度の幅があり、それを

---

<sup>40</sup> JIP で採用されている属性区分であるケース 0 の労働投入・質指数を利用した TFP に注目すると、1995-2010 年において全てのケースの中で最も低く、2010-2015 年で中位、2015-2018 年では最も高くなっている。本研究で TFP 計測に利用した JSNA と JIP の間には若干の概念差や計測方法の違いがあるため、それぞれの TFP を直接比較することはできないが、JIP のマクロ経済の TFP は 1995-2010 年においてやや低め、直近の 2015-2018 年はやや高めに計測されている可能性がある。

前提としても成り立つような生産性に関する分析、議論、政策立案等が行われるべきであろう。

## 7. まとめ

本研究で得られた知見は以下のとおりである。

- ① TFP を計測するには、就業者数や総労働時間よりも労働投入指数を用いることが標準的である。労働投入指数を計測する際にはすべての労働者を属性グループに分割する必要があるが、賃構や就調の個票を利用して Bosler et al. (2016) に準拠して分析した結果、性・地位（一般労働者、短時間労働者、自営業主）別に年齢 6 区分・学歴 2 区分・勤続年数 6 区分・企業規模 4 区分に分割することが妥当であると判断し、これを「最適区分」とした。
- ② 「最適区分」以外にも JIP データベースで採用している区分や、一般的な労働の質指数では必ず考慮される年齢をあえて除外した区分等、いくつかの代替的な属性区分を設定し、各ケースの労働の質指数を計算した。その結果、1994-2018 年における労働の質指数の成長率は最大で 0.634%、最小で 0.393%（いずれも年率）となり、無視できない幅が生じることがわかった。
- ③ 労働投入の計測結果に幅があるため、それを利用した労働生産性・TFP の計測結果にも幅が生じる。総労働時間ベースの労働生産性は 1994-2018 年において 1.30 倍上昇したが、同期間の労働投入ベースの労働生産性は 1.12~1.18 倍の上昇にとどまる。また、実質付加価値成長率に対する TFP の寄与度をみると、2000-2010 年のようにケース間で -0.9% から 50.7% という大きな幅が生じている。
- ④ 労働投入の測り方次第では労働生産性や TFP の計測結果に大きな幅が生じるため、労働生産性や TFP に関して議論する際は、このことを常に念頭に置く必要がある。

最後に今後の課題をいくつか挙げておこう。職業や勤続年数といった属性は重要であるにもかかわらず、データの不足などが理由で、それら属性別の賃金や労働時間はもちろん、人数ですら精度の高い値を推計するのが難しい。賃構・就調以外で利用可能な統計を吟味し、それら属性をより積極的に取り込めるようなデータの整備が必要である。また、本研究における就業者数、労働時間は、JSNA（一部は参考推計）のデータと、JIP データベース・賃構・就調を組み合わせた独自のデータの 2 種類を併用しており、両データの整合性が取れていない、という点についても検討していく必要がある。そして、労働投入・質指数、労働生産性・TFP の計測結果に関して、今回は日本に適した形で労働の質指数を計測することに主眼に置いたため、国際比較の観点に基づいた分析を行うことが難しい。日本の労働の質を十分に反映しつつ、国際比較も可能な指標について検討していく必要がある。

## 参考文献

- Bosler, Canyon, Mary C. Daly, John G. Fernald, Bart Hobijn (2016), “The Outlook for U.S. Labor-Quality Growth,” *NBER Working Paper* No. 22555.
- Clark, Robert L., and Naohiro Ogawa (1992), “Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States : Comment.” *The American Economic Review*, vol. 82, NO. 1, pp. 336-345
- Hashimoto, Masanori, and John Raisian, “Employment tenure and earnings profiles in Japan and the United States,” *The American Economic Review*, 1985, 75 (4), 721-735.
- Jorgenson, D. W., F. M. Gollop, and B. M. Fraumeni (1987), *Productivity and U.S. Economic Growth*, Cambridge, Mass: Harvard University Press.
- Jäger, Kirsten (2018), “EU KLEMS Growth and Productivity Accounts 2017 release - Description of Methodology and General Notes,” The Conference Board.
- Kodama, Naomi and Kazuhiko Odaki (2012), “A New Approach to Measuring the Gap between Marginal Productivity and Wages of Workers,” *RIETI Discussion Paper Series 12-E-028*.
- Mincer, Jacob, and Yoshio Higuchi, “Wage structures and labor turnover in the United States and Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 1988, 2 (2), 97-133.
- Zoghi, Cindy (2007), “Measuring Labor Composition: A Comparison of Alternate Methodologies,” Abraham, Katharine G., Spletzer, James R. and Harper, Michael eds., *Labor in the new economy*, pp. 457-485, University of Chicago Press.
- 伊藤伸介・出島敬久・小林良行 (2012) 「ミンサー型賃金関数による賃金の期待値と実現値の比較とその応用——『賃金センサス』と『就業構造基本調査』とものにして——」, Discussion Paper Series A No. 576, 一橋大学経済研究所.
- 上島康弘・舟場拓司 (1993) 「産業間賃金格差の決定因について」, 『日本経済研究』24, pp. 42-72, 日本経済研究センター.
- 川口大司・神林龍・金榮慤・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』, Vol. 58, No. 1, pp. 61-90, 一橋大学経済研究所.
- 篠崎武久 (2008) 「『賃金構造基本統計調査』の調査方法の変更と賃金格差の推移」, 『人文社会科学研究』48, pp.131-144, 早稲田大学.
- 野村浩二・白根啓史 (2013) 「日本の労働投入における質的变化：1955-2011年」, Discussion Paper Series No. 48, DBJ Research Center on Global Warming.

- 深尾京司・牧野達治・池内健太・権赫旭・金榮慤（2014）「生産性と賃金の企業規模間格差」, 日本労働研究雑誌, 第 649 号, pp. 14-29, 日本労働政策研究・研修機構.
- 深尾京司・宮川努編（2008）『生産性と日本の経済成長：JIP データベースによる産業・企業レベルの実証分析』, 東京大学出版会.
- 深尾京司編（2021）『サービス産業の生産性と日本経済：JIP データベースを用いた実証分析』, 東京大学出版会.
- 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 17-J-008, 経済産業研究所.

## 補論 労働投入・質指数計測のためのデータセット整備

労働投入・質指数を計測するためには、日本経済全体について対象期間（本研究の場合は1994-2018年）の各年次における属性区分別労働者数、一人当たり労働時間、一人当たり賃金・収入からなるデータセットを整備する必要がある。就調と賃構の個票のみを利用してデータセットを作ることも可能であるが、両統計間には調査対象の範囲（カバレッジ）や調査の間隔などについて下記のような様々な問題が生じるため容易ではない。

- ① 就調は日本経済全体をカバーしているため産業や企業規模等に漏れは生じないが、調査間隔が5年であり中間年をどのように補間するかという問題がある。
- ② 賃構は毎年調査されており中間年の補間の問題は生じないが、雇用者以外は調査対象外であり、産業や企業規模について日本経済全体をカバーしていないため、それをどのように補正するかという問題がある。
- ③ 就調と賃構でカバレッジが重なる部分についてのみ、就調を5年毎のベンチマークとして中間年を賃構の動きで繋ぎ推計するという方法も試したが、属性区分が詳細な場合、同一属性の労働時間や賃金について就調と賃構の間で大きな差が生じ、推計結果が不安定になる場合がある。

ある属性の労働者について、賃構ではいくつかのサンプルが利用できたとしても、就調では1サンプルもしくはサンプルなしという場合があるため、③のように賃構を就調に無理に合わせるような処理をすると当該属性の労働時間や賃金の推計結果が大きく暴れ、労働投入・質指数も非常に不安定な動きを示すことがある。よって、属性を詳細に区分するためにはサンプルサイズの大きい賃構を優先的に利用し、カバレッジの広さという点で有利な就調は、サンプルが十分確保できるよう属性区分をある程度集約してから賃構のカバレッジ修正に利用した。また、就調の調査年間の推移を補正するため、また本文4.4で言及した自営業主・家族従業者の労働報酬推計問題に対応するため、JIP2021労働データも併せて利用することとした<sup>41</sup>。なお、JIP2021労働データでは学歴の情報も利用できるが、それは就調や賃構、『国勢調査』の公表データから推計したものであり、十分な精度が確保されているとは言い難いため、JIP2021労働データは産業×性×年齢という属性区分レベルでの利用にとどめた<sup>42</sup>。

---

<sup>41</sup> 本文4.4では就調の自営業主の収入をそのまま労働報酬と見做しているが、労働投入・質指数計測のためのデータセットでは、JIP2021労働データにおける産業×性×年齢別自営業主・家族従業者の労働報酬を基準とし、後述するESS\_2（もしくはRATIO\_3）という比率でより詳細な属性別の自営業主・家族従業者の労働報酬を推計している。

<sup>42</sup> JIP2021労働データにおけるフルタイム雇用者の学歴別労働者数、労働時間、賃金は、賃構の企業規模10人以上、民営事業所に関する公表データを企業規模10人未満や民営以外に対しても一律に適用してい

データセット整備作業の各工程の概要は以下のとおりである。

## 1. 就調の整備

A) 各年の就調個票を利用し、「最適区分」に JSNA 経済活動別分類を加えた区分で労働者数、労働時間、賃金・収入を集計する<sup>43</sup>。各年・各属性の集計結果を線形補間し（2018年は2017年と同一とする）、1994-2018年のデータを整備する。

B) Aのデータより以下の5種類の集計を行う。

- ① 地位×産業×性×年齢別データ
- ② 地位×産業×性×年齢×学歴×勤続年数×企業規模別データ
- ③ 企業規模10人以上で経営組織が会社とその他の法人について、地位×産業×性×年齢別データ
- ④ 企業規模10人以上で経営組織が会社とその他の法人について、地位×産業×性×年齢×勤続年数×企業規模別データ
- ⑤ 企業規模10人以上で経営組織が会社とその他の法人について、地位×産業×性×年齢×学歴×勤続年数×企業規模別データ

C) Bのデータより以下の3つの比率を属性区分別に計算する。

$$\text{ESS}_1 : B\text{-}\textcircled{3}/B\text{-}\textcircled{1}$$

$$\text{ESS}_2 : B\text{-}\textcircled{2}/B\text{-}\textcircled{1}$$

$$\text{ESS}_3 : B\text{-}\textcircled{5}/B\text{-}\textcircled{4}$$

## 2. 賃構の整備

A) 各年の賃構個票から民営、企業規模10人以上のサンプルのみを抽出する。このサンプルから時給を計算し、平均±3×標準偏差から外れるサンプルは異常値として除外しておく。

B) Aのサンプルを利用し、「最適区分」に JSNA 経済活動別分類を加えた区分でデータを集計する。

---

る。本研究では、企業規模10人未満や民営以外については就調の個票の情報を活用しており、JIP2021労働データよりも精度は向上していると考えられる。なお、JIP2021労働データにおけるパートタイム雇用者や自営業主・家族従業者の学歴別労働者数、労働時間、賃金は、就調のオーダーメイド集計結果を利用しており、フルタイム雇用者のようなカバレッジの問題は生じていない。

<sup>43</sup> 以降、労働者数、労働時間、賃金・収入を総称したものを「データ」とし、各工程において「データ」と表記されている場合は労働者数、労働時間、賃金・収入のそれぞれに対して全く同じ作業を行うことを意味する。

- C) B のデータより以下の 4 種類の集計を行う。
- ① 一般労働者について産業×性×年齢別データ
  - ② 一般労働者について産業×性×年齢×学歴×勤続年数×企業規模別データ
  - ③ 短時間労働者について産業×性×年齢別データ
  - ④ 短時間労働者について産業×性×年齢×勤続年数×企業規模別データ

- D) C のデータより以下の 2 つの比率を属性区分別に計算する。

$$\text{BSWS}_1 : \text{C-②} / \text{C-①}$$

$$\text{BSWS}_2 : \text{C-④} / \text{C-③}$$

### 3. 就調と賃構の統合

- A) 就調と賃構で計算した計 5 つの比率を使い、以下の 3 つの比率を準備する。

RATIO\_1：農林水産業と公務を除く一般労働者推計用比率

$$\text{ESS}_1 \times \text{BSWS}_1$$

RATIO\_2：農林水産業と公務を除く短時間労働者推計用比率

$$\text{ESS}_1 \times \text{ESS}_3 \times \text{BSWS}_2$$

RATIO\_3：①、②に該当しない全ての労働者推計用比率

$$\text{ESS}_2$$

- B) 異常値処理

産業×地位別に A の比率の平均、標準偏差を計算し、平均±3×標準偏差に入らない比率については上限を平均+3×標準偏差、下限を平均-3×標準偏差に入れ替えた。

### 4. JIP2021 労働データとの統合

- A) JIP2021 労働データを以下の 3 つのグループに分けて JSNA 経済活動別分類×性×年齢別に集計する。

GROUP\_1：農林水産業と公務を除くフルタイム雇用者

GROUP\_2：農林水産業と公務を除くパートタイム雇用者

GROUP\_3：農林水産業と公務のフルタイム雇用者、パートタイム雇用者、JSNA 経済活動別分類別自営業主・家族従業者

- B) 上記各グループのデータに対し、3 で準備した比率を乗じたものを JSNA 経済活動別分類別データセットとする。

$$\text{RATIO}_1 \times \text{GROUP}_1$$

RATIO\_2×GROUP\_2

RATIO\_3×GROUP\_3

- C) 本文中の図表 5-2-3 で示したケース 1 から 5 の労働投入・質指数の推計は、B のデータセットを適宜集計（例えば「最適区分」であれば産業を集計）して利用する<sup>44</sup>。

(注意点)

2007 年 10 月の郵政民営化に伴い、郵便業の扱いが公的企業から民間企業へ変わるが、本研究では郵便業を一貫して規模 1000 人以上の民間企業として扱うため、就調と賃構をそれぞれ調整する必要がある。就調と賃構の郵便業は期間別に以下のように扱われている。

就調（経営組織）

1992、1997、2002 年：官公庁

2007 年以降：会社

賃構（民公）

2007 年まで：公営

2008 年以降：民営

就調の 1992 年の通信業、1997、2002 年の郵便業の経営組織を官公庁から会社へ、従業者規模を官公庁から 1000 人以上に変更する。また、賃構の 1992-1995 年の郵便業、1996-2003 年の郵便業、2004-2007 年信書送達業、郵便局を民営に変更する<sup>45</sup>。

---

<sup>44</sup> ケース 0 の労働投入・質指数は年齢区分と学歴区分がケース 1 から 5 よりも詳細であるため、本解説で推計したデータセットは利用できない。よって、年齢を 11 区分、学歴を 4 区分に修正してから本解説と同様の作業を行ってデータセットを別途推計した。

<sup>45</sup> 賃構における郵便業のほとんどのサンプルが企業規模 1000 人以上となっており、就調との整合性はほぼ保たれていると考えられる。