

## 労働力調査における未活用労働指標の遡及集計に関する検討

大島 敬士<sup>†</sup>堀川 泰輝<sup>‡</sup>A Study on an Aggregation of Past Labour Underutilization Indicators  
in the Labour Force SurveyOSHIMA Keiji  
HORIKAWA Taiki

本稿では、労働力調査（詳細集計）において2018年から公表されている未活用労働指標について、詳細集計の公表が開始された2002年から2017年までの遡及集計に関する検討を行った。

2017年以前の未活用労働指標の算出に必要な結果のうち、2018年以降の新たな調査事項を用いて集計されている追加就労希望就業者については、複数の推計方法により試算及びその比較を行った。また、追加就労希望就業者以外の結果は、2018年以降の結果とほぼ同概念になるよう集計結果の組替えにより遡及集計を行った。

検討の結果、追加就労希望就業者の遡及集計については、比較を行った推計方法において大きな違いはみられなかった。また、推計された追加就労希望就業者、組替集計による集計結果及び未活用労働指標の推移には断層はみられず、長期の時系列比較が可能な結果が得られた。

キーワード：労働力調査、未活用労働指標、追加就労希望就業者

In this paper, a method for aggregating past labour underutilization indicators which have been published since 2018 in the Labour Force Survey is proposed. Among series necessary for the calculation of labour underutilization indicators before 2017, the persons in time-related underemployment aggregated using new item on the questionnaire after 2018 was estimated and compared using multiple estimation methods. The series other than the persons in time-related underemployment were aggregated so that the concept is almost the same as the results after 2018.

In conclusion, regarding an estimation of the persons in time-related underemployment, results by using the methods used for comparison were almost the same. Also, no gaps were observed in the aggregated past labour underutilization indicators, and the results that enable long-term time series comparison were obtained.

Key Words: Labour Force Survey, Labour Underutilization Indicators, Persons in Time-related Underemployment

<sup>†</sup> 総務省統計局統計調査部国勢統計課労働力人口統計室

<sup>‡</sup> 総務省統計局統計調査部国勢統計課

## はじめに

単一の失業率で失業状態を把握するだけでなく、失業率を補足・代替する指標も活用し、失業者と就業者又は非労働力人口の境界領域に存在する者の動向など、失業率からでは捉えきれない多面的な情報を得ることで、失業状態をよりの確に把握しようとする取組みは、これまで国際的に行われてきた<sup>1</sup>。米国では、1970年代に「シスキンの7つの失業指標」(U指標)と呼ばれる未活用労働に関する指標(失業率(U-5)を含むU-1~U-7の7つの指標<sup>2</sup>)が独自に開発され、Current Population Survey(CPS)において同指標の公表が開始された。その後、同指標は1994年のCPSの設計の見直しを機に、現在のU-1~U-6の6つの指標<sup>3</sup>に再編されている(S.E.Haugen(2009))。同指標は、従来の失業の概念を拡張又は限定した複数の指標等を算出することで、失業の深刻度や失業者だけでなく失業に近い状態の者を捉えることを目的としている。また、日本においては、労働力調査や労働力調査特別調査を用いた同指標の試算や国際比較がこれまで数多く行われており、例えば、厚生労働省(2002)、岩井(2010)、労働政策研究・研修機構(2019)などが存在する。

こうした中で、2013年にILO(国際労働機関)が主催する第19回国際労働統計家会議(ICLS: International Conference of Labour Statisticians)が開催され、未活用労働(Labour underutilization)に関する新たな指標の設定などを含む決議“Resolution concerning statistics of work, employment and labour underutilization”が採択された。具体的には、「就業状態に関する人口の分類変更」に関する事項として、従来の決議では、人口は就業者、失業者及び非労働力人口の3つに分類されていたが、新たな決議では、これに加えて時間関連不完全就業者<sup>4</sup>(Persons in time-related underemployment)、失業者(Persons in unemployment)及び潜在労働力人口(Potential labour force)からなる「未活用労働」と呼ばれる労働の需要と供給が一致しない者についての概念が導入された。また、「未活用労働の計測」に関する事項として、未活用労働指標と呼ばれる4つの指標(LU1~LU4)が示され、このうち複数の指標を公表すべきとされた<sup>5</sup>。

未活用労働を的確に捉えることで、まだ活用できていない労働力がどの程度存在するか、すなわち労働供給の余地を把握することが可能となる。具体的には、失業者、追加就労希望就業者(短時間就業者のうち仕事を追加したい者等)及び潜在労働力人口(就業を希望しており、すぐに働くことができるが今は求職活動をしていない者等)からなる未活用労働は、可能であれば就業又は就業時間を増やしたいと考える者、すなわち労働供給の増加要因となり得る。また、失業者だけでなく、未活用労働全体を捉えることで、従来から公表している完全失業者を対象とする完全失業率からだけでは把握できない労働需給の緩みをよりの確に把握することが可能となる。

<sup>1</sup> 失業率の補足・代替指標に関する国際的な議論や取組みについては、岩井(2010)や総務省(2018a)を参照されたい。

<sup>2</sup> U-1:15週間以上の長期失業率、U-2:非自発的な離職による失業者の失業率、U-3:世帯主失業率、U-4:フルタイム求職の失業率、U-5:失業率、U-6:フルタイム求職の失業者、パートタイム求職の失業者の半数、非自発的パートタイムの半数を合わせた割合、U-7:U-6に求職意欲喪失者を加えた割合。

<sup>3</sup> U-1:15週間以上の長期失業者の割合、U-2:失職失業者又は一時的に雇用契約が満了した者(非自発的な失業者)の割合、U-3:失業率、U-4:失業者と求職意欲喪失者の割合、U-5:失業者と求職意欲喪失者及びその他の縁辺労働者の割合、U-6:失業者、縁辺労働者及び経済的理由による短時間就業者の割合。なお、求職意欲喪失者(discouraged workers)とは、縁辺労働者のうち、適当な仕事がないため現在仕事を探していない者。また、縁辺労働者(marginally attached workers)とは、就業希望の非労働力人口のうち、仕事があればすぐにつくことができ、過去12か月に仕事を探したことがあるが過去4週間には仕事を探さなかった者。

<sup>4</sup> 日本の労働力調査では、ILO決議(2013年)における「時間関連不完全就業者」について、具体的な要件を設定したものを「追加就労希望就業者」として公表している。

<sup>5</sup> 新たな決議で示されたその他の変更点としては、失業者の要件のうち「求職活動期間」について従前の決議では具体的な期間は明示されていなかったが、「直近4週間又は1か月」とされた。さらに、失業者の要件のうち「就業可能である時期」については従前では1週間と示されていたが、「各国の事情により先へ2週間を超えない範囲」とされた。

こうした状況などから、労働力調査では2018年に調査票<sup>6</sup>の変更が行われ、完全失業者の求職活動期間の要件を1週間から1か月に拡大した失業者、追加就労希望就業者及び潜在労働力人口からなる未活用労働について新たに把握を行っている。そして、2018年1～3月期の詳細集計から、未活用労働とそこから計算される未活用労働指標（LU1～LU4）等の公表を開始している。

しかしながら、未活用労働指標については、2018年以降の新調査票において新設された調査事項を用いた追加就労希望就業者が存在していることなどから、2017年以前の結果は存在しておらず、長期の時系列比較ができない状況にある。こうしたことから、本稿では、詳細集計の公表が開始された2002年から2017年までの未活用労働指標の遡及集計の方法に関する検討を行った<sup>7</sup>。また、検討を行った遡及集計による同指標の結果は、男女・年齢階級別の結果も試算することで、多角的な視点での資料提供を行うことについても本稿の目的としている。

本稿の構成は次のとおりである。第1節では、未活用労働の遡及集計に当たっての検討の方向性及び集計方法について述べる。第2節では、追加就労希望就業者の各要件に該当する者の状況及び検討を行った推計方法について述べた上で、第3節ではそれらの方法による試算結果を示す。第4節で2017年以前の未活用労働指標等の試算及び考察を行う。そして、第5節では、結果のまとめと課題について述べる。

## 1. 遡及集計に関する検討の方向性及び集計方法

### 1.1 検討の方向性

未活用労働指標の遡及集計に必要な集計項目の多くは、旧調査票の調査事項を用いることで、2018年以降の項目とほぼ同概念となるよう遡及集計が可能である。しかしながら、追加就労希望就業者については、2018年以降の新調査票において新設された調査事項を用いて集計されており、集計結果の組替えによる遡及集計は困難である。このため、追加就労希望就業者の遡及集計に当たっては、複数の推計方法による試算を行うこととした。

なお、未活用労働に関する用語等については、総務省（2018b）を参照されたい。

### 1.2 集計方法

#### 1.2.1 追加就労希望就業者

追加就労希望就業者は、2017年以前は「就業時間の追加ができる」に関する調査事項が存在しないことから、第2.3節のとおり複数の推計方法による試算を行った。

#### 1.2.2 完全失業者以外の失業者

「完全失業者以外の失業者」は、就業希望者又は就業内定者の非労働力人口のうち、

- ・1か月以内に求職活動を行っている
- ・すぐに就業できる

とした者を「完全失業者以外の失業者」として遡及集計を行う。

<sup>6</sup> 労働力調査では、基礎調査票及び特定調査票の2種類の調査票を用いて調査している。また、公表については、基礎調査票から集計する基本集計（月次公表）、主として特定調査票から集計する詳細集計（四半期公表）からなる。

<sup>7</sup> 2001年以前については、労働力調査特別調査（主に毎年2月に調査）の結果を用いた未活用労働指標の遡及集計も考えられるものの、これは本稿の検討対象外としている。

### 1.2.3 拡張求職者

拡張求職者は、就業希望者又は就業内定者の非労働力人口<sup>8</sup>のうち、

- ・ 1か月以内に求職活動を行っている
- ・ すぐではないが2週間以内に就業できる

とした者を拡張求職者として遡及集計を行う。

### 1.2.4 上記以外の項目

就業可能非求職者は、要件どおりの遡及集計が可能である。また、その他の項目については、遡及集計を行った結果及び公表値の加減により算出する。

以上の遡及集計の方法について整理したものは、表1のとおりである。

表1 未活用労働の遡及集計の方法

項目（2018年以降）	2017年以前の集計方法	要件
15歳以上人口	公表値	-
労働力人口	「就業者」+「失業者」	-
就業者	公表値	-
うち追加就労希望就業者	2017年以前は、右要件(3)に関する調査事項が存在しないため、推計が必要	(1) 週35時間未満の就業者 (2) 就業時間の追加を希望 (3) 就業時間の追加ができる
失業者	「完全失業者」+「完全失業者以外の失業者」	(1) 就業者ではない (2) 1か月以内に求職活動を行っている (3) すぐに就業できる
完全失業者	公表値	-
完全失業者以外の失業者	就業希望又は就業内定者の非労働力人口のうち、 (1) 1か月以内に求職活動を行っている (2) すぐに就業できる	(1) 就業者ではない (2) 1週間以内に求職活動を行っていないが、1か月以内に求職活動を行っている (3) すぐに就業できる
非労働力人口	「非労働力人口（公表値）」 -「完全失業者以外の失業者」	-
うち潜在労働力人口	「拡張求職者」+「就業可能非求職者」	-
拡張求職者	就業希望又は就業内定者の非労働力人口のうち、 (1) 1か月以内に求職活動を行っている (2) すぐにはないが、2週間以内に就業できる	非労働力人口のうち、 (1) 1か月以内に求職活動を行っている (2) すぐにはないが、2週間以内に就業できる
就業可能非求職者	右要件のとおり	非労働力人口のうち、 (1) 1か月以内に求職活動を行っていない (2) 就業を希望している (3) すぐに就業できる

## 2. 追加就労希望就業者の要件及び推計方法

### 2.1 追加就労希望就業者の要件及び調査事項

追加就労希望就業者の要件は、「要件(1)：週35時間未満の就業者」、「要件(2)：就業時間の追加を希望」及び「要件(3)：就業時間の追加ができる」の3つである（表2）。

表2 追加就労希望就業者の要件及び調査事項

追加就労希望就業者要件	調査事項		該当者（万人）
	旧調査票（～2017年）	新調査票（2018年～）	2018年
(1) 週35時間未満の就業者	基礎調査票 ⑤・⑧	基礎調査票 ⑤・⑥	2308 =(1)
(2) 就業時間の追加を希望	特定調査票 A2	特定調査票 A2	270 =(1)∧(2)
(3) 就業時間の追加ができる	- (調査事項なし)	特定調査票 A6	183 =(1)∧(2)∧(3)

<sup>8</sup> 2018年の拡張求職者（4万人）のうち、就業非希望者は1万人となっているものの、拡張求職者は少ないことから、本稿における2017年以前の拡張求職者については、就業希望者又は就業内定者の拡張求職者を対象としている。なお、「完全失業者以外の失業者」については、調査票の設計上、就業非希望者は存在しないものとされている。

要件(1)は基礎調査票、要件(2)及び(3)は特定調査票の調査事項を用いて集計されている。しかしながら、先述のとおり要件(3)は2018年以降の新調査票において新設された調査事項であることから、2017年以前の追加就労希望就業者は、他項目と同様に遡及集計を行うことはできず、一定の仮定を置いた上で推計する必要がある。

なお、本節以降、週35時間未満の就業者、週35時間未満の就業者のうち就業時間の追加を希望している者、追加就労希望就業者については、それぞれ、「要件(1)の者」、「要件(1)∩(2)の者」、「要件(1)∩(2)∩(3)の者」と表記することとする。

## 2.2 各要件の該当者の状況

次に、「要件(1)の者」や「要件(1)∩(2)の者」等の時系列的な推移<sup>9</sup>を確認しておく。

「要件(1)の者」は、2012年第4四半期以降、増加傾向がみられ、特に2018年以降は大きく増加している。また、従業上の地位・雇用形態別にみると、正規の職員・従業員（正規雇用者）及び自営業主・家族従業者・役員等については、2002年以降、概ね350～450万人程度で推移している。特に、正規雇用者は、カレンダーの曜日や祝日の配置などの影響を含む季節変動が他の系列に比べ大きい<sup>10</sup>。また、非正規の職員・従業員（非正規雇用者）は、2002年以降増加傾向で推移している（図1）。

「要件(1)∩(2)の者」は、2012年以降、減少傾向がみられたが、2018年第1四半期には「要件(1)の者」の増加に伴う水準の上昇がみられ、その後はほぼ横ばいで推移している。また、従業上の地位・雇用形態別にみると、正規雇用者、非正規雇用者及び自営業主・家族従業者・役員等のいずれの系列においても、程度の差はあるものの、2008年後半のリーマンショック以降に増加がみられる。ただし、正規雇用者では2008年第4四半期以降増加し、2009年第2四半期をピークにそれ以降は減少傾向に転じるなど比較的短期間で減少がみられたのに対して、非正規雇用者は2008年第4四半期以降増加し、2010年第2四半期がピークとなっており、正規雇用者よりもピークに達するまでの期間が長くなっている（図2）。

さらに、「要件(1)の者」に占める「要件(1)∩(2)の者」の割合をみると、いずれの系列についても、2002年以降低下していたものの、リーマンショックにおいて一時的な急上昇がみられ、その後は低下傾向で推移している。ただし、正規雇用者は2015年以降横ばいで推移している（図3）。

最後に、「要件(1)∩(2)∩(3)の者」をみると、2018年以降は概ね180万人前後で推移している。また、従業上の地位・雇用形態別にみると、非正規雇用者が「要件(1)∩(2)∩(3)の者」の多数を占めており、140万人前後で推移している（図4）。

<sup>9</sup> 本節以降の各図における2011年第1四半期から第3四半期までの結果は、補完推計値による結果を示している。なお、補完推計値については、注釈11を参照されたい。

<sup>10</sup> 「要件(1)の者」のうち正規雇用者の2019年第2四半期における増加に関しては、ゴールデンウィークの期間において例年よりも祝日が多くなったことで、月末1週間の就業時間が35時間未満の者が増加したとみられる。なお、2019年のゴールデンウィークの期間の祝日に関しては、「天皇の即位の日および即位礼正殿の儀の行われる日を休日とする法律」の公布により、天皇の即位の日である2019年5月1日が祝日になるとともに、2019年4月30日及び2019年5月2日が休日とされた。このため、2019年4月の月末1週間（4/24（水）～4/30（火））のうち、平日は3日、土日祝日は4日（2018年4月の月末1週間のうち平日は4日、土日祝日は3日）となっている。

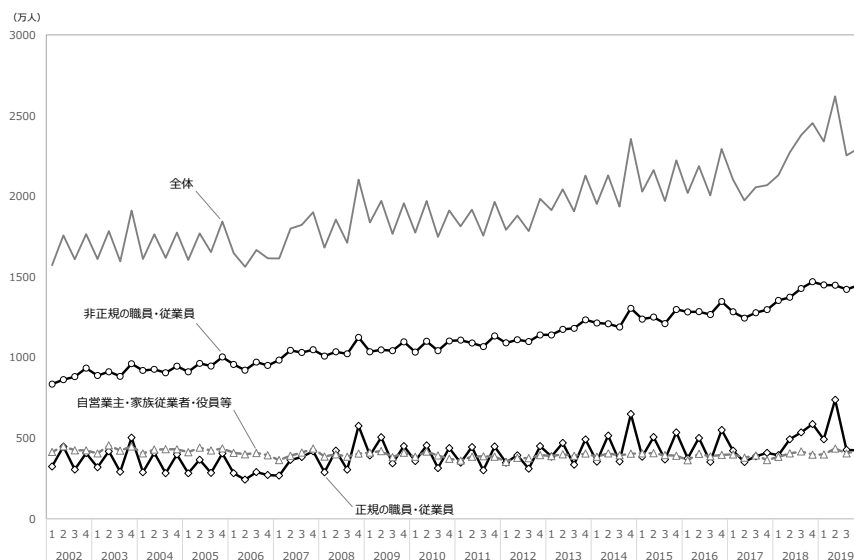


図1 「要件(1)の者」

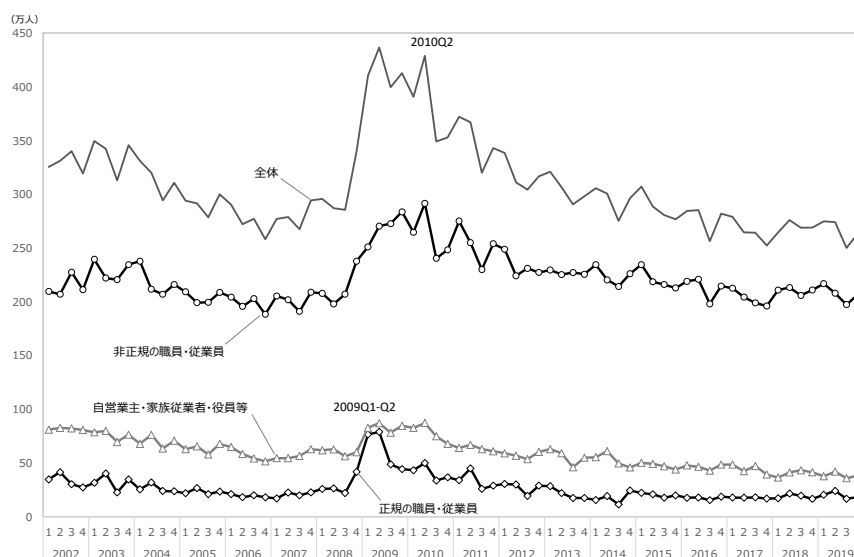


図2 「要件(1)∩(2)の者」

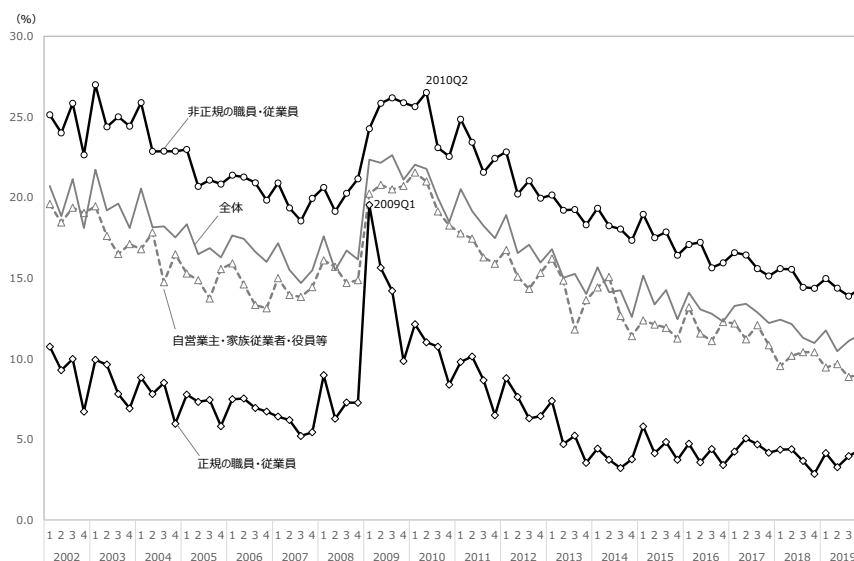


図3 「要件(1)の者」に占める「要件(1)∩(2)の者」の割合

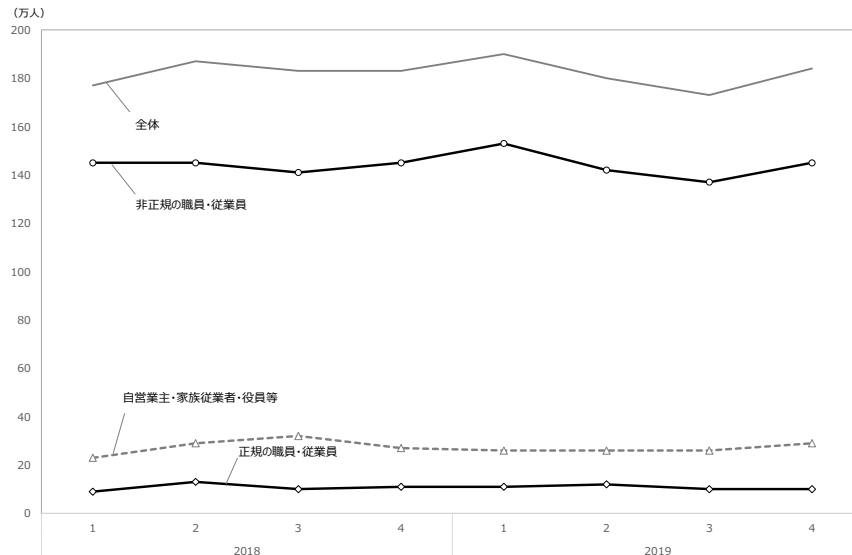


図4 「要件(1)∩(2)∩(3)の者」

## 2.3 推計方法

追加就労希望就業者の遡及集計に当たっては、下記の推計方法について検討を行った。

「構成割合による方法」及び「ロジスティック回帰モデルによる方法」は、2018年における「要件(1)∩(2)の者」に占める「要件(1)の者」の割合を推計し、2017年以前の追加就労希望就業者を集計する方法であり、後述のとおり「構成割合による方法」は「ロジスティック回帰モデル」の簡易版ともいえる。また、「ダミー変数による方法」は、別の観点からのアプローチとして「要件(1)∩(2)の者」と「要件(1)∩(2)∩(3)の者」に生じる断層（水準変化）を時系列モデルを用いて直接推計する方法として検討対象に加えている。

### ① 構成割合による方法

「要件(1)∩(2)の者」に占める「要件(1)∩(2)∩(3)の者」の構成割合（2018年）を2017年以前の「要件(1)∩(2)の者」に乗じることで、「要件(1)∩(2)∩(3)の者」を推計する方法である。2017年以前の「要件(1)∩(2)の者」の水準が大きく変化している場合であっても、水準変化に応じた集計値の算出が可能である。また、内訳ごとの構成割合を用いることで、男女、従業上の地位・雇用形態などの構成を踏まえた推計、内訳結果の集計が可能である。

### ② ダミー変数による方法（時系列モデルによるレベルシフトの推定）

「要件(1)∩(2)の者」について、要件(3)が追加されることで生じるレベルシフト（水準変化）を時系列モデルを用いて推計し、これを2017年以前の「要件(1)∩(2)の者」から取り除く方法である。これは、2018年の「要件(1)∩(2)の者」のうち「要件(1)∩(2)∩(3)の者」が2017年以前にも同数存在するものとしているが、「要件(1)∩(2)の者」に対して対数変換を行った上で推計することで、「要件(1)∩(2)の者」の水準変化に応じた集計値の算出が可能である。ただし、男女、年齢階級等の内訳の集計に当たっては、内訳の実数が小さい場合、時系列的な推移が安定しないことがあることから、レベルシフトが適切に推計されない可能性がある。

### ③ ロジスティック回帰モデルによる方法

「要件(1)∩(2)の者」のうち、要件(3)に該当するか否かは、性別、年齢、従業上の地位・雇用形態などの複数の要素で確率的に決定されると考え、2018年のモデル（パラメ

一タ)を推計し、2017年以前の結果に適用して推計する方法である。この場合、「要件(1)∩(2)の者」の水準だけでなく、性別や年齢構成などが変化した場合でも、それらの変化を取り込んだ上で推計することが可能である。また、要件(3)に該当する確率が付与された個別データの集計用乗率を用いることで、男女、年齢階級等の内訳の集計が可能である。

### 2.3.1 構成割合による方法

構成割合による方法では、「要件(1)∩(2)の者」に占める「要件(1)∩(2)∩(3)の者」の割合(2018年)を2017年以前の「要件(1)∩(2)の者」に乗じることで、四半期別に推計する((1)式)。また、構成割合は、①全体(年平均)、②全体(四半期平均)、③男女別(年平均)、④従業上の地位・雇用形態別(年平均)、に層化した計4パターンを用いて、それぞれ試算を行った。なお、2011年の東日本大震災により岩手県、宮城県及び福島県(被災3県)において労働力調査の実施が一時困難となったことから、全国結果が存在しない2011年第1四半期から第3四半期までの $x_t$ については、被災3県の結果を補完的に推計した全国結果(補完推計値<sup>11</sup>)を別途作成し、推計に用いている。

$$Y_t = \bar{\alpha}_{18y} * x_t, \quad \bar{\alpha}_{18y} = \frac{x'_{18y}}{x_{18y}} \quad \dots \dots (1) \text{式}$$

$Y_t$ ：要件(1)∩(2)∩(3)の者(遡及集計値)

$x_{18y}$ ：2018年平均の要件(1)∩(2)の者、 $x'_{18y}$ ：2018年平均の要件(1)∩(2)∩(3)の者

$\bar{\alpha}_{18y}$ ：2018年の構成割合(上記①～④)。なお、②は各四半期の構成割合を用いる。

$t$ ：四半期

### 2.3.2 ダミー変数による方法

ダミー変数による方法では、「要件(1)∩(2)の者」について、要件(3)を追加することで生じうる水準変化を時系列モデルにより推計する。

具体的には、調整前系列 $Z_t$ として、2017年以前は「要件(1)∩(2)の者」、2018年以降は、「要件(1)∩(2)∩(3)の者」とする時系列データを作成する。そして、同データは下記(2.1)式のとおり、トレンド成分、季節成分、不規則成分及び回帰成分からなるモデル<sup>12</sup>に従うと仮定する。なお、回帰成分には、2017年以前(2018年以降)は、1(0)とするダミー変数(要件(3)ダミー)に加えて、2018年以降で見られる「要件(1)∩(2)の者」の増加に対応するため、「要件(1)∩(2)の者」(季節調整値)を併せて採用する。図1及び図2でみたとおり、2018年以降、「要件(1)の者」の増加に伴い、「要件(1)∩(2)の者」において、2018年第1四半期以降に水準の上昇がみられる。このため、(2.1)式の回帰成分として要件(3)ダミーのみを設定した場合は、2018年以降の「要件(1)∩(2)の者」の増加によって、要件(3)の追加で生じうる水準の低下が過小に推計されるおそれがある。こうしたことから、回帰成分において「要件(1)∩(2)の者」(季節調整値)を採用することで、2018年以降の「要件(1)∩(2)の者」の水準上昇の影響を受けずに、要件(3)の追加で生じる水準の低下をより適切に推計することが可能となる。

このようにして推定された回帰成分のうち、要件(3)ダミー(要件(3)の追加により生じる減少分 $\gamma^{(1)}D_t^{(1)}$ )を調整前系列 $Z_t$ から差し引くことで、2017年以前の追加就労希望

<sup>11</sup> 補完推計値の作成方法については、総務省(2012)、高橋(2013)を参照されたい。

<sup>12</sup> 一般的には、循環変動成分(定常AR成分)をモデルに組み入れることが多いものの、後述のとおり回帰成分において、「要件(1)∩(2)の者」(季節調整値)を採用していることから、ここでは循環変動成分を採用していない。



就業者を推計する ((2.2)式)。

なお、(2.1)式の各成分の推定に当たっては、線形・ガウス型状態空間モデルを仮定し、カルマンフィルタにより状態推定を行う。状態空間モデルやカルマンフィルタ等の詳細は、北川(2005)、初期分布の設定やハイパーパラメータなどの各種パラメータの推定方法については、大島(2018)を参照されたい。

また、2011年第1四半期から第3四半期までの調整前系列 $Z_t$ については、別途作成した補完推計値を用いている。

$$Z_t = T_t + S_t + R_t + I_t \dots \dots \dots (2.1) \text{ 式}$$

$$Y_t = Z_t - \gamma^{(1)} D_t^{(1)} \dots \dots \dots (2.2) \text{ 式}$$

$Y_t$  : 追加就労希望就業者 (遡及集計値)

$Z_t$  : 調整前系列 (2017年以前: 要件(1)∩(2)の者、  
2018年以降: 要件(1)∩(2)∩(3)の者)

$T_t$  : トレンド成分 (2次)、 $S_t$  : 季節成分 (ダミー変数型)、 $I_t$  : 不規則成分

$R_t$  : 回帰成分 ( $R_t = \gamma^{(1)} D_t^{(1)} + \gamma^{(2)} D_t^{(2)}$ )

$D_t^{(1)}$  : 説明変数① 要件(3)ダミー (2017年以前: 1、2018年以降: 0)

$D_t^{(2)}$  : 説明変数② 要件(1)∩(2)の者 (季節調整値<sup>13</sup>)

$\gamma^{(1)}$  : 回帰係数①、 $\gamma^{(2)}$  : 回帰係数②

$t$  : 四半期

### 2.3.3 ロジスティック回帰モデルによる方法

ロジスティック回帰モデルによる方法では、労働力調査の特定調査票の個票データを用いて、2018年における「要件(1)∩(2)の者」のうち、要件(3)に該当(非該当)する場合に1(0)となる被説明変数としたロジスティック回帰モデルを構築する。

次に、同モデル ((3.1)式)を用いて、2017年以前の調査対象者の属性変数から要件(3)の選択確率  $p_i$  を推定する。

$$\log(p_i/(1-p_i)) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_p x_{ip} \dots \dots \dots (3.1) \text{ 式}$$

$p_i$  : 要件(3)の選択確率

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$  : 回帰係数、 $x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip}$  : 説明変数

そして、調査対象者ごとの集計用乗率 $w_{i,t}$ に推定された選択確率 $\hat{p}_i$ を乗じ、それらを足し上げることで2017年以前の月次結果 $\hat{Y}_t$ を遡及集計する ((3.2)式)。最後に、得られた月次結果を四半期平均化することで、2017年以前の追加就労希望就業者を得る。

$$\hat{Y}_t = \sum_i \hat{p}_i * w_{i,t} \dots \dots \dots (3.2) \text{ 式}$$

$w_{i,t}$  : 調査対象者*i*の集計用乗率、 $\hat{p}_i$  : 調査対象者*i*の選択確率

$\hat{Y}_t$  : 追加就労希望就業者 (遡及集計値)

$t$  : 月次

<sup>13</sup> 「要件(1)∩(2)の者」(季節調整値)の算出に当たっては、「要件(1)∩(2)の者」に対して(2.1)式に循環変動成分(定常AR成分)(1次)を採用したモデルを仮定し推計を行った。また、図2でみたとおり2008年から2009年にかけてみられる急激な水準の上昇(傾斜的な水準変化)が存在することから、回帰成分にはX-12-ARIMA等のRegARIMAモデルで用意されている回帰変数である傾斜的水準変化(RAMP(RP))と同様のダミー変数を採用している。なお、RAMPについては、U.S. Census Bureau(2011)を参照されたい。

### 3. 推計結果

#### 3.1 構成割合による方法

本稿で試算を行った、①全体（年平均）、②全体（四半期平均）、③男女別（年平均）、④従業上の地位・雇用形態別（年平均）について、「要件(1)∩(2)の者」に占める「要件(1)∩(2)∩(3)の者」の構成割合（2018年）は、以下のとおりである。

なお、③及び④の試算に当たっては、各内訳の「要件(1)∩(2)の者」に対して各構成割合を乗じ、それらを合算することで算出している。

①【全体（年平均）】

・0.678

②【全体（四半期平均）】

・0.668、0.678、0.680、0.680（2018年Q1、Q2、Q3、Q4）

③【男女別（年平均）】

・男性：0.671、女性：0.684

④【従業上の地位・雇用形態別（年平均）】

・正規雇用者：0.575、非正規雇用者：0.685、自営業主、家族従業者及び役員等：0.685

①から④までの試算結果（図5）をみると、2017年以前の結果に大きな違いはみられない。ただし、細かくみると、2008年以降、特に2009年及び2010年において、他の期間に比べて、推計値間での差が大きくなっている。なお、2002年以降で、推計値間で最も水準差が生じたのは、2009年第1四半期及び第2四半期において6万人の差（2009年第1四半期：①279万人、④273万人、2009年第2四半期：①296万人、④290万人）となっている。

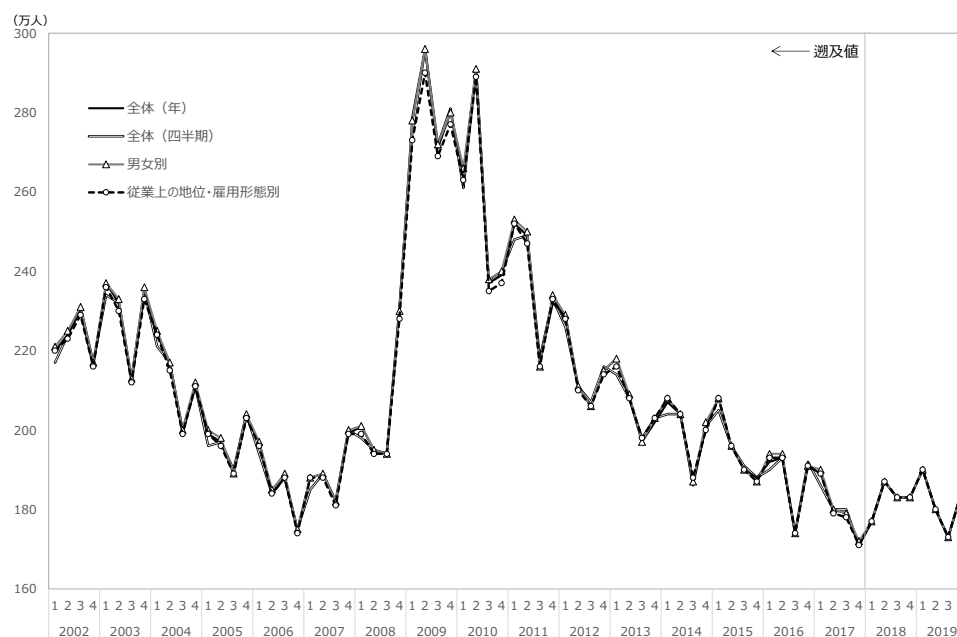


図5 追加就労希望就業者（構成割合による方法）

#### 3.2 ダミー変数による方法

ダミー変数による方法では、第2.3.2節で述べた時系列モデルによる試算（モデル①）のほか、比較対象として、モデル①の回帰成分に採用した「要件(1)∩(2)の者」（季節調整値）

を用いずに推計したモデル②の結果も示すこととする<sup>14</sup>。なお、モデル②では、回帰成分において「要件(1)∩(2)の者」(季節調整値)を採用していないことから、調整前系列の循環変動を説明する成分として、最も基本的な定常AR成分(1次)をモデルに採用することとする。

以上のモデル①及び②により推定したハイパーパラメータなどは表3のとおりである。

表3 パラメータの推定結果等

モデル	tau1	tau2	tau3	sig2	AR 係数	回帰係数			AIC
						要件(3)	要件 (1)∩(2)	RP	
①	5.97e-03	4.96e-10	-	6.57e-05	-	0.39	2.90e-03	-	382.82
②	7.84e-33	2.04e-16	1.00	1.01e-03	0.90	0.36	-	-0.28	621.31

注1) tau1, tau2, tau3, sig2は、トレンド成分、季節成分、循環変動成分、不規則成分のノイズの分散。

ただし、トレンド成分、季節成分及び循環変動成分の分散は、不規則成分の分散との比。

2) 上表では、調整前系列は自然対数変換済、トレンド成分は2次、循環変動成分は1次、季節成分のモデルはダミー変数型とした推計結果。また、両モデルとも回帰成分の回帰係数は、時間変化がないものと仮定。

モデル①とモデル②を比較すると、2017年以前は、モデル①が下方に位置している(両モデルの差は8万人程度)。この水準差に関して、モデル①では、回帰成分に要件(3)ダミーに加えて、「要件(1)∩(2)の者」(季節調整値)を設定したことで、2018年以降の「要件(1)∩(2)の者」の水準上昇は、回帰成分(「要件(1)∩(2)の者」(季節調整値))により説明される。このため、モデル①では、要件(3)の追加で生じる水準低下をより適切に推計(モデル②は水準の低下を過小推計)しているものとみられる(図6)。

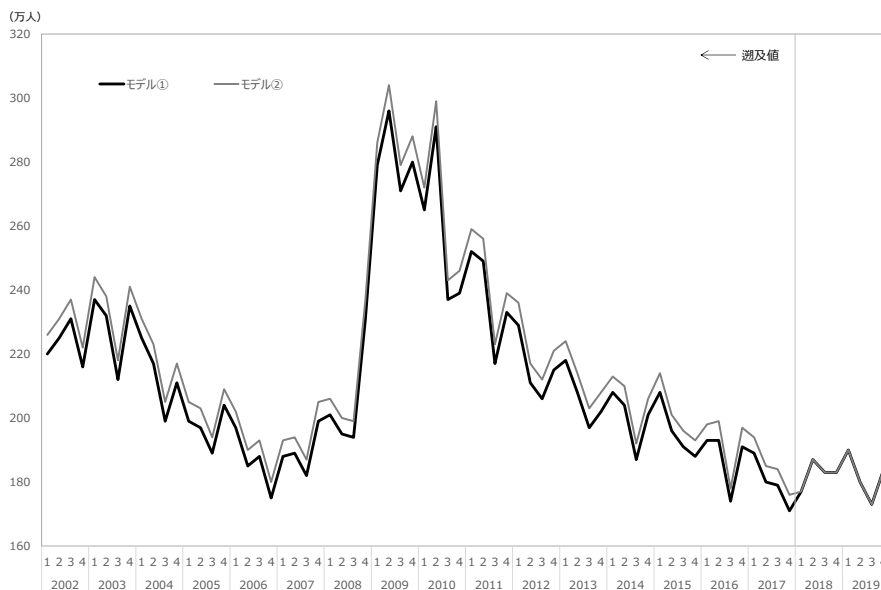


図6 追加就労希望就業者の推計結果(ダミー変数による方法)

### 3.3 ロジスティック回帰モデルによる方法

第2.3.3節で述べたロジスティック回帰モデルによる推計結果を示す。なお、同結果は、2013年の調査票変更に伴う調査事項の追加により、推計に用いることが可能な説明変数が2012年以前と比べて比較的多く、推計の精度が高いとみられる2013年以降で推計している。

<sup>14</sup> モデル①の回帰成分では、「要件(3)ダミー」及び「要件(1)∩(2)の者」(季節調整値)を採用しており、2008年から2009年にかけて存在する急激な水準上昇(傾斜的な水準変化)については、「要件(1)∩(2)の者」(季節調整値)により説明可能である。こうしたことから、モデル②の回帰成分で採用している「要件(3)ダミー」及び「傾斜的な水準変化(RAMP)」のうちRAMPについては、モデル①の回帰成分では採用していない。

ただし、次節では、2002年から2018年において共通する説明変数のみを用いて推計<sup>15</sup>した遡及集計の結果についても、2013年以降に限定した推計結果と併せて示す。

推定結果をみると、0.1%水準で有意となった変数として、専門的職業従事者や転職希望者（仕事を探している）は、参照カテゴリに対して就業時間の追加が可能と回答する確率がそれぞれ1.8倍、1.5倍となっている。一方で、世帯内に未就学児が存在する「夫婦と子供の世帯（末子が6歳未満あり）」では、0.6倍となっている（表4）。

表4 ロジスティック回帰モデルによる推定結果

被説明変数:就業時間追加が可能:1、就業時間追加が不可能(又は不詳):0

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z ) Signif. Codes	odds ratio
(切片)	0.644	0.276	2.330	0.020 *	
【連続変数】					
年齢	-0.008	0.003	-2.850	0.004 **	0.992
月末1週間の就業時間	-0.002	0.005	-0.440	0.655	0.998
【カテゴリ変数】					
(地域)ベース:南関東					
北海道	-0.203	0.155	-1.300	0.192	0.816
東北	-0.060	0.132	-0.450	0.648	0.942
北関東・甲信	-0.068	0.122	-0.550	0.580	0.935
北陸	0.068	0.140	0.490	0.624	1.071
東海	0.192	0.115	1.650	0.097 †	1.211
近畿	0.106	0.107	0.980	0.324	1.112
中国	0.303	0.137	2.210	0.027 *	1.355
四国	-0.064	0.165	-0.380	0.697	0.938
九州	-0.026	0.120	-0.220	0.826	0.974
沖縄	-0.330	0.170	-1.940	0.052 †	0.719
(性別)ベース:男性					
女性	-0.026	0.083	-0.310	0.753	0.974
(主な活動状態)ベース:主に仕事					
通学のかたわらに仕事	-0.043	0.167	-0.260	0.795	0.957
家事などのかたわらに仕事	0.182	0.081	2.250	0.024 *	1.200
仕事を休んでいた	-0.246	0.184	-1.330	0.182	0.782
(従業上の地位・雇用形態)ベース:正規雇用者					
非正規雇用者	0.256	0.136	1.880	0.060 †	1.291
自営業主・家族従業者・役員等	0.448	0.155	2.880	0.004 **	1.565
(職業)ベース:事務従事者					
管理的職業従事者	-0.205	0.615	-0.330	0.739	0.815
専門的・技術者職業従事者	0.579	0.124	4.660	0.000 ***	1.785
販売従事者	0.077	0.118	0.650	0.515	1.080
サービス職業従事者	0.186	0.104	1.780	0.074 †	1.204
保安職業従事者	-0.206	0.316	-0.650	0.515	0.814
農林漁業従事者	-0.264	0.232	-1.140	0.254	0.768
生産工程従事者	-0.128	0.127	-1.000	0.313	0.880
輸送・機械運転従事者	-0.313	0.247	-1.260	0.206	0.731
建設・採掘従事者	-0.133	0.206	-0.640	0.518	0.876
運搬、清掃、包装等従事者	0.001	0.118	0.000	0.993	1.001
その他	-0.724	0.327	-2.210	0.027 *	0.485
(従業者規模)ベース:1~29人					
30~499人	0.121	0.084	1.430	0.151	1.129
500人以上	0.193	0.091	2.110	0.034 *	1.213
官公	-0.273	0.141	-1.930	0.053 †	0.761
その他	0.342	0.326	1.050	0.293	1.408
(月間就業日数)ベース:16日以上					
5日以下	0.459	0.151	3.030	0.002 **	1.582
6~10日	0.181	0.111	1.630	0.103	1.199
11~15日	0.150	0.084	1.770	0.075 †	1.162
その他	-0.670	0.605	-1.100	0.268	0.512
(転職希望の有無)ベース:転職非希望					
転職希望(仕事を探している)	0.376	0.087	4.330	0.000 ***	1.456
転職希望(仕事を探していない)	0.010	0.083	0.120	0.900	1.011
その他	-1.064	0.238	-4.470	0.000 ***	0.345
(短時間就業の理由)ベース:もともと35時間未満の仕事					
勤め先や事業の都合(景気が悪かった)	0.046	0.139	0.330	0.738	1.047
勤め先や事業の都合(その他)	-0.049	0.106	-0.450	0.646	0.952
自分や家族の都合(出産・育児・介護・看護等)	-0.062	0.092	-0.670	0.500	0.940
その他	-0.095	0.129	-0.730	0.464	0.910
(世帯類型)ベース:夫婦のみの世帯					
夫婦と両親(片親)の世帯	-0.483	0.246	-1.960	0.050 *	0.617
夫婦と子供の世帯(末子6歳未満あり)	-0.555	0.140	-3.960	0.000 ***	0.574
夫婦と子供の世帯(末子6歳未満なし)	-0.253	0.101	-2.490	0.013 *	0.776
夫婦と子供と両親(片親)の世帯(末子6歳未満あり)	-0.363	0.283	-1.280	0.199	0.696
夫婦と子供と両親(片親)の世帯(末子6歳未満なし)	-0.052	0.165	-0.310	0.753	0.949
親族世帯、親族以外もいる世帯	-0.270	0.113	-2.390	0.017 *	0.764
単身世帯	-0.018	0.122	-0.140	0.883	0.982
(年間収入)ベース:200万円以上					
99万円以下	0.093	0.115	0.810	0.417	1.098
100~149万円	0.053	0.117	0.450	0.651	1.055
150~199万円	0.068	0.143	0.470	0.635	1.070
その他	-0.233	0.232	-1.000	0.315	0.792

McFadden Pseudo R square = 0.035  
 Chi square:218.335, Prob > chi square: 0.000  
 Sample size: 4984  
 Signif. codes:\*\*\*P < 0.001, \*\*P < 0.01, \*P < 0.05, †P < 0.10

<sup>15</sup> 説明変数は、地域、性別、年齢、主な活動状態、従業上の地位・雇用形態、産業、職業、従業者規模、月末一週間の就業時間、転職希望の有無、短時間就業の理由、世帯類型、仕事からの収入、を用いている。なお、推計期間において産業・職業分類の改定が行われていることから、簡易的な分類の組替えを行っている。また、全国ベースの個票データが存在しない期間に該当する2011年第1四半期から第3四半期までの推計結果の算出に当たっては、全国結果(補完推計値)と被災3県を除く全国結果の「要件(1)∩(2)の者」に存在する両者の水準比(ギャップ率)を被災3県を除く全国ベースの個票データによる推計結果に乘じ、水準調整を行っている。

### 3.4 推計結果の比較

本節では、これまでの3つの推計方法による推計結果を比較する。なお、構成割合による方法については、試算した4つのパターンの結果間に大きな違いはみられなかったことから、ここでは、構成割合による方法（①全体・年平均）（第3.1節）を比較対象としている。

構成割合による方法（全体・年平均）とダミー変数による方法（モデル①）の差は、2002年以降で最大で1万人とほぼ同水準となった。

また、ロジスティック回帰モデルによる方法（2013年以降）は、他の2つの手法と比べて、下方に位置する結果となった。ただし、最も上方に位置する構成割合による方法と下方に位置するロジスティック回帰モデルによる方法（2013年以降）の差は、2013年以降で最大で5万人（2015年第4四半期）となっており、手法間の推計結果に大きな違いはみられなかった<sup>16</sup>。さらに、ロジスティック回帰モデルによる方法（2002年以降）について、構成割合による方法と比較すると、2011年第2四半期以降は構成割合による方法よりも下方に位置しているが、2011年第1四半期以前は上方に位置しており、両者の差は最大で8万人（2013年第1四半期、2015年第1四半期、2015年第4四半期及び2016年第4四半期）となっている（図7）。

なお、構成割合及びロジスティック回帰モデルによる方法は、2018年の情報を用いてそれが2017年以前においても変わらないと仮定した推計となっている。また、ダミー変数による方法についても、他の2つの手法と同様に、2018年に生じる要件(3)の追加による水準変化を推計し、「要件(1)∩(2)の者」のうち要件(3)に該当する者が2017年以前においても同様の割合存在するものとみなしている。このため、2017年以前の推計結果には、こうした仮定からのズレが含まれている可能性がある。

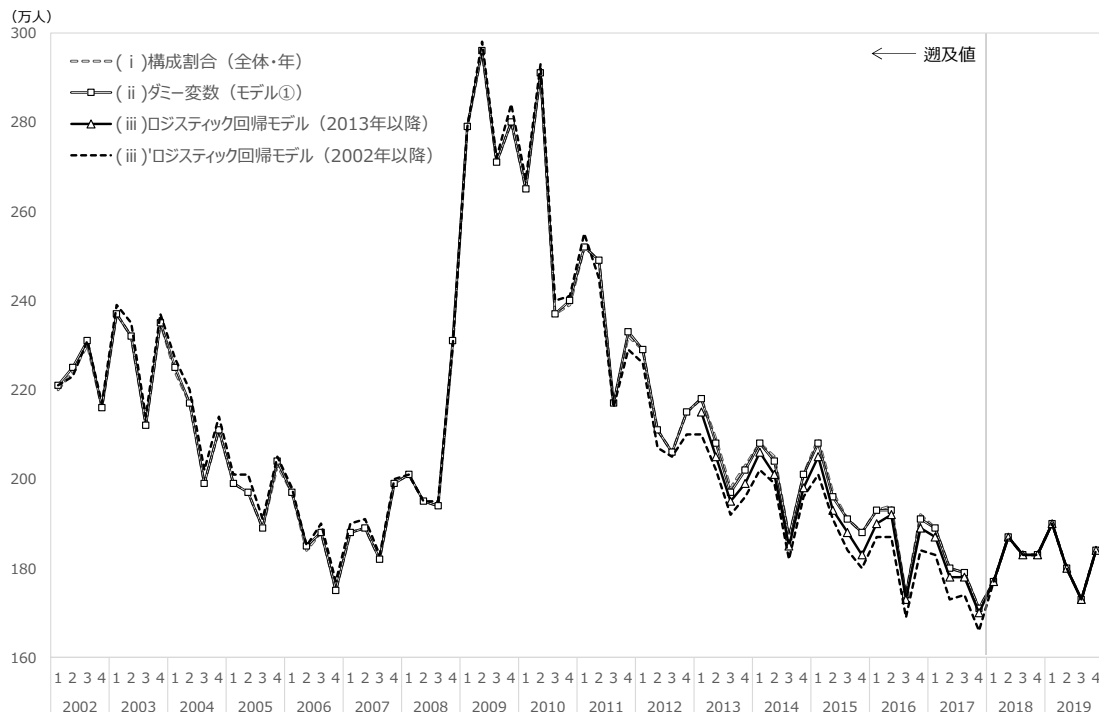


図7 追加就労希望就業者の推計結果  
(構成割合、ダミー変数及びロジスティック回帰モデル)

<sup>16</sup> 総務省(2018a)の結果数値の大きさ別標本誤差(表4-4)によれば、詳細集計の四半期平均推定値の場合、結果数値の大きさが200万人に対して標本誤差は6.6万人、100万人では標本誤差は4.5万人となっており、手法間の差(最大5万人)は標本誤差と同程度となっている。

## 4. 未活用労働、未活用労働指標の集計結果

### 4.1 全体

追加就労希望就業者、失業者及び潜在労働力人口の遡及集計の結果を確認する。なお、追加就労希望就業者については、第3.4節において検討を行った3つの推計方法による試算結果に大きな差はみられなかったことから、本節では最も簡便な方法である「構成割合（①全体・年平均）」による試算結果を示す。

まず、追加就労希望就業者、失業者及び潜在労働力人口をみると、2017年以前と2018年以降において、断層はみられない。また、過去の推移をみても、2008年のリーマンショック以降にみられる水準変化を除けば、特段、大きな動きはみられない（図8）。

個別に追加就労希望就業者をみると、リーマンショック前の2007年において190万人前後で推移していたが、2008年以降は失業者と同様に増加がみられ、2009年には200万人台後半の水準となり、2010年にかけて高い水準が続いている。それ以降は緩やかな減少がみられ、2018年以降は横ばいで推移している。また、失業者と追加就労希望就業者を対象としたLU2をみると、2009年での上昇は失業者のみを対象としたLU1よりも大きく上昇しており、最も包括的に未活用労働を捉えたLU4の同時期の上昇に大きく影響していたことがうかがえる。

さらに、未活用労働指標の推移を細かくみると、LU1はリーマンショック後の2009年第3四半期でピークがみられるのに対して、LU4は2010年第2四半期においてピークがみられる。このLU4のピークについては、LU2のピークと一致している。これは、図2でみたとおり、「要件(1)∩(2)の者」のうち正規雇用者は2009年第1四半期及び第2四半期において急増したものの、非正規雇用者は2010年第2四半期にかけて増加しており、このピークのズレがLU1とLU4のピークのズレ（ラグが存在）の要因となっている（図9）。

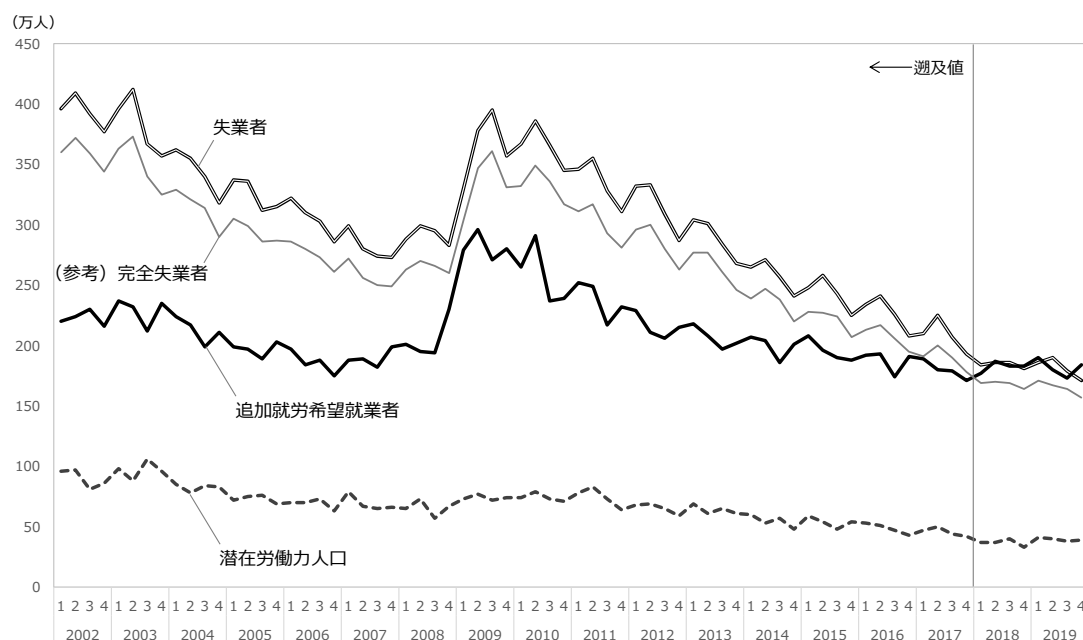


図8 追加就労希望就業者、失業者及び潜在労働力人口

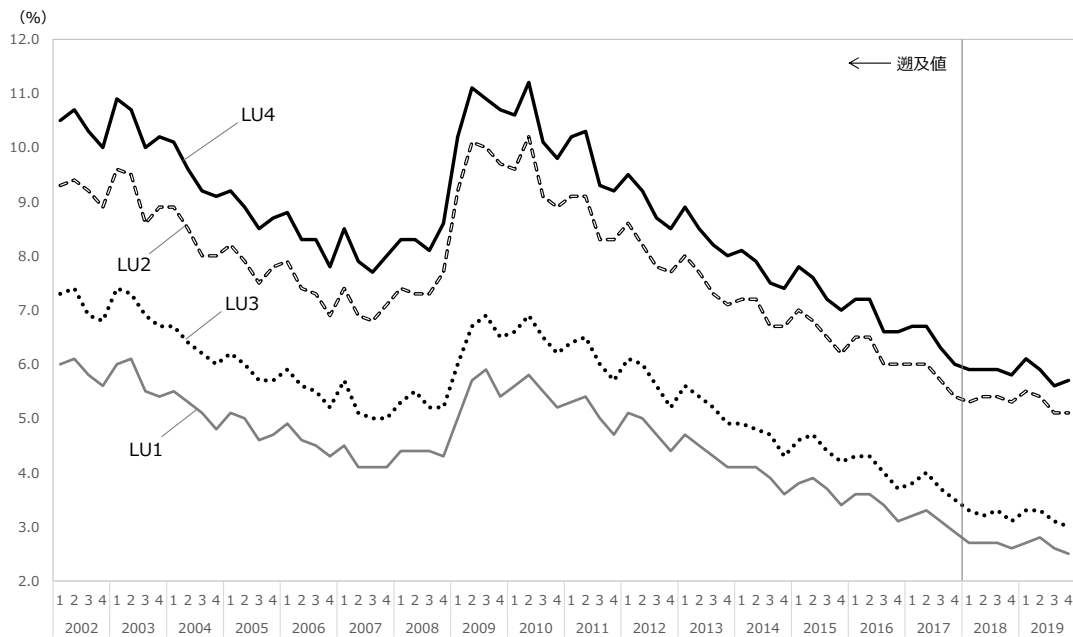


図9 未活用労働指標 (LU1~LU4)

#### 4.2 男女、年齢階級別

次に、男女、年齢階級（10歳階級）別に未活用労働指標の遡及集計を行った（図10）。なお、追加就労希望就業者の遡及集計に当たっては、前節と同様に、構成割合による方法を用いている<sup>17</sup>。

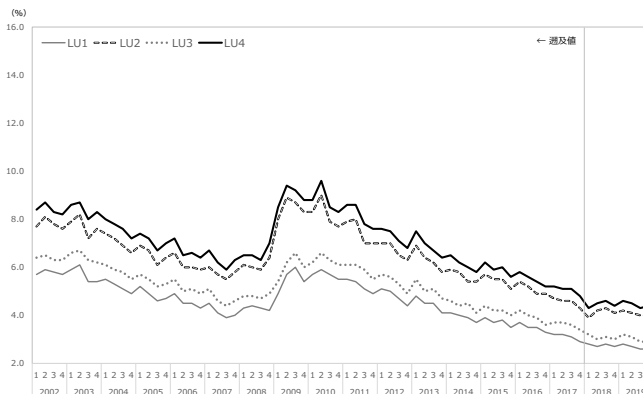
LU4をみると、総じて男性に比べ女性の未活用労働指標は高い傾向がみられ、2017年以前においてもすぐに利用可能な労働力の余地は女性において大きい傾向は変わらない。さらに、女性はLU2がLU3よりも高い水準にあり、両者の水準差は男性と比較しても大きい。これは、労働市場に参入していない潜在労働力人口よりも、すでに就業している追加就労希望就業者の方がより多く存在しているという状況が2002年以降続いているといえる。

25～64歳の男性では、LU1とLU3の水準差が女性の同階級と比較して小さい。これは、すでに男性の就業率は高い水準にあり、潜在労働力人口は少なく、就業者・失業者以外の非労働力人口においてすぐに活用できる労働力の余力は小さいといえる。一方で、女性と同様にLU2はLU3よりも高い水準にあり、潜在労働力人口よりも追加就労希望就業者において多くの未活用労働が存在している。

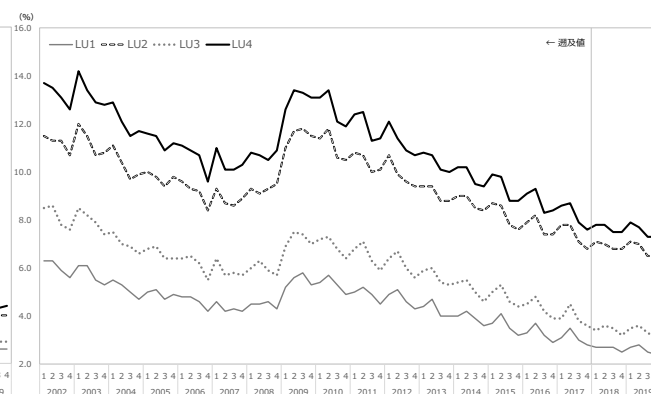
さらに、雇用情勢が急速に悪化した2008年のリーマンショック以降の推移をみると、いずれの系列においても未活用労働指標の上昇がみられるものの、ピークに達する時点については男女・年齢階級による違いがみられる。これは、男女・年齢階級における正規雇用者と非正規雇用者の構成の違いなどが影響しているとみられる。

<sup>17</sup> 男女、年齢階級別に算出した構成割合を2017年以前のそれぞれの「要件(1)∩(2)の者」に乗じることで、「要件(1)∩(2)∩(3)の者」を試算している。

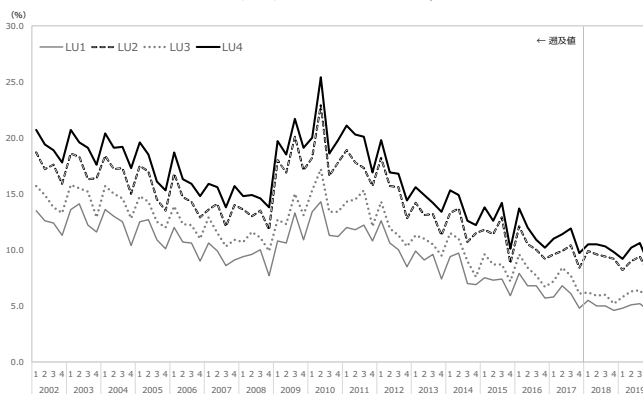
男性・年齢計



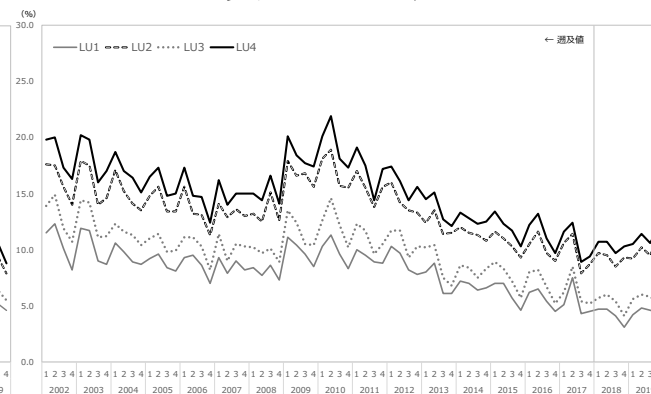
女性・年齢計



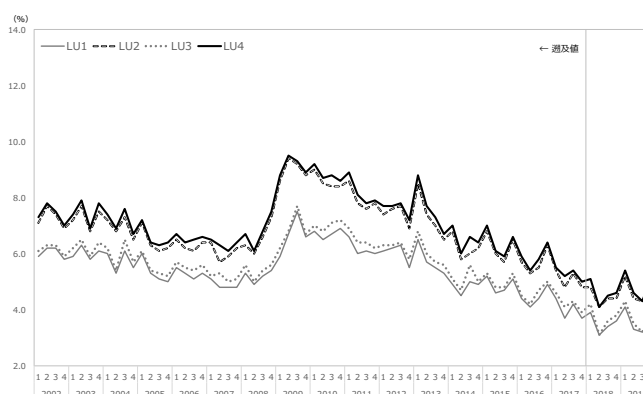
男性・15～24歳



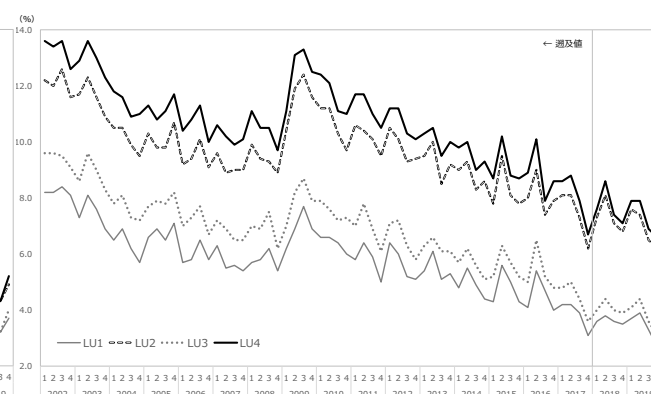
女性・15～24歳



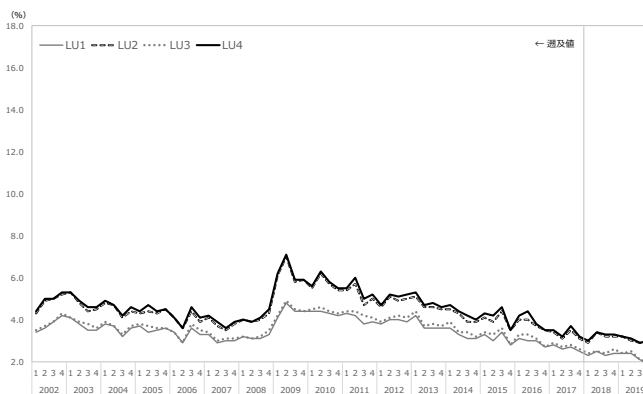
男性・25～34歳



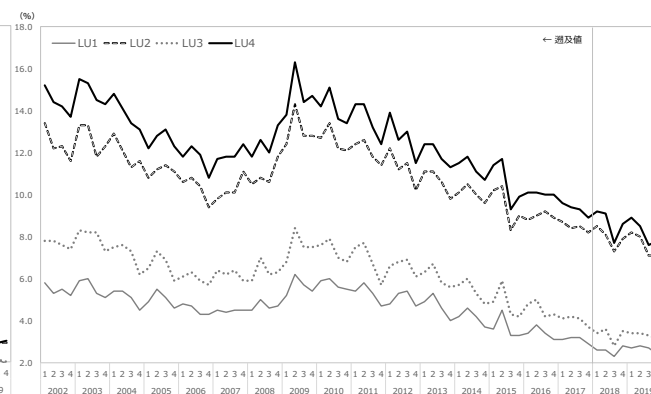
女性・25～34歳



男性・35～44歳

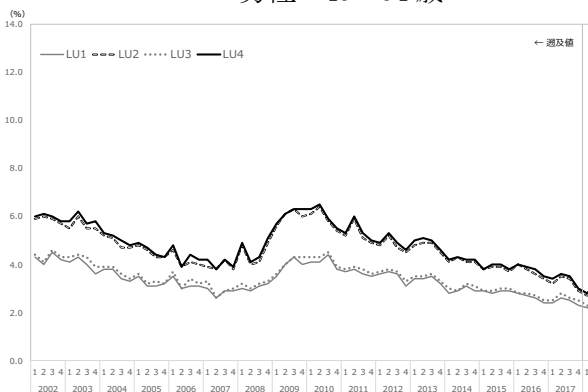


女性・35～44歳

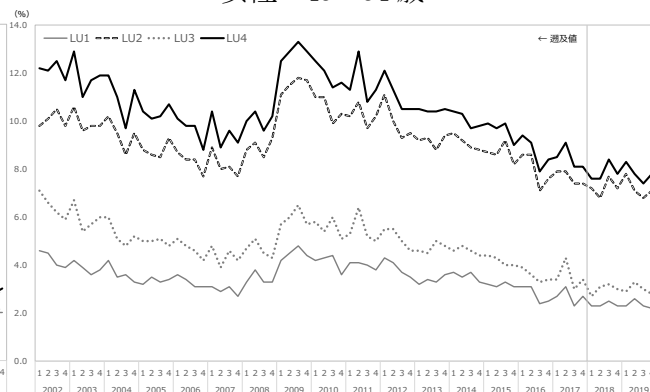




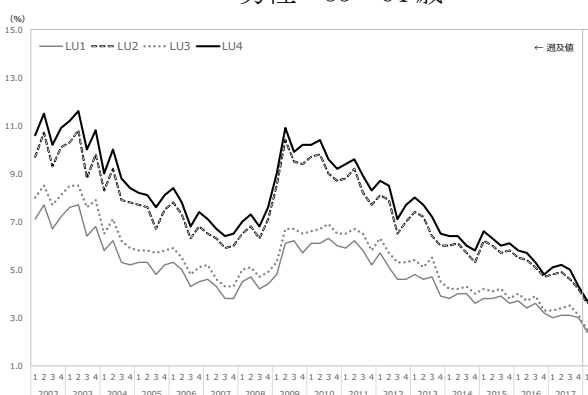
男性・45～54 歳



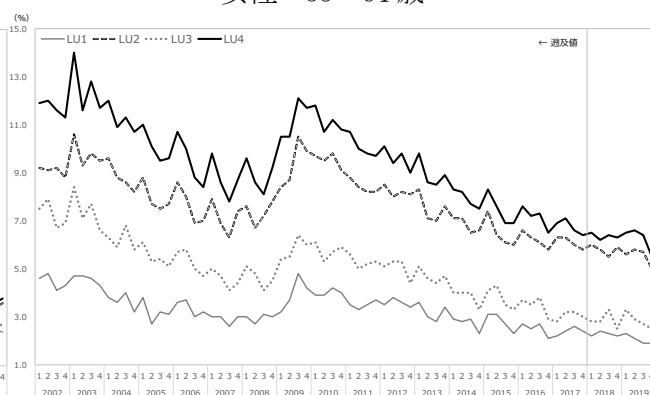
女性・45～54 歳



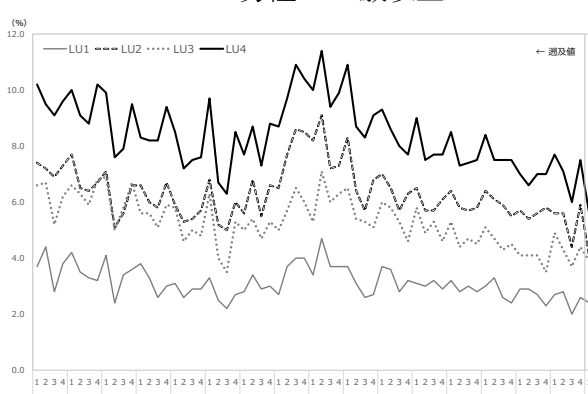
男性・55～64 歳



女性・55～64 歳



男性・65 歳以上



女性・65 歳以上

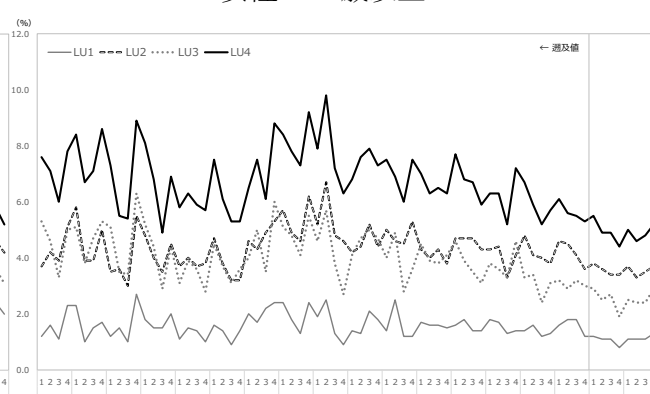


図 10 未活用労働指標（男女、年齢階級別）

## 5. まとめと課題

本稿では、労働力調査（詳細集計）において2018年から公表が開始された失業者、追加就労希望就業者及び潜在労働力人口から構成される未活用労働や未活用労働指標について、詳細集計の公表が開始された2002年から2017年までの遡及集計の方法に関する検討を行った。これにより、特に新たな調査事項を用いて集計されている追加就労希望就業者の2017年以前の結果が得られることで、従来の完全失業者等に加えて、これまで把握できなかった就業者のうち十分に活用できていない労働力がどの程度存在したか、また、2017年以前のLU4によって未活用労働全体の過去の時系列推移が把握可能となる。

遡及集計の結果をみると、時系列的に大きな断層などは確認できず、長期の時系列比較が可能な結果が得られた。そして、同結果からは、2002年以降の男女、年齢階級別の未活用労働指標の特徴や雇用情勢が急速に悪化したリーマンショック後において同指標間の推移にラグが存在する点など従来の完全失業率からでは把握できない新たな知見を得ることができた。

本検討では、集計結果の組替えによる遡及集計が困難である追加就労希望就業者については、構成割合、ダミー変数及びロジスティック回帰モデルによる試算を行った。これに関して、構成割合による方法は、特定の変数のみをコントロールしているのに対して、ロジスティック回帰モデルによる方法は、包括的に多くの変数をコントロールした推計方法であることから、より精緻な推計方法といえる。しかしながら、試算結果に大きな違いはみられなかった。こうしたことから、実際に2017年以前の未活用労働指標の集計及び公表に当たっては、実務担当者による試算が簡易かつ対外的な理解が得られやすい構成割合による方法の採用が考えられる。

一方で、追加就労希望就業者の推計方法には改善の余地が残っている。ダミー変数による方法では、2002年から2019年までの時系列データを用いており、推計したレベルシフト以降のデータは2018年以降の2年分のみである。今後の時系列データの蓄積により推計に用いるデータが増えることで、レベルシフトの推計精度が向上するものと思われる。また、ロジスティック回帰モデルによる方法については、本稿では検討しなかった季節ダミーを設定することで、追加就労希望就業者が持つ季節性も考慮した推計が可能となる。

また、追加就労希望就業者の3つの推計方法には共通する課題が残る。本稿で検討を行った推計方法は、2018年の情報を用いて、それが2017年以前においても変わらないといった仮定を置いた推計となっている。こうした仮定は、2018年から過去に遡るにしたがって仮定からのズレが生じるほか、リーマンショックといった一時的な大きなショックが発生した時期においては、適当とはいえない可能性がある。こうしたことから、労働力調査の調査票以外の情報も活用した遡及集計の可能性についても検討が必要と考えられる。具体的には、追加就労希望就業者の要件(3)「就業時間の追加が可能か」については、労働力調査の調査事項から得られる要因だけでなく、その時々を経済情勢、所得環境、また、追加就労希望就業者が比較的女性に多くみられる点を踏まえると、保育施設等の設置状況、配偶者控除などの就業に関する制度、求人の要件（パートの募集時の短時間勤務の可否など）、近隣に住む親族による子育て支援の有無といった様々な要因の影響を受けるとみられる。こうした点を踏まえた推計方法の検討の余地があると思われる。これについても、今後の課題としたい。

## 謝辞等

本稿は、2019 年度統計関連学会連合大会における報告内容に加筆・修正を行ったものである。

本研究の遂行に当たり、総務省統計局統計調査部国勢統計課労働力人口統計室の安武誠氏には遡及集計の試算結果の確認等をしていただいた。また、総務省統計局統計調査部国勢統計課労働力人口統計室の職員の方々から有益なコメントをいただいた。感謝の意を表したい。最後に、本稿について丁寧な査読をしていただき多くの改善点の指摘及び有益なコメントをしていただいた2名の匿名査読者にも感謝申し上げる。

## 参考文献

- [1] 岩井浩(2010)『雇用・失業指標と不安定就業の研究』, 関西大学出版.
- [2] 大島敬士(2018)「状態空間モデルに基づく季節調整法の消費支出への適用に関する検討」, 統計研究彙報, 第76号, 1-18.
- [3] 北川源四郎(2005)『時系列解析入門』, 岩波書店.
- [4] 厚生労働省(2002)「平成14年版労働経済の分析—最近の雇用・失業の動向とその背景—」, [https://www.mhlw.go.jp/toukei\\_hakusho/hakusho/roudou/2002/](https://www.mhlw.go.jp/toukei_hakusho/hakusho/roudou/2002/) (2020年10月31日取得).
- [5] 総務省(2012)「労働力調査における東日本大震災に伴う補完推計の実施について」, <https://www.stat.go.jp/data/roudou/120424/index.html> (2020年10月31日取得).
- [6] 総務省(2018a)『労働力調査の解説(令和元年6月版)』, 総務省統計局.
- [7] 総務省(2018b)「労働力調査 未活用労働指標の解説」, <http://www.stat.go.jp/data/roudou/11.html> (2020年10月31日取得).
- [8] 高橋伸一(2013)「労働力調査における東日本大震災に伴う補完推計」, 統計研究彙報, 第70号, 87-102.
- [9] 労働政策研究・研修機構(2019)『ユースフル労働統計 2019—労働統計加工指標集—』, 労働政策研究・研修機構.
- [10] ILO (2013) “Statistics of work, employment and labour underutilization”, ILO.
- [11] Steven E. Haugen (2009) “Mesures of Labor Underutilization from the Current Population Surey”, BLS WORKING PAPERS.
- [12] U.S. Census Bureau (2011) “X-12-ARIMA Reference Manual, Version 0.3”, U.S. Census Bureau, U.S.Department of Commerce.

