

## 労働力調査における正規・非正規別雇用者数の月次推計

尾中 裕一<sup>†</sup>

### The Estimation of Monthly Regular or Non-Regular Employee in the Labour Force Survey

ONAKA Yuichi

労働力調査では、非正規雇用の拡大が進む中、動向をよりタイムリーに把握するため、2013 年 1 月から勤め先での呼称についての設問を基礎調査票に追加し、雇用形態（正規・非正規）別雇用者数について月次での公表を開始した。

他方、2012 年以前の雇用形態（正規・非正規）別雇用者数を月次で集計すると、特定調査票が基礎調査票の 4 分の 1 の標本規模のため、基本集計結果と比べて標本誤差が大きくなる。このため、それを 2013 年以降の結果と接続させて一連の時系列データとして扱うことは注意が必要である。

本稿では、特定調査票における正規・非正規雇用に関する回顧情報から、同一標本における基礎調査時点の雇用形態を推測することで、基本集計と同じ標本規模による雇用者数を推計する方法を示す。

キーワード：労働力調査、正規雇用者、非正規雇用者、回顧推計

In the Labour Force Survey, the question related to type of employment was added to Basic questionnaire to grasp it more timely in the situation of increase in the irregular employment, and started monthly announcement of employee by type of employment from January 2013.

On the other hand, when we monthly calculated employee by type of employment before 2012, a sampling error is larger than Basic tabulation because sample scale of Special questionnaire is one-quarter of the Basic questionnaire. Therefore, we need attention to connect a result after 2013 to it and to treat it as a series of data.

In this paper, we show a method for estimating employee with the sampling scale same as Basic tabulation, by estimating type of employment at the time of the Basic questionnaire in the same sample form based on retrospective information about the Regular or Non-Regular employment in the Special questionnaire.

Key words: Labour Force Survey, Regular employee, Non-Regular employee, retrospective estimation

はじめに

労働力調査は、同一の客体に対して、連続する2か月間と翌年の同じ月の2か月間の合計4か月分について調査を行っている。このような調査方法を採用することで、前月や前年同月との比較の安定性を向上させている。また、交代のタイミングを4回に分散させて実施することで、異なる客体を調査することによる断層を考慮し、推計値の連続性の向上を図っている。

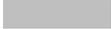
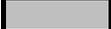
労働力調査における、調査客体と4回の調査のタイミングとの関係を図表1に示す。各月の調査客体を4つのグループに分け、各グループに対して当月が（1年1か月目など）4回のうちのどの調査であるかを割り当てる。図表1のY年1月では、グループA、B、M、Nがそれぞれ4回の調査時点である、2年2か月目、2年1か月目、1年2か月目、1年1か月目の調査対象となるようにする。これにより、Y年1月に1年1か月目となったグループNは、自動的にY年2月、Y+1年1月、Y+1年2月も調査対象となる。さらに、グループNはY+1年1月の調査客体全体の4分の1を構成することになり、この時の2年1か月目の客体となるので、残りの客体は（1年1か月目など）他の3回の調査客体となる。各グループの調査時点がずれることにより、Y年1月と2月を比べると、グループB、Nは両月で調査対象となっており、さらに、Y年1月とY+1年1月を比べてもグループM、Nは両年で調査することになる。

このように、各月の調査客体を調査時点の違う4つのグループから構成させることで、前月及び前年同月との比較においてどちらも半分が継続調査となることから、連続性と安定性を実現させている<sup>1</sup>。

図表 1：労働力調査の標本交代イメージ

グループ\年月	Y年				...	Y+1年				
	1月	2月	3月	4月		1月	2月	3月	4月	
...										
A		2年2か月目								
B		2年1か月目	2年2か月目							
C			2年1か月目	2年2か月目						
D				2年1か月目	2年2か月目					
...										
M		1年2か月目				2年2か月目				
N		1年1か月目	1年2か月目			2年1か月目	2年2か月目			
O			1年1か月目	1年2か月目			2年1か月目	2年2か月目		
P				1年1か月目	1年2か月目				2年1か月目	2年2か月目
...										

	...基礎調査票調査月
	...基礎+特定調査票調査月

<sup>1</sup> 労働力調査の標本設計は、このグループを2つの副標本とし、合計8つの副標本により構成されている。さらに、グループ内の2つの副標本を連続する2か月を単位に前後にスライドさせ、それを同一調査区の前期後期とすることで、前月との継続を見ると4分の3が同じ調査区となることで、前月との比較の安定性をさらに向上させている。

また、労働力調査には、4か月継続して調査する基礎調査票と、2年2か月目のみ調査する特定調査票がある。これを月単位で見ると、基礎調査票は1年1か月目、1年2か月目、2年1か月目、2年2か月目の4グループすべてが調査対象となるのに対し、特定調査票はこのうちの2年2か月目のグループについてのみ調査することになる。図表1のY年1月では、A、B、M、Nが基礎調査票の調査対象となるが、そのうちAのみはそれに加えて特定調査票の調査対象にもなっている。このため、特定調査票は基礎調査票に比べ、その客体数は4分に1になる。

特定調査票では失業の実態や就業異動の状況など就業及び不就業に関する詳細な事項を調査しているが、客体数が基礎調査票に比べ4分の1となることによる誤差の違いにより、基礎調査票による基本集計結果は月次で公表されている一方、特定調査票による詳細集計結果は、四半期平均を単位として公表されている。

雇用形態（正規・非正規）についての設問は、2013年に調査票が変更される以前は特定調査票でのみ調査されていた。このため、正規・非正規別雇用者数についても2012年以前の四半期平均値は公表されているが、月次では公表されてこなかった。また、四半期平均前の月次の値は、2013年以降の基礎調査票による集計値と単純に接続することは誤差の違いに注意する必要がある。

本稿は、特定調査票の調査結果から、2012年12月以前の正規・非正規別雇用者数を月次で集計し、既存の2013年1月以降の時系列と接続させた一連の時系列データを作成することで、統計の利便性の向上させることを目的とする。

本稿の構成は以下の通りである。第I章では時系列データの推計方法について説明し、推計結果を示す。また、推計結果についての評価を行う。第II章は作成した時系列と2013年以降の公表値を接続させた原系列について、X12-ARIMAによる季節調整値の試算を行う。第III章はまとめとする。

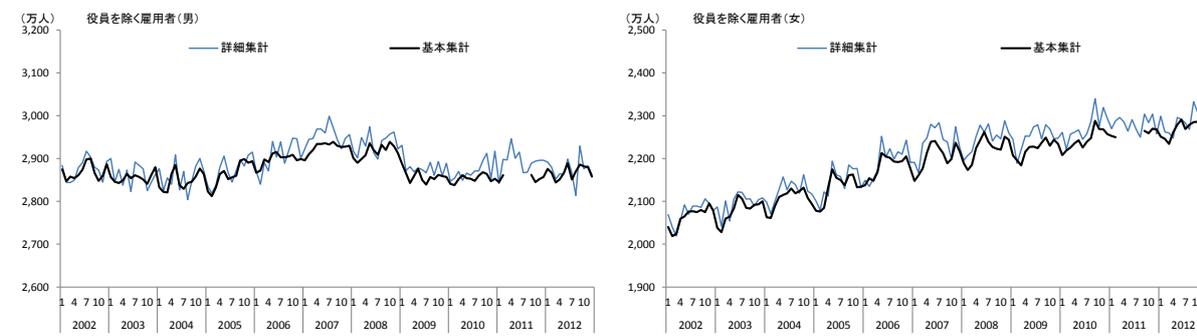
また、本稿の執筆に当たっては、総務省統計研修所の山口幸三上席研究官から有益なコメントをいただいた。改めてここに厚く御礼申し上げる。

## I 時系列データの推計

### 1. データ系列

本稿の分析では、労働力調査の特定調査票の個票データを利用する。作成期間は、特定調査票の調査開始と同じ2002年1月から調査票の変更直前の2012年12月とする<sup>2</sup>。対象

図表2：役員を除く雇用者



<sup>2</sup> 後述する推計方法により、2013年1月以降のデータも使用する。

系列は、男女別の正規・非正規別雇用者数の4系列とする。

基本集計結果では役員を除く雇用者数として、正規と非正規の雇用者数の合計を月次で公表している。図表2では、男女別の役員を除く雇用者数を基本集計結果<sup>3</sup>と、同系列を特定調査票の個票データを月次で集計した結果を比較している<sup>4</sup>。

図表3：前月差の標準偏差（万人）

	男	女
基本集計	16.9	18.6
詳細集計	34.6	31.0

図表3は、男女別の役員を除く雇用者数について、2002年から2012年までを対象とした前月差の標準偏差である。詳細集計結果は基本集計結果に比べ客体数が4分の1のため、標準偏差は2倍になることが予想されるが、おおむねそのような数値になっている。

この誤差がランダムに発生している場合、X12-ARIMAによる季節調整の計算過程である中心化12か月移動平均により相殺されることが期待できる。しかし、計算上は季節指数を含んだ値の相殺であるため、標準偏差が大きいことが季節指数を正確に読み取る上で悪影響を及ぼす可能性がある。そのため、各月の誤差を可能な限り小さくすることは、季節指数への影響をより小さくすることにとって有用であると考えられる。

また、本稿の目的である2013年以降の基本集計における時系列と直接接続させ、さらに一連の時系列として季節調整を行うためには、標準偏差の水準を同程度に調整する必要がある。特に、2系列の接続時点を移動平均に含む場合は、想定される誤差の相殺ができなくなる可能性がある。このような理由により、標準偏差を基本集計の水準程度に抑えることが、X12-ARIMAによる季節調整において不可欠である。

## 2. 推計方法

ここでは、特定調査票の個票データから調査時点より過去の就業状況を読み取って、当時の基礎調査票の項目になかった「雇用形態」を推測することで、同じ客体における基礎調査を再現し、標本数が補正されることを説明する。

### (1) 回顧情報による過去の就業状況の推測（回顧推計）

詳細集計に用いる特定調査票には、調査時点における就業、不就業の状況に関する設問に加え、前職の雇用形態についての設問がある。本稿では、これらのうち以下の各問いに注目する。

- ・ 問A3：今の仕事についてのいつですか
- ・ 問A4：勤め先での呼称について（正規・非正規）
- ・ 問D1：前にしていた仕事はいつやめたのですか（3年以内）
- ・ 問D2：前職での呼称について（正規・非正規）

<sup>3</sup> 2011年3月から9月までの基本集計結果は東日本大震災の影響による欠損値である。

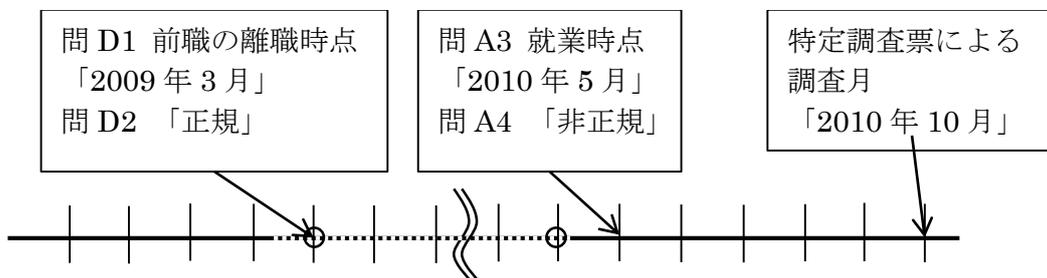
<sup>4</sup> 詳細集計結果は自衛隊区域の施設内居住者が除かれているため、基本集計と詳細集計の年平均の差を詳細集計結果に加算することで、基本集計結果と調査範囲を合わせている。また、公表値（四半期値）はベンチマーク人口の切替えによる遡及や東日本大震災による補完推計が反映されているため、個票データ集計値の四半期平均との差を用いて調整を行っている。

これらの問いに対する回答のうち「問A4」で分類すると、調査時点の雇用形態（正規・非正規）別雇用者数を集計することができ<sup>5</sup>、さらに四半期で平均した値が詳細集計結果で公表されている数値である。本稿ではこれに加え、残りの3つの回答結果を用いることで、特定調査票の調査時点から遡った過去の就業状況を把握することを試みる。

例えば、2010年10月の調査票に以下の回答があった場合を考える。

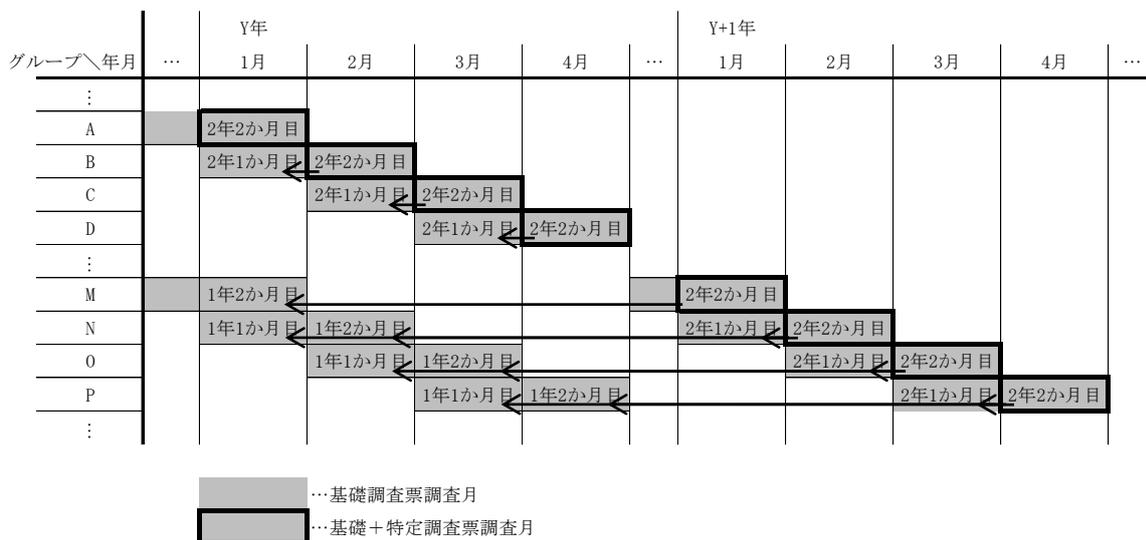
- ・ A3（現職の就業時点）：2010年5月
- ・ A4（現職の雇用形態）：非正規
- ・ D1（前職の離職時点）：2010年3月
- ・ D2（前職の雇用形態）：正規

図表4：雇用形態の時系列



この客体について、過去に遡って調査をしていたとすると、勤め先での呼称について、2010年5月から2010年10月までは「非正規」、2009年3月より前は「正規」と回答していた

図表5：回顧推計のイメージ



<sup>5</sup> 問A4の非正規雇用の内訳として、パート、アルバイト、労働者派遣事務所の派遣社員、契約社員、嘱託、その他の6つの選択肢がある。また、問D2の非正規雇用の内訳は、パート・アルバイト、労働者派遣事務所の派遣社員、その他の3つである。

はずである<sup>6</sup>。特定調査票による調査は、労働力調査における2年目2か月目の標本を調査対象としているため、回顧推計ではこの調査客体が基礎調査票に回答していたとし、2年目1か月目にあたる2010年9月の「非正規」雇用者に、この調査客体を追加する。また、1年目1か月目にあたる2009年9月と、1年目2か月目にあたる2009年10月は就業していないため、各時点の雇用者数には加算しないことになる（図表4）。

このように、現職の就業時点と前職の離職時点及びそれぞれの雇用形態がわかれば、特定調査票による調査時点から過去に遡って基本調査票の残りの3時点における就業状況を把握することができる。また、この回顧推計は、図表5に示すように特定調査票の標本単位で行うため、労働力調査の標本設計を保った推計方法である。

ただし、実際の労働力調査では基礎調査票の4時点で全く同一の客体を調査できるとは限らない。例えば、1年目と2年目の間に調査区へ転入してきた客体は、特定調査票への回答はあるが、1年目の基礎調査票には回答していないため、実査とは違う客体を集計することになる。反対に1年目の調査後に調査区外に転出した場合は同一個人の特定期調査票への回答がないため、1年目の雇用形態を再現することは不可能である。本稿の推計では、2年2か月目に特定調査票に回答した調査客体が、過去についての調査区内外への出入りが全くないことを仮定した回顧推計となるため、必ずしも実際の基礎調査票による集計結果を再現する方法ではないことに注意が必要である。

この回顧情報による推計方法は、任意の月数の過去に遡って集計することが可能である。特定調査票の調査時点( $a$ )、現職の就業時点( $b$ )、前職の離職時点( $c$ )（ここで、 $a \geq b \geq c$ である）、雇用形態( $u$ )の各値を係数として個別レコードから乗率を読み取り、現職の雇用形態別雇用者数を $g(a,b,c,u)$ 、前職の雇用者数を $z(a,b,c,u)$ として集計すると、時点 $t$ から $k$ か月後の特定調査票( $a=t+k$ )から推測される時点 $t$ の雇用者数は、次のように表すことができる<sup>7</sup>。

$$f(t,k,u) = \sum_{b \leq t, c \leq t} g(t+k, b, c, u) + \sum_{b \geq t+1, c \geq t+1} z(t+k, b, c, u) \quad \dots (1)$$

(1)式の第1項は現職の就業時点( $b$ )が時点 $t$ を含む過去のものを合計していることから、遡った時点 $t$ と特定調査の時点 $t+k$ の間で継続して就業していた調査客体を集計した雇用者数を表している。一方、第2項は前職の離職時点( $c$ )が $t$ より未来であることから、時点 $t$ では前職の雇用形態で働いていた調査客体を集計した雇用者数を表している。なお、 $k=0$ のときは $a=t \geq b$ より第2項はゼロになるため、2年2か月目は現職のみの集計結果となる。また、現職がないデータの就業時点を $b=a+1$ と定義することで、現職はないが前職があるデータも同様に集計する。

基本集計の4回の調査のタイミングに $k$ を合わせることで、就業者数は特定調査票結果の平均値として次のように表すことができる。

$$h(t,u) = \frac{1}{4} (f(t,13,u) + f(t,12,u) + f(t,1,u) + f(t,0,u)) \quad \dots (2)$$

また、調査時点の違う4点を平均することで、標本誤差が相殺されて基本集計と同程度まで小さくなることが期待される。さらに、個々の特定調査は労働力調査の副標本として

<sup>6</sup> 本稿では、前職の離職月は前職の就業期間に含めていない。ただし、労働力調査は月末1週間の就業状況を調査していることから、月末に前職を離職した場合は前職の離職月も就業していたことになるため、これを含める集計方法も考えられる。

<sup>7</sup> 前職の離職月を前職の就業期間に含める場合は、(1)式第2項の積算範囲を $c \geq t+1 \rightarrow c \geq t$ とすればよい。ただし、推計結果に大きな差はなかった。

独立に設計されているため、上記4点以外の時点を含めても標本設計上問題はない。例えば、特定調査票の調査時点から後方  $N$  か月移動平均を集計するためには

$$h(t,u) = \frac{1}{N} \sum_{i=0}^{N-1} f(t,i,u) \quad \dots (3)$$

とすればよく、 $N$  が大きくなるほど標本誤差が小さくなり時系列が滑らかになることが期待される。

## (2) 乗率の調整

特定調査票個票データの集計用乗率 ( $\tilde{X}$ ) は、標本抽出方法に基づく線形推定値 ( $X$ ) の合計が、基本集計による就業者数などの結果数値 ( $P$ ) と合うように比推定により算出されている。

$$\tilde{X}(t,i,j) = X(i,j) \times \underbrace{\frac{P(t,i)}{\sum_j X(i,j)}}_{\text{比推定用乗率}} \quad \begin{array}{l} i: \text{属性} \\ j: \text{属性} i \text{ の内訳} \end{array} \quad \dots (4)$$

右辺第2項は比推定用乗率と呼ばれ、詳細集計では線形推定による推定値の合計と基本集計結果との比率を用いて算出される。また、比推定用乗率は、性別、年齢10歳階級別、就業状態別（就業者、完全失業者、非労働力人口）の各属性 ( $i$ ) 別に求めている<sup>8</sup>。これにより、属性別の合計値は基本集計結果と一致するようになる。正規・非正規別雇用者については、役員、自営業者等と合わせた就業者数全体の内訳として基本集計結果の就業者数を按分することになる<sup>9</sup>。

線形推定値は、調査区のウェイトの合計を標本調査区数で除した値を合計した、調査区分のみに依拠する量であるのに対し、比推定用乗率は、調査時点での基本集計結果を用いるため、調査時点ごとに定義される量である。本稿では特定調査票の調査時点、過去3回の基礎調査票の調査時点に遡って集計するため、1レコードにつき、遡及先での属性に応じた合計4つの比推定用乗率を作成することになる。

$$\tilde{X}(t-k,i,j) = X(i,j) \times \frac{P(t-k,i)}{\sum_j X(i,j)} \quad k = 0, 1, 12, 13 \quad \dots (5)$$

また、詳細集計は「自衛隊営舎内居住者」を集計から除外していることから、比推定で用いる基本集計結果の就業者数から除外し、集計後に正規雇用者へ加算する。さらに、時点を遡ることで調査客体の年齢階級が繰り下がる場合があるため、個票データから換算年齢を月数で算出し、遡及時点ごとに年齢階級の再設定を行う。

<sup>8</sup> 記述は2012年以前の推定方法である。2013年以降は、属性別の分類に、従業上の地位（5区分）、雇用形態（8区分）別を加えた推定方法となっている。

<sup>9</sup> 役員を除く雇用者を正規・非正規別に按分する方法も考えられるが、基本集計結果では、ベンチマーク人口の切替えや東日本大震災の補完推計を反映させた男女別年齢階級別役員を除く雇用者が公表されていないため、同系列の補完推計値を作成する必要がある。



### 3. 集計結果

#### (1) 回顧推計結果

前節の方法で集計した結果を図表 6 に表す。比較のため、特定調査票の月次集計結果を基礎調査の 4 時点で平均した単純平均値を点線で表している<sup>10</sup>。単純平均と推計結果を比較すると、男性の正規雇用者数では単純平均は推計結果に対して下方に推移している。反対に、男女の非正規雇用者数は単純平均が上方推移していることがわかる。これは、単純平均の系列が、前後 2 回の調査時点が 1 年間開くため、1 年後の水準が高い場合は当年の単純平均を押し上げ、低い場合は平均値を押し下げているためである。すなわち、推計結果の系列はこのバイアスが調整された系列であることを表している。つまり、特定調査票の回顧情報から、過去の雇用情勢が的確に反映された雇用形態を読み取ることができているため、上昇トレンドにおいては過去の雇用者数が低かった水準に調整された遡及ができ、下降トレンドでは過去の高い水準を加味した遡及ができることが言える。

また、2013 年以降は、基本集計において月次の雇用者数が公表されているため、図表 6 の 2013 年は回顧推計による雇用者数との比較をしている。男女共に正規雇用者で年の後半で水準の違いが見られる。労働力調査は住戸を抽出単位としており、転居などによる客体の移動があるため、回顧推計と実査の客体は必ずしも一致しない。特に正規雇用者における基本集計の下方乖離は、学生など若年層の不就業者が一年間に転居を伴い正規雇用へ就業した場合に、特定調査票の回答が得られないため過去の不就業を再現できないことが要因として考えられる<sup>11</sup>。一方で非正規雇用者は概ね基本集計を再現できていることから、転居の影響は小さいことがわかる。

また、図表 6 から、4 分の 1 のサンプル数による詳細集計結果と比べて推計結果は振れが小さくなったことがわかる。図表 3 と同様に、役員を除く雇用者の前月差の標準偏差は、男性が 17.0、女性が 19.6 となり、基本集計の水準まで低下したことがわかる（図表 7）。

図表 7：前月差の標準偏差（推計結果）

	男	女
基本集計	16.9	18.6
詳細集計	34.6	31.0
推計結果	17.0	19.6

#### (2) 標本誤差の自己相関

基本集計の副標本を一致させることにより、基礎調査のサンプル・ローテーションによる標本誤差が再現されていることが期待される。ここでは、役員を除く雇用者の時系列をトレンド成分とノイズ成分に分離し、各系列の誤差項の相関を確認する。分離は DECOMP により行い、ノイズ成分の相関係数を見る。なお、プログラムは統計数理研究所の Web DECOMP を利用した<sup>12</sup>。

計算の結果、基本集計と詳細集計の相関係数は 0.6 程度であったのに対し、基本集計と

<sup>10</sup> 例えば、2010 年 1 月の単純平均は、2010 年 1 月、2010 年 2 月、2011 年 1 月、2011 年 2 月の 4 時点の特定調査票の集計結果の平均値を表している。

<sup>11</sup> 基礎調査票と特定調査票をマッチングさせたパネルデータの分析には永瀬・水落（2009）、長尾・高野（2015）などがある。また、前者では「失業者」について、回顧情報による「失業の期間」と 1 年前の実査による「就業状態」には、過去を振り返った認識と月末直後の回答との差異による乖離が生じる（男性 22～25%、女性 36～37%）とある。

<sup>12</sup> 基本集計に欠損値があるため、季節成分の分解は行わなかった。

推計結果の相関係数は 0.9 を程度となり、基本集計と推計結果のそれぞれのノイズ成分間に高い相関があることがわかった。これは、図表 7 で見た誤差の大きさだけでなく、基本集計が持つ標本誤差の自己相関が再現されていることを示している。

図表 8：ノイズの相関係数

	男			女		
	基本集計	詳細集計	推計結果	基本集計	詳細集計	推計結果
基本集計	1.000			1.000		
詳細集計	0.578	1.000		0.608	1.000	
推計結果	0.898	0.548	1.000	0.947	0.591	1.000

(3) 季節性の確認

ここでは作成した時系列について、X12-ARIMA の移動平均パート (X11-default) を使用して季節性の有無を確認する。時系列の期間は 2002 年 1 月から 2014 年 12 月までとし、2013 年 1 月以降は基本集計の公表値を接続させている。X-12-ARIMA の実行結果 (output ファイル) に出力されている「D 8.A F-tests for seasonality」による結果から、F 検定等の結果による季節性の存在が認められるか否かを検証する。

F 検定等の 3 つの検定を組み合わせた判定は、男性の正規雇用者、女性の正規雇用者、男性の非正規雇用者の 3 系列において、詳細集計では季節性が存在しない (Not Present) となっていたが、推計結果では季節性が存在する (Present) となった。また、女性の非正規雇用者は、詳細集計では季節性がおそらく存在しない (Probably Not Present) となったが、推計結果は季節性が存在する (Present) となり、4 系列すべてにおいて季節性が確認された。正規と非正規を合わせた系列は季節性があることから、詳細集計では標本誤差が大きいため季節性が見えにくくなっていたが、回顧推計により標本誤差が小さくなったため季節性が鮮明になったと考えられる。

図表 9：季節性の判定結果

		F-test : F値 (0.1% level)	Kruskal-Wallis test (1% level)	Moving Seasonality test (5% level)	COMBINED TEST FOR THE PRESENCE OF IDENTIFIABLE SEASONALITY	
男	正規	詳細集計	2.078 ×	2.40% ×	1.542 ×	×
		推計結果	9.248** ○	0.00% ○	1.493 ×	○
	非正規	詳細集計	2.716* ×	0.32% ○	2.465* ○ (1% level)	×
		推計結果	7.041** ○	0.00% ○	2.331* ○ (1% level)	○
女	正規	詳細集計	5.378** ○	0.00% ○	1.997 ○	×
		推計結果	14.106** ○	0.00% ○	1.503 ×	○
	非正規	詳細集計	5.381** ○	0.00% ○	1.579 ×	△
		推計結果	12.880** ○	0.00% ○	0.396 ×	○

○ IDENTIFIABLE SEASONALITY PRESENT  
 △ IDENTIFIABLE SEASONALITY PROBABLY NOT PRESENT  
 × IDENTIFIABLE SEASONALITY NOT PRESENT

(4) 雇用形態の継続と異動

1 年以内の離職を伴う雇用形態の異動の有無を集計すると、男女ともに 15 歳以上人口の約 9 割は 1 年間同じ雇用形態を継続していることがわかった (図表 10)。つまり、残りの約 1 割の離就職による雇用形態の異動が単純平均との差であり、これが過去の雇用情勢を回顧推計に反映される要因となっていることがわかる。

1年以内の雇用形態の異動を時系列で表したものが図表11である。異動元と異動先を「正規」「非正規」「雇用者以外<sup>13</sup>」の3種類に分類し、15歳以上人口に占める3点間の異動者の方向と割合を正負で表している。男性では「雇用者以外→非正規」が2009年頃以外の期間でプラスに推移し、「正規→非正規」は前者と比べると水準は低いが、ほぼすべての期間でプラスに推移している。これらは、図表6の男性の非正規雇用者の単調増加と整合している。また、「雇用者以外→正規」は2004年頃までマイナスで推移し、その後プラス圏に上昇した後2009年頃に大幅にマイナスとなり、その後もマイナス圏で推移している。このプラス・マイナスがそれぞれ正規雇用者の増加・減少を表しており、図表6の男性の正規雇用者の振る舞いの要因となっている。

図表10：直近12か月以内の雇用形態の継続状況（2002年～2013年）（%）

	継続			12か月以内 非継続	12か月以内非継続内訳（12か月前→調査時点）									15歳以上 人口
	正規	非正規	以外※		正規	正規	正規	非正規	非正規	非正規	以外	以外	以外	
					→ 正規	→ 非正規	→ 以外	→ 正規	→ 非正規	→ 以外	→ 正規	→ 非正規	→ 以外	
男	39.8	6.9	44.2	9.1	1.1	0.5	1.5	0.3	0.7	1.2	1.6	1.6	0.7	100.0
女	15.8	15.4	58.5	10.3	0.4	0.4	1.0	0.3	1.6	2.2	1.1	2.8	0.6	100.0

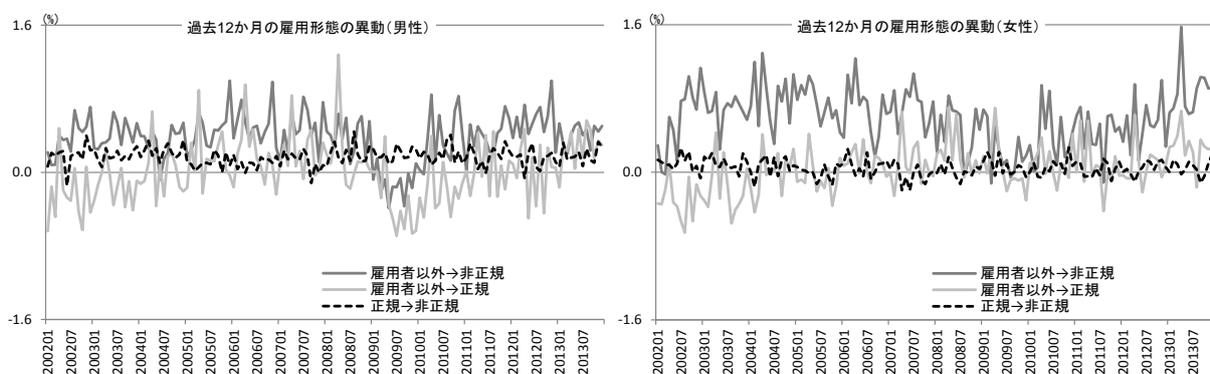
※以外…正規・非正規雇用者以外（役員・自営業等、不就業）

女性では、「雇用者以外→非正規」が大きくプラス圏で推移している。一方で、「正規→非正規」「雇用者以外→正規」はゼロ近傍で推移していることから、図表6の女性の正規雇用者は水準が変わらず、非正規雇用者は大きく上昇トレンドとなっていることが言える。

回顧推計では、この1年間の異動情報を加味することにより、2年目2か月目の特定調査時点から、基礎調査当時の雇用形態を的確に反映していることがわかる。例えば、非正規雇用者の推移を見ると、1年の間に「雇用者以外」から「非正規」に異動した場合でも、単純平均では異動後の「非正規」のまま過去に遡っているため、上方バイアスを発生させている。回顧推計では、1年前は「非正規」ではないという回顧情報から非正規雇用者から除外されることによりバイアスが調整されていることがわかる。

また、図表6の男性の2008年後半の正規雇用者において、推計結果と単純平均が大きく乖離しているが、これは、リーマンショックによる2009年初旬から2010年初旬にかけての「雇用者以外→正規」の水準が大幅にマイナスになっており、この正規から雇用者以

図表11：過去12か月の雇用形態の異動（2002年～2013年）



<sup>13</sup> 正規・非正規雇用者以外の役員・自営業等や不就業者をまとめたもの

外への異動は回顧推計では過去においては正規雇用者として集計されるため、回顧推計結果に比べ単純平均が下方に乖離することで説明ができる。

(5) 短期離職者の就業継続期間

この回顧推計の方法では、3年以内に離職していない者の就業状況と、3年以内に離職した者の前職の離職時点までの就業状況については、調査票の回顧情報から把握することができる。しかし、前職の離職時点以前の就業状況については、前職の就業時点などについての設問がないため、特定調査票の回顧情報から把握することはできない。したがって、この方法により基礎調査の情報を得ようとした場合、1年以内に前職を離職している者の1年目の調査時点における就業状況は、前職の就業期間であるか、前々職の就業期間に含まれているか、あるいはその間の失業時期に含まれているのか正確にはわからない。そこで、特に継続期間が短いと考えられる非正規雇用者について、就業の継続期間を調べることは離職の頻度を把握する上で有用である。

単位月 ( $t$ ) における継続雇用者数 ( $N$ ) の減少割合を、継続期間が短い者の減少割合が多く時間が経つにつれて少なくなっていく関数として、 $\lambda$  をパラメーターとした以下の式で定義する<sup>14</sup>。

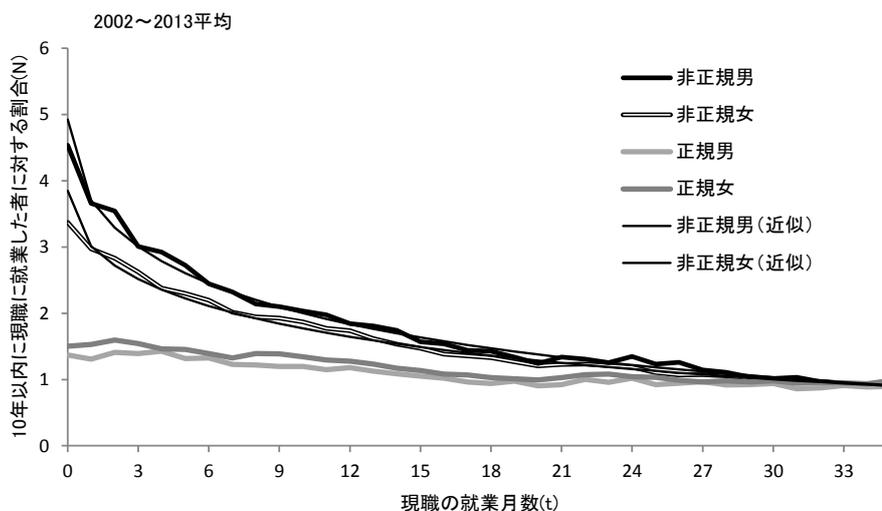
$$-\frac{1}{N} \frac{dN}{dt} = \frac{1}{2} \sqrt{\frac{\lambda}{t}} \quad \dots (6)$$

この式から、継続雇用者数は以下の式で表すことができる。

$$N = N_0 e^{-\sqrt{\lambda t}} \quad \dots (7)$$

継続期間は、調査時点での正規・非正規別について、調査時点と現職の就業開始時点との差で定義する。また、10年以上継続している雇用者は十分な客体数が得られないため除外する。さらに、季節性や標本誤差を除くため2002年から2013年までを一律に平均する(図表12)。得られた系列について、上記関数をあてはめて係数 $\lambda$ を求める。さらに、求

図表 12：現職の就業月数の分布



<sup>14</sup> 生存時間解析で用いられるハザード関数  $h(t) = \lambda p(\lambda t)^{p-1}$  の  $p = 1/2$  に対応している。

めた  $\lambda$  を用いて継続就業月数の期待値を (8) 式で求める。

$$\tau = \frac{1}{N_0} \int_0^T dt \left( -\frac{dN}{dt} \times t \right) = \frac{2}{\lambda} - \left( T + 2\sqrt{\frac{T}{\lambda}} + \frac{2}{\lambda} \right) e^{-\sqrt{\lambda}T} \quad \dots (8)$$

現職の就業月数の上限を設けない極限では (8) 式第 2 項がゼロに収束するため、継続就業月数は第 1 項の定数値に収束する。ここでは、短期間で離職する者の継続月数を知りたいため、有限範囲 ( $T$ ) で区切った継続月数を求める (図表 13)。上限を 3 年に区切った場合、平均継続月数は男女ともに約 6 か月となった。

本稿では、前職の就業時点についての制限を設けていないため、十分過去に前職に就いたと仮定していることになる。図表 13 の結果から、「非正規→非正規」において、前職の離職と現職の就業開始との間が 2 か月以上離れた場合は、基礎調査の 1 回目の調査時点である 14 か月前は前職の範囲 (または前職と現職の間の不就業の範囲) に含まれるため、当時の就業状況の半数程度は把握できることが言える。さらに「非正規→非正規」の異動は図表 10 から全体の 1~2% 程度であるため、これらのことから、基礎調査の 1 年目が前職の就業開始より前となり仮定から外れてしまうことによる推計への影響は限定的であると考えられる<sup>15</sup>。

図表 13 : 平均継続月数

系列\有限範囲 $T$	3 年	5 年	10 年
非正規 (男)	5.89	9.34	13.2
非正規 (女)	5.95	9.87	16.5

## II 季節調整値の試算

ここでは、I で作成した男女別正規・非正規別雇用者数の時系列データについて、季節調整値の試算を行う。労働力調査では、主要系列について X12-ARIMA の機能である RegARIMA モデルを用いた季節調整を行っているため、本稿でもその方法に沿った試算を行う。原系列の期間は 2002 年 1 月から 2014 年 12 月までとし、X12-ARIMA の設定値はすべてデフォルトとする<sup>16</sup>。RegARIMA モデルにおける回帰変数の設定や ARIMA モデルの選定方法などは主に大島 (2014) を参考にした。

### 4. 回帰変数の設定

#### (1) 男性の非正規雇用者における Ramp 変数の設定

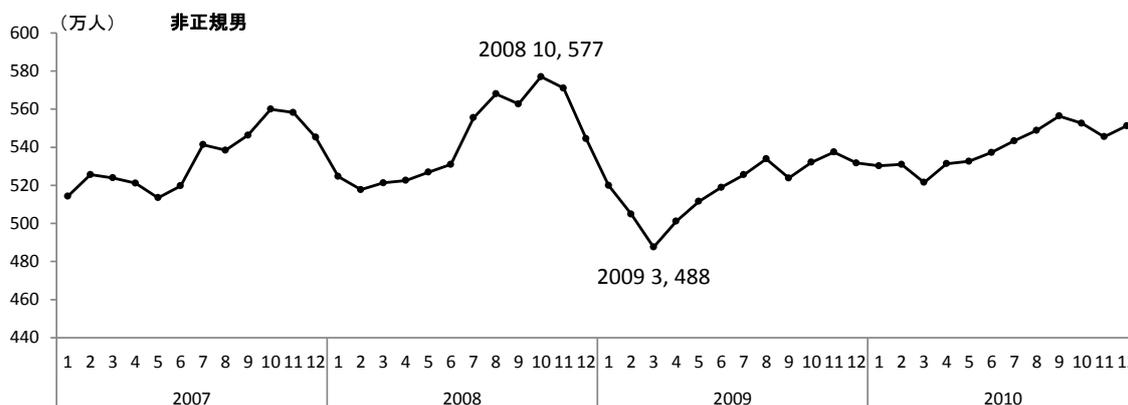
現在公表されている労働力調査の季節調整では、多くの系列でリーマンショックによる急激な雇用情勢の変化に対応する回帰変数が導入されている。本稿で用いた雇用者数においては 2009 年 3 月にレベルシフト (LS2009.3) が設定されている。他方、前項で推計した雇用形態別雇用者について図表 6 及び図表 14 で確認すると、男性の非正規雇用者において、2008 年 10 月をピークに 2009 年 3 月にかけて 85 万人の雇用者の減少が見られる。こ

<sup>15</sup> 正規雇用や役員・自営業主を含む異動 (「正規→非正規」など) は、その就業期間が非正規雇用に比べ長いと考えられることから、「非正規→非正規」と比べると影響はさらに小さくなる。

<sup>16</sup> 労働力調査の季節調整では、季節調整済系列の安定性を重視する観点から、特異項の管理限界を  $9.8\sigma \sim 9.9\sigma$  としている。

これを異常値として捉えるため回帰変数にあてはめようとする場合、公表系列の正規・非正規などを合計した「雇用者」で設定されているレベルシフトではなく、一定期間の傾斜的な減少をあらわす傾斜的水準変化（Ramp）を設定することが適切と考えられる。なお、女性の非正規雇用者においても、同期間で減少が見られるが、他の期間と比較して目立つ変化ではなかった。

図表 14：男性の非正規雇用者数の推移



### (2) Ramp 変数の期間選定

Ramp 変数の開始時点と終了時点については、期間の候補として、2008 年 10 月を始点に 2009 年 3 月まで下落が続いているため、この期間の任意の 2 点間で Ramp を選定することが適当である。ここでは、開始時点を 2008. 10 と 2008. 11、終了時点を 2009. 2 と 2009. 3 の各 2 通りの合計 4 通りの Ramp 変数を候補とし、以降の課程で絞り込んでいくこととする。

図表 15：Ramp 変数の候補

開始時点	終了時点	
	2009 年 2 月	2009 年 3 月
2008 年 10 月	RP2008. 10-2009. 2	RP2008. 10-2009. 3
2008 年 11 月	RP2008. 11-2009. 2	RP2008. 11-2009. 3

### (3) 外れ値の自動認識及び ARIMA モデルの選定

正規（男、女）及び非正規（男、女）について、以下の手順により、回帰変数の選定と ARIMA モデルの選定を行う。なお、非正規（男）については、上記で選定した Ramp 変数を既存の変数とした 4 パターンについて選定を行った。

- (手順 1) outlier スペックコマンドによる外れ値の自動識別により、回帰変数を選定する。ARIMA モデルは (0, 1, 1) (0, 1, 1) に固定する。
- (手順 2) 手順 1 で選定した回帰変数を設定した上で、ARIMA モデルの (p, d, q) (P, D, Q) において「p, q, P, Q」を 0~2 の 3 通りに変化させた全 81 通りについて、AIC が最小となるモデルを選定。
- (手順 3) 手順 2 で選定したモデルの各次数の有意性を確認し、有意でない次数がある場合は、次に AIC が小さい ARIMA モデルを選定する。併せて、設定した回帰変数の有意性を確認する。

## 5. 選定結果

## (1) Ramp 変数の決定

非正規（男）の 4 つの Ramp 変数の候補について、それぞれ上記手順に沿って回帰変数と ARIMA モデルの選定を行った。どの候補も Ramp 変数以外の変数を検出することはなかった<sup>17</sup>。また、非正規（男）について選定した ARIMA モデルと AIC、Ramp 変数の t 値は図表 16 となった。さらに、季節調整値の安定性を示す指標である MAPR (Mean Absolute Percentage Revision) について、2014 年平均値を各候補について見ると、「RP2008. 11-2009. 2」が最も安定していることがわかった。2009 年 3 月を Ramp 変数に含めると、雇用者数は低下し続けているため変数として見れば入れた方が安定するが、3 月は季節性により雇用者が低下することもあり、季節調整の安定性においては 3 月を季節性による下落と捉えたモデルの方が優位になる結果となった。

図表 16 : Ramp 変数別選定結果（非正規雇用者（男））

Ramp 変数	t 値	ARIMA モデル	AIC	MAPR
RP2008. 10-2009. 2	-6. 44	(0 1 2) (0 1 2)	1040. 3088	0. 23
RP2008. 11-2009. 2	-6. 27	(0 1 2) (0 1 2)	1042. 7933	0. 22
RP2008. 10-2009. 3	-6. 77	(0 1 2) (0 1 2)	1035. 8335	0. 25
RP2008. 11-2009. 3	-6. 53	(0 1 2) (0 1 2)	1037. 9684	0. 23
(参考) LS2009. 3	-4. 53	(1 1 2) (0 1 2)	1050. 5670	0. 25

## (2) 季節調整モデルの選定

上記選定方法を行った結果は図表 17 となった。上記で取り入れた非正規（男）の Ramp 変数以外の変数は検出されなかった。

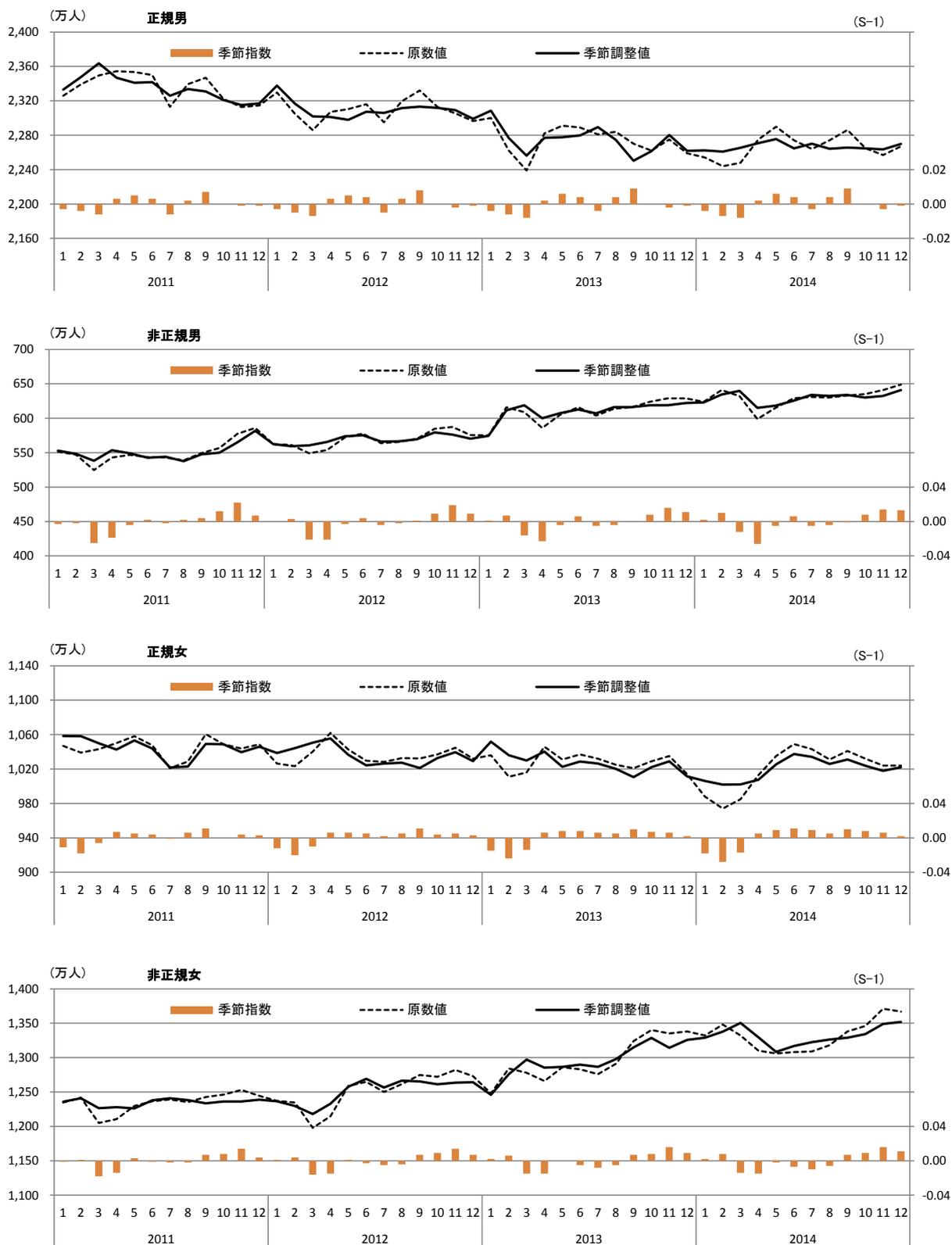
また、選定した RegARIMA モデルにおける各系列の季節調整値は図表 18 となった。各グラフの季節指数について 2013 年以降と 2012 年以前を比較すると、男女共に正規雇用者は前後の季節性に大きな違いはなかった。一方、非正規雇用者の 3 月と 4 月の季節指数を比較すると、2012 年以前は 3 月の方が 4 月に比べ季節指数が低いのに対し、2013 年以降は 4 月の方が低くなっていることがわかる。

図表 17 : 季節調整モデルの選定結果

系列		回帰変数 (種類・期間)	t 値	選択した ARIMA モデル
正規	男	-		(2 1 1) (0 1 2)
	女	-		(0 1 2) (0 1 2)
非正規	男	RP2008. 11-2009. 2	-6. 27	(0 1 2) (0 1 2)
	女			(2 1 1) (1 1 1)

<sup>17</sup> outlier では検出されなかったが、t 値が大きい異常値として、非正規（男）に「LS2013. 2」が出力された。

図表 18：季節調整値



### III まとめ

第 I 章では、労働力調査の 2 年目 2 か月目の調査客体に対して行われる特定調査票の回顧情報から、労働力調査のサンプル・ローテーションに対応する過去の各時点における正規・非正規雇用などの就業状況を推定した。また、これらを集計することで、基礎調査票の標本数を復元した正規・非正規別雇用者数を推計する方法を示した。これにより、客体数が少ないため四半期平均値より細かい区分では公表できなかった詳細集計結果における正規・非正規別雇用者数を、月次で見ることができるようになった。特に、2008 年後半のリーマンショックによる急激な雇用情勢の変化については、男性の非正規雇用者にその影響が強く現われていたことがわかった。

また、推計結果について、いくつかの評価を行った。標本誤差の自己相関について、DECOMP により分離した推計結果のノイズ成分が基本集計結果のそれと高い相関関係であることから、推計結果の水準だけでなく標本誤差についても基本集計結果が再現されている確証が得られた。推計結果の季節性について、詳細集計結果では誤差が大きいため季節性が見えなかったが、その誤差が抑えられたことによって、季節性が確認できることを示した。推計値の水準については、雇用形態の異動と継続について集計し、過去の雇用情勢を的確に反映した雇用者数が得られていることを確認した。本稿の回顧推計では、設問の制限により、前職の離職以前の状況は正確に把握することができないが、継続期間が短い非正規雇用の継続期間の平均値が約 6 か月であることなどから、設問の制限による結果への影響は限定的であると考えられることを示した。

本稿では男女別のみの推計結果を示したが、比推定を基本集計と同様に年齢階級別で行っていることから、年齢階級別の正規・非正規雇用者数も比較的安定した時系列を得ることができる。さらに、特定調査票の前職の雇用形態ではパート・アルバイトなど、非正規の詳しい雇用形態を聞いていることから、それらの詳細な分類も可能である。

さらに、本稿では基本集計と合わせるため 4 か月分の平均の時系列を作成したが、(3) 式で示したように、4 か月以上の平均をすることにより、より滑らかな系列が得られる。例えば、地域別就業者数をベンチマークとした都道府県別就業者数など、基本集計結果では客体数が少ないことによる精度がある程度改善された時系列を得ることも可能である。

第 II 章では、2013 年以降の既存の公表値と連結した時系列について X12-ARIMA による季節調整値の試算を行った。正規・非正規別雇用者数の時系列データは 2015 年末時点で公表値が 3 年分揃い、限られた範囲で X12-ARIMA による季節調整が可能となるが、十分な時系列による季節調整値を作成するための代替系列として、本稿の推計結果を使用することは有用であると考ええる。

#### 参考文献

- [1] 総務省統計局 (2011) 『労働力調査の解説』
- [2] 総務省統計局 (2008) 『労働力調査 標本設計の解説』
- [3] 永瀬伸子、水落正明 (2009) 「労働力調査のパネル構造を用いた失業・就業からの推移分析」『総務省統計研修所リサーチペーパー』第 19 号
- [4] 長尾伸一、高野正博 (2015) 「労働力調査の 1 年間のフローデータを用いた最近の雇用情勢に関する分析」『統計研究彙報』第 72 号, 1~24 頁
- [5] 大島敬士 (2014) 「労働力調査における季節調整法の RegARIMA モデルの適用」『統計研究彙報』第 71 号, 27~38 頁

