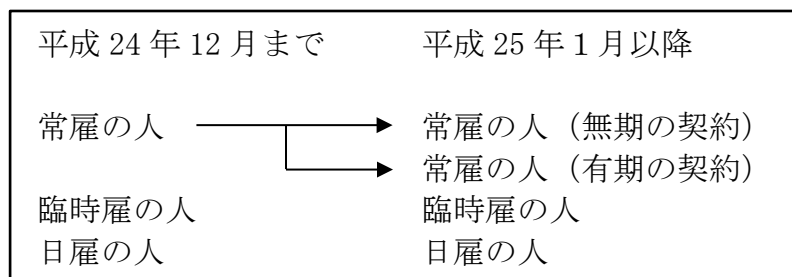


第 83 回人口・社会統計部会の審議において整理、報告等が 求められた事項に対する回答

平成 29 年 2 月 22 日
総務省統計局

1 概要

- 労働力調査では、平成 25 年 1 月に調査事項を変更し、「従業上の地位」について、以下のとおり選択肢を追加（分割）した。



- この結果、平成 25 年 1 月と前年同月の結果を比較すると、一般常雇、臨時雇で大きな数値変動があった。

(単位:万人)

	2013年1月 ①	2012年1月 ②	差 ①-②
雇用者	5502	5492	10
常雇	4968	4711	257
一般常雇	4634	4346	288
無期の契約	3741	-	-
有期の契約	892	-	-
役員	334	365	▲ 31
臨時雇	444	671	▲ 227
日雇	90	110	▲ 20

2 統計局の対応

- 平成 25 年 1 月分結果の公表（平成 25 年 3 月 1 日公表）の際、公表冊子に利用者の注意を掲載した。（別紙 1）

URL: <http://www.stat.go.jp/data/roudou/rireki/tsuki/pdf/201301.pdf>

- さらに、解説資料として「結果を見る際のポイント」を公開するとともに（別紙 2）、回帰式・遷移行列・多項ロジットモデルにより分析し、「従業上の地位別結果に関する推計結果（最終報告）」を取りまとめた。（別紙 3）

(別紙 2) URL: <http://www.stat.go.jp/data/roudou/pdf/point18.pdf>

(別紙 3) URL: http://www.stat.go.jp/info/kenkyu/roudou/h28/pdf/7giji3_2806.pdf

3 今後の取組

- 労働力調査については、時系列データのニーズが高いため、適切に時系列比較できるよう、わかりやすく解説することが必要である。
- このため、時系列上の差異が生じた場合などには、上記のような公表冊子への注意書きや調査結果の解説など、積極的に情報提供してまいりたい。

労働力調査（基本集計）平成 25 年（2013 年）1 月分速報（抜粋）

○調査事項の変更等について

労働力調査では、2013 年 1 月から調査事項等を一部変更しました。これに伴い、結果を見る際には、留意が必要です。主な点は、以下のとおりです。

ア。「労働者派遣事業所の派遣社員」の雇用形態について、今回の変更では、派遣先の「勤め先・業主などの名称」及び「事業の内容」を記入するよう調査票に明記しました。これにより、雇用形態にかかわらず、実際に働いている産業で分類した雇用者数を把握できるようになり、産業別の労働投入量の正確な推計に資する統計を提供することが可能となりました。

ただし、産業別の雇用者数や就業者数を2012年12月までの値と比較する際には補正を行う必要があります。

詳細は次頁を御参照ください。

（なお、ここで行う補正は、2012年12月28日にお知らせした組替え(<http://www.stat.go.jp/data/roudou/pdf/121228.pdf>)とは異なるものとなっておりますので、御留意願います。）

イ。「雇用形態(勤め先での呼称)」について、これまでは毎月の標本数が基礎調査票の4分の1である特定調査票で調査していたことから、詳細集計で四半期ごとに公表していました。今回の変更では、この調査事項を基礎調査票に移行し、基本集計で毎月の公表ができるようにしました。これにより、雇用形態別の雇用者数の変化を迅速に捉えることができるとともに、更に詳細な雇用形態別結果を把握・提供できるようになりました。

ただし、詳細集計では除いている自衛隊区域の施設内の居住者(約8万人)を基本集計では含めて集計(雇用形態は「正規の職員・従業員」に区分)していることや、標本数の拡大に伴う変動があることなどから、これまでの結果との比較にはこれらの点に留意が必要です。

ウ。「従業上の地位」について、今回の変更では、「常雇(無期の契約)」と「常雇(有期の契約)」の区分を新たに設けました。これにより、契約期間が1年超の有期雇用の人数が明らかになりました。

（これまでは「雇用契約期間の定めがない(定年までを含む)」と「雇用契約期間が1年超」の両者を「常雇」としていました。今回の変更では、前者を「常雇(無期の契約)」、後者を「常雇(有期の契約)」として分割しました。）

ただし、「常雇(有期の契約)」の回答者に、これまでは「臨時雇」と回答していたとみられる事例が多数(180万人相当)あることなどから、従業上の地位別結果では、これまでの結果とは表章項目が同じでも数値が比較できないところがあります。

2013年3月4日
総務省統計局

労働力調査の結果を見る際のポイント No.18

常雇（有期の契約）の把握

～ 2013年1月以降の労働力調査における調査事項等の変更～

労働力調査では、2013年1月から調査事項等の変更を行いました。このうち、基礎調査票の「従業上の地位」については、「常雇（無期の契約）」と「常雇（有期の契約）」の区分を新たに設け、それぞれの定義を調査票上に明記しました。これにより、有期契約（1年超）の常雇の人数（2013年1月で892万人）が明らかになりました。

また、雇用形態（勤め先における呼称）も基礎調査票で毎月、調査することにしました。これにより、「常雇（有期の契約）」の雇用形態も同時に把握することが可能になりました。

ただし、これまでは「臨時雇」と回答していた者が、新たな調査票で「常雇（有期の契約）」に回答したとみられる事例が多数（約180万人に相当）あります。したがって、これまでの結果とは表章項目が同じであっても、単純に比較することはできません。

1 有期契約（1年超）の常雇は892万人^注

2013年1月の雇用者数（5502万人）のうち、有期契約（1年超）の常雇は892万人です。これを男女別にみると、男性が345万人、女性が547万人となっており、女性が全体の61.3%を占めています。（表1）

また、有期契約（1年超）の常雇を雇用形態（勤め先における呼称）別にみると、男性は契約社員が111万人と最も多く、全体の32.2%を占めています。女性はパートが285万人と最も多く、全体の52.1%となっています。（表2）

2013年1月より以上の点が新たに明らかになりました。

注）「基本集計 平成25年（2013年）1月分 速報」の公表冊子に掲載されている従業上の地位別雇用者数は、農林業が除かれています。ここでは農林業を含めた雇用者数となっています。

[参考] さらに詳しいデータは、基本集計 第 -1表、第 -7表に掲載されています。

<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?lid=000001107949>

2 前年との単純比較には注意が必要

2013年1月の従業上の地位別雇用者数を前年1月と比べてみると、一般常雇は288万人増加、一方、臨時雇は227万人減少となっていますので、単純に比較することはできないことが分かります。（表3）

表1 従業上の地位、男女別雇用者数

<2013年1月>		(単位:万人)		
	総数	男	女	
雇用者	5502	3138	2364	
常雇	4968	2939	2029	
一般常雇	4634	2683	1951	
無期の契約	3741	2338	1404	
有期の契約	892	345	547	
役員	334	256	78	
臨時雇	444	154	290	
日雇	90	45	45	

表2 雇用形態、男女別常雇（有期の契約）数

<2013年1月>		(単位:万人)		
	総数	男	女	
常雇（有期の契約）	892	345	547	
正規の職員・従業員	120	78	42	
非正規の職員・従業員	773	267	506	
パート・アルバイト	421	86	335	
パート	326	41	285	
アルバイト	95	44	51	
労働者派遣事業所の派遣社員	65	22	43	
契約社員	203	111	92	
嘱託	62	39	23	
その他	22	10	12	

表3 従業上の地位別雇用者数

		(単位:万人)		
	2013年1月	2012年1月	差	
				-
雇用者	5502	5492	10	
常雇	4968	4711	257	
一般常雇	4634	4346	288	
無期の契約	3741	-	-	
有期の契約	892	-	-	
役員	334	365	31	
臨時雇	444	671	227	
日雇	90	110	20	

3 旧調査票の「臨時雇」から新調査票の「常雇(有期の契約)」への異動者は約180万人

労働力調査の標本は、毎月半分の標本が前月から継続して調査されています。そこで、この継続した標本を用いて、前月(12月)からの従業上の地位の変化を集計してみますと、2013年1月は一般常雇のうち臨時雇からの異動者は6.6%になっており、1年前(3.0%)に比べて2倍以上となっています。(表4)

表4 一般常雇(当月)への前月からの異動状況 <男女計>

	計	前月(12月)の従業上の地位				
		一般常雇	役員	臨時雇	日雇	左記以外
2013年1月	100.0	90.1	0.7	6.6	0.7	1.9
2012年1月	100.0	94.0	0.6	3.0	0.6	1.9

上記の結果(表4)を基にして、以下のように旧調査票の「臨時雇」から新調査票の「常雇(有期の契約)」へ異動した者を推計すると、約180万人となります。

$$\begin{aligned}
 &2013年1月 (A) && 306万人 = 4634万人 \times 0.066 \\
 &2012年1月 (B) && 130万人 = 4346万人 \times 0.030 \\
 &(A) - (B) && 176万人 = 306万人 - 130万人
 \end{aligned}$$

<参考>

旧調査票(～2012年12月調査)

9 従業上の地位

- ・臨時雇の人とは 雇用契約期間が1か月以上1年以下の人
- ・日雇の人とは 雇用契約期間が1か月未満の人をいいます
- ・自営業主とは 個人経営の商店主や農業主などをいいます
- ・内職とは 自宅での賃仕事をいいます

雇われて
いる人のうち

常雇 の人	臨時雇 の人	日雇 の人	会社 などの 役員	自営業主 雇 い 人 あり	自営業主 雇 い 人 なし	内 家 営 業 の 手 伝 い	職
○	○	○	○	○	○	○	○



新調査票(2013年1月調査～)

⑩ 従業上の地位

- ・常雇の人(無期の契約)とは 雇用期間を定めない契約で雇われている人をいいます
(定年までの場合は 無期の契約とします)
- ・常雇の人(有期の契約)とは 雇用契約期間が1年超の人をいいます
- ・臨時雇の人とは 雇用契約期間が1か月以上1年以下の人をいいます
- ・日雇の人とは 雇用契約期間が1か月未満の人をいいます
- ・自営業主とは 個人経営の商店主や農業主などをいいます
- ・内職とは 自宅での賃仕事をいいます

雇われて
いる人のうち

常雇 の人 (無期の契約)	常雇 の人 (有期の契約)	臨時雇 の人	日雇 の人	会社 などの 役員	自営業主 雇 い 人 あり	自営業主 雇 い 人 なし	内 家 営 業 の 手 伝 い	職
○	○	○	○	○	○	○	○	

(⑩欄へ)

従業上の地位別結果の推計に関する検討結果 (最終報告)

まえがき

本資料は、平成 26 年から平成 28 年にかけて開催された「雇用失業統計研究会」、及び平成 28 年 1 月に開催された「雇用失業統計研究会 従業上の地位別結果の推計に関する分科会」において分析したものを取りまとめたものです。

従業上の地位に関する推計を実施した背景としては、平成 25 年 1 月に、就業状態のより詳細な実態を把握する観点から、労働力調査基礎調査票の「従業上の地位」に関する項目を変更し、「常雇の人」を「常雇の人（無期の契約）」と「常雇の人（有期の契約）」の 2 区分に分割しましたが、この結果、一般常雇（調査票で「常雇の人」と回答した者）の人数が対前年同月で 288 万人の増加、臨時雇は 227 万人の減少となり、これまでの調査事項と単純比較が困難となったことによるものです。

ユーザーの利便性向上等の観点から、従来の時系列と比較可能となるような分析が可能か、雇用失業統計研究会及び分科会を通じて研究・検討し、今般、最終的な報告書を取りまとめたものです。

本資料の取りまとめに当たっては、雇用失業統計研究会構成員である各委員、特に、一橋大学経済研究所の神林龍教授に多大なるご意見・ご示唆をいただきましたので、ここに謝意を表します。

平成 28 年 6 月

総務省統計局
労働力人口統計室

平成 28 年 6 月

総務省統計局統計調査部
労働力人口統計室長

I 概要

- 1 背景及び経緯
2013年1月に、労働力調査基礎調査票の「従業上の地位」に関する項目を変更し、「常雇の人」を「常雇の人（無期の契約）」と「常雇の人（有期の契約）」の2区分に分割した。（臨時・日雇の区分は変更していない）
この結果、一般常雇（調査票で「常雇の人」と回答した者）の人数が対前年同月で+288万人、臨時雇は-227万人となり、これまでの調査事項と単純比較が困難となった。

〔※ この内容は、ホームページ上で「労働力調査の結果を見る際のポイント」として注意喚起を行うなど、利用者への周知を図っている。〕

調査票変更後の新たな区分について2013年1月以降の時系列データを作成、公表しているところであるが、従来の系列（常雇・臨時・日雇の3区分。以下「旧系列」という。）へのニーズもあり、調査票変更後のデータから推計を行うこととなった。

推計に関する検討経緯の資料は、本報告書に記載のほか、以下の資料でも確認できる。

- 第2回雇用失業統計研究会（2014年12月22日開催） 資料4
<http://www.stat.go.jp/info/kenkyu/roudou/h26/gi.ji002.htm>
- 第3回雇用失業統計研究会（2015年3月24日開催） 資料3
<http://www.stat.go.jp/info/kenkyu/roudou/h26/gi.ji003.htm>
- 第4回雇用失業統計研究会（2015年7月3日開催） 資料3-2
<http://www.stat.go.jp/info/kenkyu/roudou/h27/gi.ji004.htm>
- 第6回雇用失業統計研究会（2016年3月18日開催） 資料3
<http://www.stat.go.jp/info/kenkyu/roudou/h27/gi.ji006.htm>

2 推計方法について

本研究・検討に当たっては、以下の四つの手法を検討した。

- (1) 回帰式を用いた断層の推定（Level Shift）
雇用者数の時系列に対して、スパイク・レベルシフトを検出して、これを取り除く方法。第4回雇用失業統計研究会で提示したもの。
雇用者の一定数が、調査票変更前後で回答傾向が変わるとの考えに基づき方法であり、雇用者数そのものが大幅に変わると、適切でない推計となる。
- (2) 遷移行列を用いた従業上の地位別結果の推計（Transition Matrix）
労働力調査が2か月連続世帯を対象とする特性を踏まえ、前月×今月の「従業上の地位」の変化を確率的に表し（遷移行列の作成）、確率の時系列データに対してスパイク・レベルシフトを検出して、これを取り除く方法。

目次

I	概要	2
II	推計方法1：回帰式を用いた断層の推定	4
III	推計方法2：遷移行列を用いた推計	6
IV	推計方法3：多項ロジットモデルによる推計	19
V	推計方法4：2か月間の従業上の地位を被説明変数とした多項ロジットモデルによる推計	27
VI	従業上の地位別結果の時系列比較 ～2012年以前の週及推計による現行系列との接続～	34

雇用者の一定割合が、調査票変更前後で回答傾向が変わるとの考えに基づく方法であり、雇用者数そのものが変動しても問題ない。

- (3) 多項ロジットモデル (Multinomial Logistic)
ある月の「従業上の地位」は、男女、年齢、産業、職業など、いくつかの要素で確率的に決定されると考え、調査票変更前のモデル (パラメータ) を推計し、調査票変更後のデータに適用して推計する方法。
雇用者の男女、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形で推計することができる方法であり、また、個別データに確率が付与されるので、男女・年齢階級別等の推計も可能な手法。
- (4) 2か月間の従業上の地位を被説明変数とした多項ロジットモデル (applying Multinomial Logistic to Transition Matrix)
前月から当月に「従業上の地位」が変化する確率が、男女、年齢、産業、職業など、いくつかの要素で確率的に決定されると考える方法。

3 検討結果

以上の四つの手法について、2016年3月18日の第6回雇用失業統計研究会において報告した。この際、どの推計方法でもそれなりの時系列結果を出すことができていると考えられるが、この中でも多項ロジットモデルは、男女、年齢等の結果が、同じ推計結果から作成できる点で優れていると考えられるという点で、優位なものとされた。

※ 他の方の場合、時系列モデルでスパイク・レベルシフトを検出して取り除くため、例えば男女別の結果数値を得ようと思えば、男女別の時系列データを作成し、スパイク・レベルシフトを検出して推計する手順が必要になる。

また、今回推計結果は、調査票変更後の結果について推計を行い、調査票変更前の結果を延長した時系列データを提供したものであったが、通常、調査票変更時等には過去の結果を溯及するケースが多い。このため、本報告書のVIに、多項ロジットモデルによって現在の定義に合わせるように溯及集計した結果を掲載している。

II 推計方法 1：回帰式を用いた断層の推定

1 概要

回帰式を用いた断層の推定は、雇用者数の時系列に対してスパイク・レベルシフトを検出して、これを取り除く方法である。

雇用者の一定数が、調査票変更前後で回答傾向が変わるとの考えに基づく方法である。したがって、常雇、日雇、臨時雇の人数及び構成比が大幅に変わる場合や、雇用者数そのものが大幅に変わると、適切でない推計となる。具体的には、100万人分をレベルシフト分であると推計したにも関わらず、結果数値が80万人しか出てこない場合、人数をマイナスとすることとなり、明らかに不適切な推計となる。

このような背景から、本推計手法は短期の系列に対して行うものであり、長期の系列で適用することに対しては、他の手法の方が適切であると言える。

2 回帰式を用いた断層の測定

調査事項の変更による断層を時系列のレベルシフトとみなし、

$$LS_t = \begin{cases} 0 & t \leq 2012.12 \\ 1 & t \geq 2013.1 \end{cases}$$

の変数を用いて、次の回帰式を考える。

$$(1-B)(1-B^{12})y_t - LS_t \times \beta = u_t$$

y : 観測値

β : 回帰係数

u : 残差項

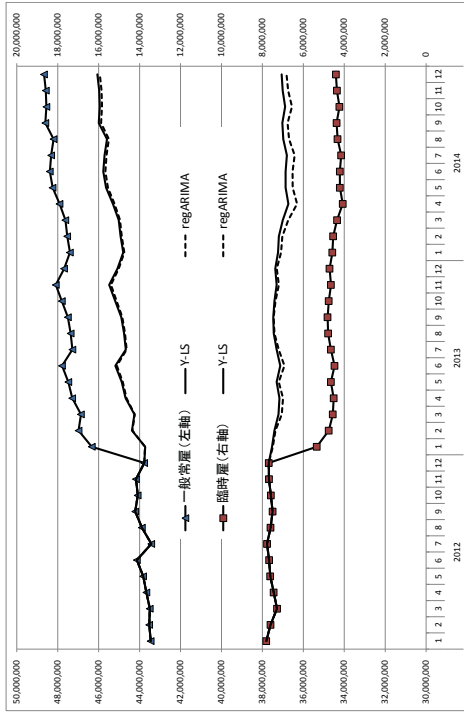
B : 階差作用素 ($Bx_t = x_{t-1}$)

ここで、労働力調査の標本交代による誤差を取り除くため、前月及び前年との階差をとっている。断層の大きさは回帰係数 β で表され、2013年1月以降の観測値から引くことで断層のない就業者数を求めることができる。

また、この関係式は季節調整プログラム X12-ARIMA において用いられる RegARIMA モデル ($d=1, D=1$) に対応しているため、それを用いて計算することもできる。実際に、RegARIMA モデルにより計算したところ、図表1のとおりとなり、

臨時雇の RegARIMA モデルの結果は、上記レベルシフト変数に加え、異常値自動検出により 2013 年 2 月におけるレベルシフトが有意となり、上記回帰式と異なる結果が得られた。

図表 1 回帰式を用いた断層の推定結果



Ⅲ 推計方法 2：遷移行列を用いた推計

1 概要

労働力調査では、2013 年 1 月から調査事項を変更し、従業上の地位について、「一般常雇」を契約期間の有期・無期で区分して把握することが可能になった。しかしながら、調査票の様式変更により、旧様式では「臨時雇」と回答していた者が新様式で「一般常雇（有期の契約）」を選択する事例が多数見られた。これにより、2013 年 1 月前後で、単純に時系列比較することができなくなった。

この推計では、遷移行列 (transition matrix) を用いた方法について、調査票様式の変更による回答状況への影響の分析と、2013 年以降の従業上の地位別結果の推計を行う。

図表 2 遷移行列のイメージ

2013年1月		前月の従業上の地位(i)				前月の従業上の地位(j)				
H/j	単位:万人	一般常雇	日雇	その他	就業者以外	A/i	一般常雇	日雇	その他	就業者以外
一般常雇	4,024	292	32	66	41	11	133	0	4,609	0.08860
有期・無期別										
臨時	39	306	15	3	18	1	7	0	451	0.03379
日雇	22	20	42	4	7	0	3	0	88	0.03344
その他	52	2	3	917	20	3	22	0	1,019	0.08954
就業者以外	34	39	13	34	4,609	7	110	0	4,904	0.03332
不詳	1	0	0	0	0	3	10	0	18	0.09189
計出	26	2	1	4	39	0	0	0	65	1.00000
合計	4,224	659	106	1,027	4,798	33	278	0	11,155	1.00000

2 遷移行列の定義

連続する 2 か月間調査対象となった標本における従業上の地位の移動を、個別データによって集計する。集計には、2 か月目のサンプルのみに付与されている「1/2 集計用乗率」を使用する。1/2 集計用乗率 (H) は、2 か月目サンプルの集計用乗率 (T) のみで推計人口 (P) にベンチマークされた乗率である。

$$H_{i,j}^t = T_{i,j}^t \times \frac{P^t}{\sum_{i,j} T_{i,j}^t} \dots (1)$$

i : 今月の従業上の地位
 j : 前月の従業上の地位

また、調査票における従業員上の地位を図表3のように集約して成分数を五つとし、遷移行列のサイズを5×5とする。これにより、2か月目のみの転入者や、2か月間のうちどちらかが従業員上の地位が不詳となっているサンプルについても除外される。行列の縦方向の成分（前月の従業員上の地位）の合計が1になるように行列を規格化することで、前月と今月の従業員上の地位についての遷移行列ができる。

$$A'_{i,j} = \sum_{i'} \frac{H'_{i',j}}{H'_{i',i'}} \dots (2)$$

この行列を、先月の従業員以外を含めた各成分の就業数を縦に並べたベクトルに作用させることで、今月の従業員上の地位別就業数を導出することが期待される。

$$x_i^{t+1} = \sum_{j=1}^5 A'_{i,j} x_j^t \dots (3)$$

図表3 遷移行列成分表

	2012年12月以前	2013年1月以降
1	一般常雇 臨時雇 日雇 その他	一般常雇（無期の契約） 一般常雇（有期の契約） 臨時雇 日雇 役員 雇用者有り自営業主 雇用者無し自営業主 家族従業者 内職
2	臨時雇	臨時雇
3	日雇	日雇
4	役員 雇用者有り自営業主 雇用者無し自営業主 家族従業者 内職	役員 雇用者有り自営業主 雇用者無し自営業主 家族従業者 内職
5	就業者以外 完全失業者 非労働力人口	完全失業者 非労働力人口

3 遷移行列の各成分についての影響有無の確認

遷移行列の各成分を時系列で表示し、遷移行列の成分について、調査票の変更による断層がどのように発生しているかを確認する。

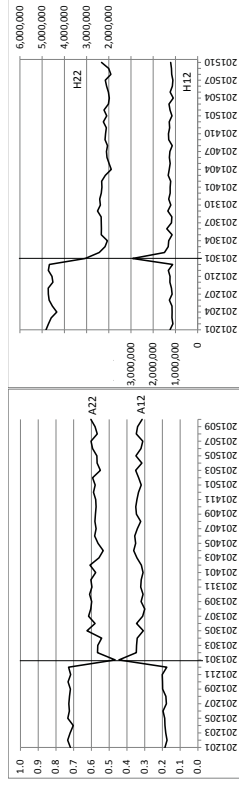
図表4の左は遷移行列の成分を時系列で示したグラフである。一般常雇を「有期契約」と「無期契約」に分けたことにより、2012年12月に「臨時雇」と回答した者が、

翌年1月は「一般常雇（有期）」へ回答を移した影響は、2013年1月に急激な変化（spike:スパイク）が発生していることから確認できる。また、2月以降は同じ調査票による回答なのでスパイクは発生しないが、水準が変わっていることがわかる。遷移行列の元の要因は「臨時雇」の総数が減少したことが起因となっている。

レベルシフトになる「1/2集計用乗率」の成分をみると、2013年1月の「臨時雇」から「一般常雇」への移動は、H12にはスパイクとして現れている一方で、H22成分では「臨時雇」の総数が減少したことによるレベルシフトとして現れている。これにより、A12は分母が減少することにより水準が上昇し、A22は分子が減少することにより水準が下落している。また、2013年1月の1/2推計用乗率は2012年12月が基点となっており、これは調査票変更前であることから、前月が臨時雇（添字の二つ目が2）の成分の合計は、臨時雇の総数が減少する前の値であることから、(2)式により、2013年1月の遷移行列には、上記のレベルシフトは存在しないことを意味している。

ここでは、まず、調査票の変更による影響が「一般常雇」と「臨時雇」間の移動のみと考え、図表4のグラフにあるA12とA22について、調査票変更の影響を除去する方法を検討する。その後、他の成分について拡張する。

図表4 遷移行列Aの各成分（左）と実数値H（右）



4 タミ一変数を用いた断層の除去

前節で示したように、調査票が変更された影響は2013年1月のスパイクと2月以降のレベルシフトによって現れることがわかった。ここでは遷移行列の時系列について、季節調整で用いられる異常値除去の方法により、その影響の大きさを定量的に測り、また、調整した時系列を作成する。

2013年1月のスパイクは、以下の加法的外れ値（additive outliers）を入れることで、そのパラメーターにより水準差以外の違いを表すことができる。

$$AO_t = \begin{cases} 0 & t \neq 2013.1 \\ 1 & t = 2013.1 \end{cases} \quad \dots (4)$$

また、2013年1月前後の、水準の違いはレベルシフト (level shift) を回帰式に入
れることで、そのパラメーターにより前後の水準差を定量的に表すことができる。

$$LS_t = \begin{cases} 0 & t \leq 2013.1 \\ 1 & t \geq 2013.2 \end{cases} \quad \dots (5)$$

これらを踏まえ、次の回帰式を考える。

$$(1 - B^{12})y_t - LS_t \times \beta_L - AO_t \times \beta_A = u_t \quad \dots (6)$$

y : 観測値

β_L : 水準差を表すパラメーター

β_A : スパイクを表すパラメーター

u : 残差項

B : 階差作用素 ($Bx_t = x_{t-1}$)

ここで、労働力調査の標本交代による誤差を取り除くため、前年との階差をとつて
いる¹。また、この関係式は季節調整プログラム X12-ARIMA において用いられる
RegARIMA モデル ($d=0, D=1$) に対応しているため、それを用いて計算する。

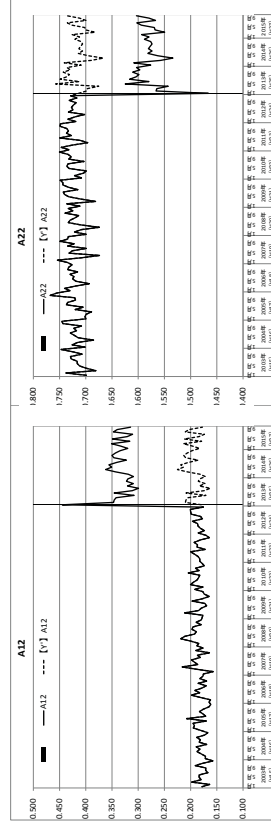
計算結果を図表5で表す。実線が原数値、点線 (Y) が X12-ARIMA により計算し
た、異常値を除いた原数値である。また、図表6は、回帰式に入れた2種類のダミー
変数のパラメーター推定値である。この結果から、臨時雇の減少により「臨時雇」か
ら「一般常雇」への遷移確率が0.1370ポイント増加し、「臨時雇」から移行しない遷
移確率が0.1326ポイント減少したことがわかる。また、 β_L の残差0.0044ポイント
は、遷移確率の分母の減少による、「臨時雇」から「日雇」や「その他」への遷移確
率の増加と考えられる。

なお、遷移確率は各月における前月の成分別就業者数を分母としてしていることから、
水準差は2013年1月には存在しない。

¹ 当初は前月との階差も入れていたが、1/2乗数は2か月目サンプルのみを対象としているため、標本交
代による前月サンプルとの関係性はなく、前月階差は不要とした。

2013年1月にスパイクが他の行列成分に発生しないと仮定した場合、すなわ
ち、調査票の変更により「臨時雇」から「一般常雇」へ回答を変えた場合のみを考え
ると、これによる遷移確率の動きはA12とA22の間で相殺されるはずである。ここで
は、 β_A の残差をその標準誤差の割合を用いて抜分する。抜分した結果、調査票変更
による回答変更の影響は0.2575ポイントとなった。

図表5 調査事項の変更を除いた遷移行行列成分



図表6 パラメーター推定値

	スパイク β_A	水準差 β_L	調査票変更 による回答 変更
臨時雇→一般常雇	推定値 0.2661	0.1370	0.2575
A12	標準誤差 0.01167	0.00476	
臨時雇→臨時雇	推定値 -0.2477	-0.1326	-0.2575
A22	標準誤差 0.01327	0.00542	
推定値合計	0.0184	0.0044	0.0000
臨時雇→日雇 A32		-0.0044	0.0000
臨時雇→その他 A42			

5 他成分についての確認

前節では「臨時雇」から「一般常雇」への移動のみを考えましたが、他の地位間の移動
も含めて就業者全体の推計を行う。遷移行行列の調整方法は前節と同様に、二つのダミ
ー変数のパラメーター推定値から、レベルシフトとスパイクの大きさを読み取る。な
お、「就業者以外」は調査票の変更による影響はないと考えられるため、調整は行わ
ない。

図表7では、2013年1月のスパイクと2013年2月以降のレベルシフトのそれぞれ

について、遷移行列の縦成分の合計が1になる規格化条件を満たすため、各推計値の合計を0にする必要がある。ここでは、前節と同様に、標準誤差の大きさを残差を按分した値を加算して、調整後の遷移行列が規格化条件を満たすパラメーターを算出した。

図表7 パラメーター推定値 (全成分)

	β A (A02013.1)		β L (LS2013.2)		調査票変更による 回答変更	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	t 値	水準の変化
A11	0.0069	0.00244	0.0078	0.00100	7.85	0.0084
A21	-0.0051	0.00178	-0.0068	0.00073	-9.30	-0.0064
A31	-0.0006	0.00065	-0.0009	0.00026	-3.44	-0.0007
A41	0.0005	0.00114	-0.0016	0.00047	-3.45	-0.0013
合計	0.0017		-0.0015			0.0000
A12	0.2661	0.01167	0.1370	0.00476	28.76	0.1387
A22	-0.2477	0.01327	-0.1326	0.00542	-24.49	-0.1307
A32	-0.0043	0.00439	-0.0080	0.00179	-4.44	-0.0074
A42	-0.0048	0.00222	-0.0010	0.00091	-1.13	-0.0007
合計	0.0093		-0.0046			0.0000
A13	0.1033	0.02686	0.0596	0.01097	5.44	0.1040
A23	-0.0499	0.02311	-0.0604	0.00943	-6.40	-0.0588
A33	-0.0548	0.03122	-0.0075	0.01275	-0.59	-0.0054
A43	-0.0008	0.00859	0.0022	0.00351	0.63	-0.0006
合計	-0.0022		-0.0061			0.0000
A14	0.0070	0.00476	-0.0039	0.00194	-2.03	-0.0040
A24	-0.0041	0.00155	-0.0026	0.00063	-4.09	-0.0026
A34	0.0003	0.00092	-0.0005	0.00037	-1.44	-0.0005
A44	-0.0069	0.00615	0.0073	0.00251	2.92	0.0072
合計	-0.0037		0.0003			0.0000

6 遷移行列による雇用者数の計算

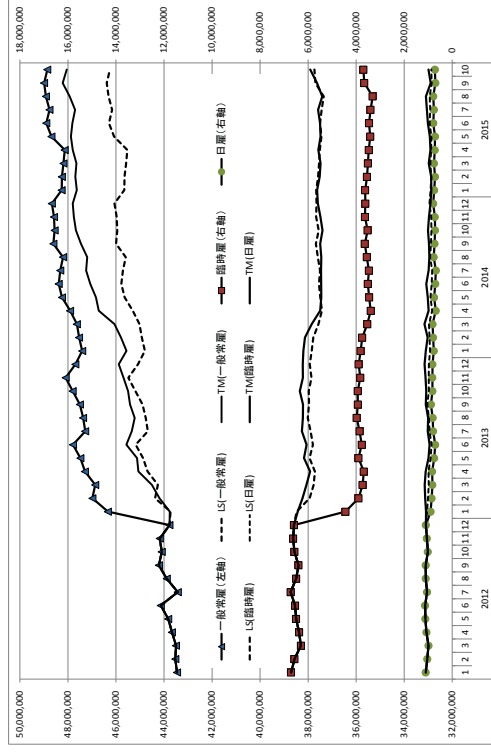
前節で計算したダミー変数により調整した遷移行列を用いて、従業上の地位別結果を推計する。計算は(3)式のようにより、前月の地位別雇用者数に遷移行列を乗することで、当月の雇用者数を推計することができる。本稿では2013年1月以降の雇用者数を知りたいので、初期値は2012年12月とする。また、毎月の就業者以外の人口は

調査票変更の影響を受けていないとすると、上式での計算の後に既公表値に置き換える。同様に、「一般常雇」「臨時雇」「日雇」「その他」の合計も、就業者数の合計を公表値(P)に合うよう補正する²。

$$\begin{aligned}
 x_i^{t+1} &= \frac{P^{t+1}}{\sum_{i=1}^4 x_i^{t+1}} \times x_i^{t+1} \dots (7) \\
 &= \frac{P^{t+1}}{\sum_{i,j} A_{i,j}^{t+1} x_j^t} \times \sum_{j=1}^5 A_{i,j}^{t+1} x_j^t \quad i=1\sim 4
 \end{aligned}$$

計算結果は図表8のとおりである。メーカーが公表値、実線が調整済み遷移行列による推計結果、点線(Y-LS)は、公表値を一定値³でレベルシフトさせた結果である。遷移行列の調整のうち、スパイクは実数系列では2013年1月の急激なレベルシフトを引き起こす要因となっていたが、調整の結果、「一般常雇」は水準が大きく下方に調整されている。同様に、「臨時雇」は上方に調整されている。

図表8 計算結果 (TM)



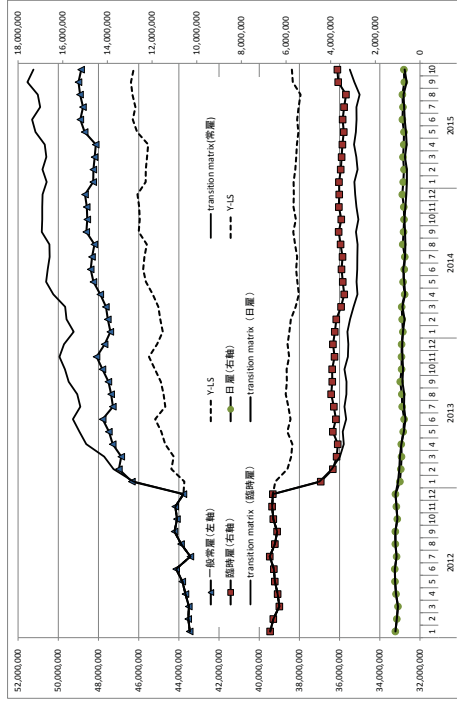
² 補正により、15歳以上人口が推計値と公表値で一致するため、遷移行列の規格化と同等の効果がある。このため、以下の推計では水準調整後の遷移行列の再規格化は行わない。
³ 原系列を、LS2013.1をダミー変数としてRegARIMAモデルにより異常値を除去した結果である。このため、2013年1月以降は固定されたパラメーターにより水準調整される。

一方で、単純なレベルシフト(Y-LS)と比較すると、「一般常雇」は増加傾向が大き
く、時間が経過するにつれて調整前の水準に近づいていることがわかる。また、「臨
時雇」は2014年3月まで上方で推移しているが、4月以降はほぼ重なって推移して
いる。「一般常雇」については上方へのバイアスがあると考えられるため、次節以降
で調整方法について検討する。

7 検討

遷移行列のスパイクやレベルシフトを調整する前の遷移行列を用いて(7)式で時
系列に展開していくと、公表値を再現できることが期待される。図表9の結果では、
推計値(実線)と公表値(マーカー)と比較すると、一般常雇は上方に乖離し、臨時
雇は下方に乖離した。これは、遷移行列を用いた(7)式による推計方法に問題がある
ことを示唆している。

図表9 遷移行列の調整がない場合 (TM_NA)



ここで、(3)式について⁴、遷移行列を累乗させることで、初期値から時点(t)の就
業者数への遷移を表す行列を定義する。

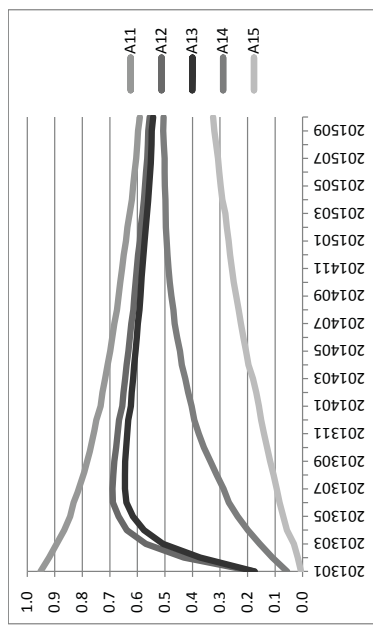
⁴ (7)式を用いても同じ現象が発生する。ここでは簡単のため、(3)式で議論する。

$$x_t^{t+1} = \sum_j A_{t,j}^{t+1,0} x_j^0 = \prod_{\tau=0}^t A_{t,\tau}^{t+1,0} \dots \dots (8)$$

一般常雇の遷移行列の各成分についてのグラフは図表10のようになり、時間が経
過するにつれてすべての成分が同じ値に近づいていることがわかる。他の状態につい
ても、同様に一定値に近づくことが確認できた。一般に、各成分が正で各列の列和が
1である正方行列の累乗について、累乗の極限は各行成分が同値の行列に収束する。
本稿の推計期間においては、遷移行列の各成分は多少の変動はあるものの、時系列で
みれば一定の水準で推移していることから、上記の収束に近いことが起こっていると
考えられる。この場合、累乗遷移行列の行方向の成分が同じ値に近づくことになり、
各状態の就業者数は一定値に近づいていくことを意味している。

$$x_t^{t+1} = \sum_j A_{t,j}^{t+1,0} x_j^0 \approx \sum_j A_j x_j^0 = A_j P \dots \dots (9)$$

図表10 累積遷移行列 (今月が一般常雇の各成分)



遷移行列で与えられた従業上の地位の出入りにおける推計値と、実際の調査結果に
相違があり、一般常雇においては図表10から $A_j = 0.5$ とすると、

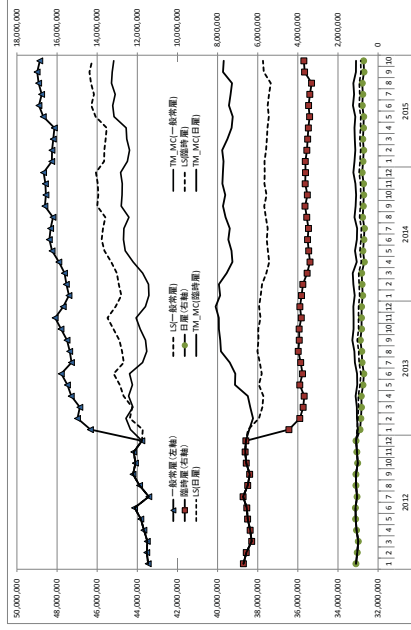
$$x_t^{t+1} \approx A_j P \approx 0.5 \times 111 \text{百万人} = 55.5 \text{百万人}$$

となり、調査結果から上振れし、図表9の結果となると考えられる。
 図表8の計算結果は、このバイアスが影響していると考えられるため、遷移行列を調整する前の段階で何らかの補正が必要である。例えば、調整のない推計値を公表値と一致させるための補正項を(7)式に追加する方法が考えられる。以下では①乗法補正と②加法補正をそれぞれ検討する。

各調整項の \hat{A} は調整前の遷移行列、 P は従業上の地位別就業者数の公表値である。右辺の遷移行列を調整前のもにおきかえる($A \rightarrow \hat{A}$)と、 $x_j^{(c,d)} = P_j'$ で $x_i^{+1(c,d)} = P_j^{+1}$ となり、公表値と一致することがわかる。

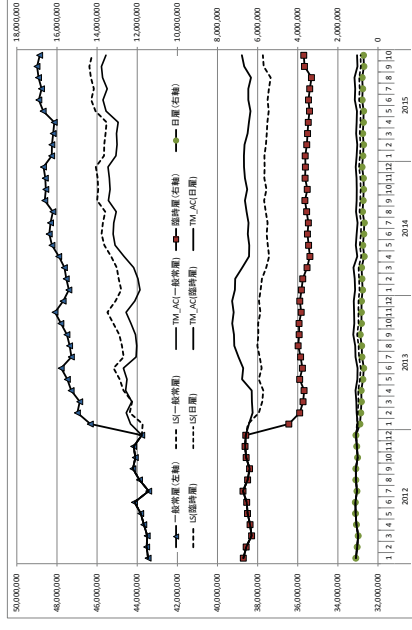
$$\textcircled{1} \quad x_i^{+1(c)} = c_i^{+1} \times \sum_{j=1}^5 A_{i,j}^{+1} \times x_j^{(c)} \quad c_i^{+1} = \frac{P_i^{+1}}{\sum_{j=1}^5 \hat{A}_{i,j}^{+1} \times P_j'} \quad \dots (10)$$

図表11 乗法補正 (TM_MC)



$$\textcircled{2} \quad x_i^{+1(d)} = d_i^{+1} + \sum_{j=1}^5 A_{i,j}^{+1} \times x_j^{(d)} \quad d_i^{+1} = P_i^{+1} - \sum_{j=1}^5 \hat{A}_{i,j}^{+1} \times P_j' \quad \dots (11)$$

図表12 加法補正 (TM_AC)



8 実数値の調整による遷移行列の調整

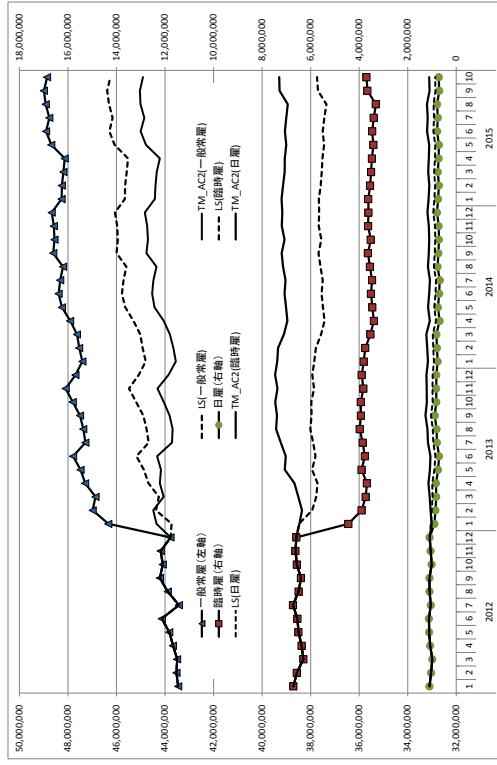
遷移行列を調整する方法のほか、その元となっている実数値 H を直接調整する方法も考えられる。

実数値について、3節で示したダミー変数を入れて調整し、調整後の実数値から(2)式を用いて遷移確率を計算する。パラメーター推定値を図表13に示し、前節で検討した2通りの補正について、それぞれの結果を図表14及び図表15に示す。

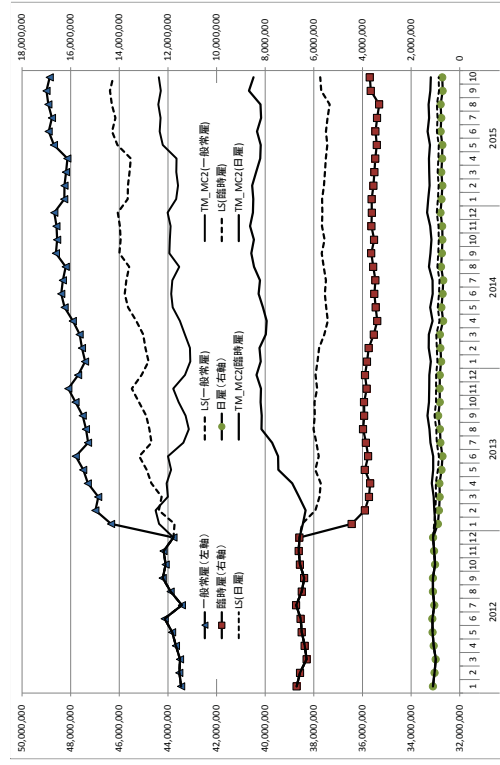
図表 13 パラメーター推定値 (実数値の調整)

	βA (A02013.1)		βL (LS2013.2)		t 値
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	
H11	317,515	425,276	3,034,802	601,431	5.05
H21	-157,197	98,836	-48,349	139,775	-0.35
H31	-12,414	34,558	15,139	48,873	0.31
H41	-19,365	62,210	-86,833	87,978	-0.99
合計	128,540		2,914,759		
H12	1,744,232	83,056	389,742	117,459	3.32
H22	-1,508,242	175,413	-2,087,218	248,071	-8.41
H32	-43,889	34,014	-126,074	48,103	-2.62
H42	-16,635	19,247	-2,928	27,220	-0.11
合計	175,466		-1,826,479		
H13	134,177	42,890	11,843	60,656	0.20
H23	-101,596	34,476	-123,380	48,756	-2.53
H33	-104,407	57,333	-96,113	81,081	-1.19
H43	11,689	11,129	16,040	15,739	1.02
合計	-60,137		-191,610		
H14	85,961	68,524	30,017	96,908	0.31
H24	-35,971	24,601	73,817	34,791	2.12
H34	-19,405	14,873	-24,628	21,034	-1.17
H44	266,724	255,672	84,585	361,575	0.23
合計	297,309		163,791		

図表 14 実数値調整による結果 (加法補正) (TM_AC2)



図表 15 実数値調整による結果 (乗法補正) (TM_MC2)



IV 推計方法 3：多項ロジットモデルによる推計

1 概要

第4回雇用失業統計研究会では、2014年までの時系列比較可能な従業上の地位別結果を試算するための方法を検討した。本稿では、そのうちの多項ロジットモデルを用いた方法について、2013年以降の従業上の地位別結果の推計を行う。

2 多項ロジットモデル

多項ロジットモデルは、三つ以上の選択肢に対し、各サンプルの属性情報と実際の選択との関係を定量的に表すモデルである。また、その関係性から選択を確率的に予測することができる。サンプルiが選択肢jを選ぶ確率は以下で表される。

$$P_{i,j} = \frac{\exp\left[\sum_k \beta_{j,k} x_{i,k}\right]}{\sum_j \exp\left[\sum_k \beta_{j,k} x_{i,k}\right]} \quad \dots (12)$$

xは、サンプルが属性kに含まれる場合は1を、含まれない場合は0となるダミー変数であり、βは属性kに含まれるサンプルが選択肢jを選ぶ割合をあらわすパラメーターである。

3 推計に使用するデータ

本章では、1月から12月の1年分の個別データを、月別にせず一つのデータセットとしてロジットモデルの推計を行った。また、各レコードには集計用乗率をウエイトとして付与した上で、最尤法により説明変数のパラメーターβを求めた。

6節では2012年の個別データ1年分を用いてパラメーターを求め、7節では5節で求めたパラメーターを用いて2013年1月から2015年10月までの各月の個別データの属性情報から選択確率を推計した。8節では、2014年の個別データからパラメーターを求め、2012年1月から2015年10月までの各月の個別データの属性情報から選択確率を推計した。

4 被説明変数

調査票の変更による回答状況の変化は、主に「臨時雇」と「一般常雇(有期)」との間で起こった。しかし、他の選択肢間への影響が全くないとも言えないため、従業上の地位のすべての選択肢を被説明変数に含めることとする。本稿では、被説明変数として、従業上の地位の選択肢のうち、「一般常雇(無期+有期)」「臨時雇」「日

雇」の三つと、役員、自営業主、家族従業員、内職などをまとめた「その他」の合計4通りを設定する。また、ここでは選択肢間に類似性や順序がないとする。

5 説明変数

説明変数は、基礎調査票から得られる情報をもとに、性別ごとの年齢10歳階級(2×6通り)、続柄(11通り)、子の年齢階級別有無(5通り)、就業状態(4通り)、勤め先の経営組織(4通り)、従業員数(10通り)、産業(20通り)、職業(11通り)を設定した。これらからステップワイズ法により変数の選定を行う。

図表 16 ステップワイズ法による変数選定結果

	採用	不採用
年齢階級×性別	age25-34m, age35-44m, age45-54m, age55-64m, age65+m, age15-24f, age25-34f, age35-44f, age45-54f, age55-64f, age65+f	Age15-24m
続柄	世帯主単身、世帯主一般、世帯主の配偶者	子、子の配偶者、孫、父母、祖父母、兄弟姉妹、他の親族、その他
子供の年齢階級	0-3歳、4-6歳、7-9歳、10-12歳、13-14歳 各年齢階級の「有」	各年齢階級の「無」
就業状態	主に仕事、通学、休業	家事
経営組織	個人、会社、不詳	その他
従業員数	1人、2~4人、5~9人、10~29人、30~99人、100~499人、500~999人、1000人以上	官公 不詳
産業	A: 農林業、B: 漁業、D: 建設業、E: 製造業、F: 電気・ガス・熱供給・水道業、G: 情報通信業、H: 運輸業、郵便業、I: 卸売業、小売業、J: 金融業、保険業、K: 不動産業、物品賃貸業、L: 学術研究、専門・技術サービス業、M: 宿泊業、飲食サービス業、N: 生活関連サービス業、娯楽業、O: 教育、学習支援業、P: 医療、福祉、Q: 複合サービス事業、R: サービス業、S: 公務、T: 分類不能の産業	C: 鉱業、採石業、砂利採取業
職業	O: 管理的職業従事者、2: 事務従事者、3: 販売従事者、5: 保安職業従事者、6: 農林漁業従事者、7: 生産工程従事者、9: 建設・採掘従事者	I: 専門的・技術的職業従事者、4: サービス職業従事者、8: 輸送・機械運転従事者、V: 運搬・清掃・包装等従事者

6 2012年の分析

推定値 β は、各選択肢に対する、属性の寄与を表している。ただし、各選択肢の絶対水準を求める必要はなく、特定の基準に対する相対的な選択確率が求めれば、確率の合計を規格化することで各選択肢の選択確率を求めることができる。

「臨時雇」を基準とした各選択肢の相対確率への寄与度は、下式により計算できる⁵。

$$P_{i,j,2} = \frac{P_{i,j}}{P_{i,j=2}} = \exp\left(\hat{\alpha}_j + \sum_k \hat{\beta}_{j,k} x_{i,k}\right) \quad \dots (13)$$

例えば、年齢階級×性別について、サンプルが25～34歳男性であった場合の、「一般常雇」を選択する確率を求める。簡単のため、年齢階級×性別以外の属性成分をまとめたパラメーターベクトルを、

$$\hat{\beta}_{jk} = (\hat{\beta}_{\text{age}15-24m}, \hat{\beta}_{\text{age}25-34m}, \hat{\beta}_{\text{age}35-44m}, \hat{\beta}_{\text{age}45-54m}, \dots) \quad \dots (14)$$

$$= (0, 0.5086, 1.0076, 1.0771, \dots, c,)$$

とする。15～24歳男性は「年齢階級×性別」の基準となっておりことから、パラメーターをゼロとしてベクトルに入れている。属性ベクトルは、25～34歳男性では

$$x_i = (x_{\text{age}15-24m}, x_{\text{age}25-34m}, x_{\text{age}35-44m}, x_{\text{age}45-54m}, \dots) \quad \dots (15)$$

$$= (0, 1, 0, 0, \dots, d)$$

となる。これらから、

$$P_{25-34m,1,2} = \exp(-0.1416 + 0 \times 0 + 0.5086 \times 1 + 1.0076 \times 0 + 1.0771 \times 0 + \dots + cd)$$

$$= \exp(-0.1416 + 0.5086 + cd) \quad \dots (16)$$

と、15～24歳男性「臨時雇」に対する25～34歳男性「一般常雇」の相対的選択確率を求めることができる⁶。また、15～24歳男性「一般常雇」の選択確率は、属性ベク

⁵ 数式における被説明変数のラベルを1:一般常雇、2:臨時雇、3:日雇、4:その他とする。

⁶ 年齢階級×性別以外の属性もステップアップライズで不採用となった属性を基準とした相対的な選択確率とし

トルは第1成分と第2成分が入れ替わったベクトルとなることから、

$$P_{15-24m,1,2} = \exp(-0.1416 + cd) \quad \dots (17)$$

となり、「一般常雇」における15～24歳男性に対する25～34歳男性の選択は、 $\exp(0.5086) \approx 1.66$ 倍増加することになる。また、65歳以上男性では $\exp(-1.566) \approx 0.21$ 倍となり、5分の1に減少する。このように、パラメーターが正では確率が増加し、負では減少する。これらは「オッズ比」と呼ばれる。

7 2013年以降の推計

前項で得られたパラメーターを用いて、2013年以降の各サンプルに対して従業上の地位の予測確率 $\hat{p}_{i,j,2}$ を計算し、その確率と集計用乗率 Y_i を乗じることにより、2012年以前の属性情報と従業上の地位との関係式に基づき、2013年1月以降の推計値を計算する。

$$\text{予測確率} : \hat{p}_{i,j,2} = \exp\left(\hat{\alpha}_j + \sum_k \hat{\beta}_{j,k} x_{i,k}\right) \quad \dots (18)$$

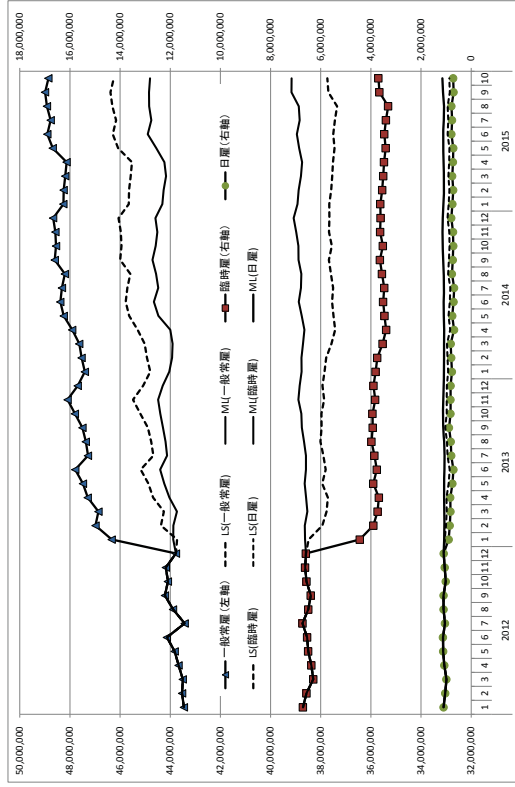
$$\text{推計乗率} : \hat{Y}_{i,j} = \frac{\hat{p}_{i,j,2}}{\sum_l \hat{p}_{i,l,2}} \times Y_i \quad \dots (19)$$

図表17は三つの選択肢についての計算結果である。マーカーが公表値(Y)、実線(ML)がロジットモデルによる推計結果、点線(LS)がレベルシフトによる水準調整のみの結果⁷である。

て求めることができる。

⁷ 原系列を、LS2013.1をダミー変数としてRegARIMAモデルにより異常値を除去した結果である。このため、2013年1月以降は固定されたパラメーターにより水準調整される。

図表 17 計算結果 (ML)



一般常雇について、MLとLSを比較すると、両者ともに増加傾向となっているが、徐々に両者の差が拡大していることがわかる。一方で臨時雇はそれは逆方向に乖離が拡大している。LSは2013年1月の断層を人数で測定し、固定値としてYをシフトさせている。この固定値自体が時間経過とともに増加しているため、乖離が拡大している可能性がある。つまり、「臨時雇」から「一般常雇」への回答の変更に対する調査票変更の影響が、2013年1月の一時的なものではなく、それ以降も継続している可能性を示唆している。

他方、ロジットモデルによる推計値は2012年の就業構造がベースとなっているが、2013年以降のトレンドは、景気回復により就業構造が大きく変わった影響が含まれていることも考慮する必要がある。

つまり、MLとLSの乖離は、①調査票の変更による影響と②就業構造の変化による影響の二つの要因が考えられる(図表18)。

① 【両者の差は調査票変更部分の就業票増加によるもの】

旧調査票なら「臨時雇」と回答していたが新調査票では「一般常雇」と回答した者の、属性の変更を伴う増加(領域③から領域②へ移動した者の増加)の結果、就業票の差が拡大していると考えられる。

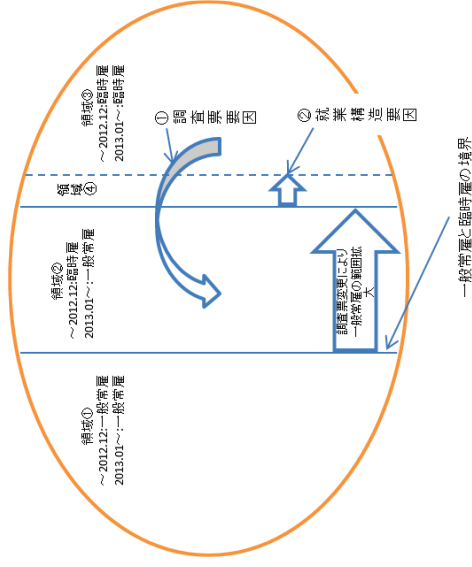
領域②は調査票変更により「臨時雇」から「一般常雇」へ変更した領域であり、調査票変更前の属性で推計するロジットモデルでは領域②は「臨時雇」

となるため、この移動を「臨時雇」間の移動ととらえることができる。

② 【両者の差は一般常雇の純増によるもの】

2012年の属性情報と従業上の地位の関係性を使用しているため、就業者の属性に変化がない場合は2012年の結果と同じ割合で就業者全体を按分することになる。2013年以降、属性は変わらなければ「一般常雇」と回答する者の割合が増加(領域④の拡大)した場合には、ロジットモデルの予測は実態と乖離する。

図表 18 属性空間における調査票要因と就業構造要因



8 検証

前節で提起した影響を検証するため、2014年の個票データを用いたロジットモデルによる2013年の分類を考える。

$$\text{予測確率} : \bar{p}_{i,j,2} = \exp\left(\bar{\alpha}_j + \sum_k \bar{\beta}_{j,k} x_{i,k}\right) \dots (20)$$

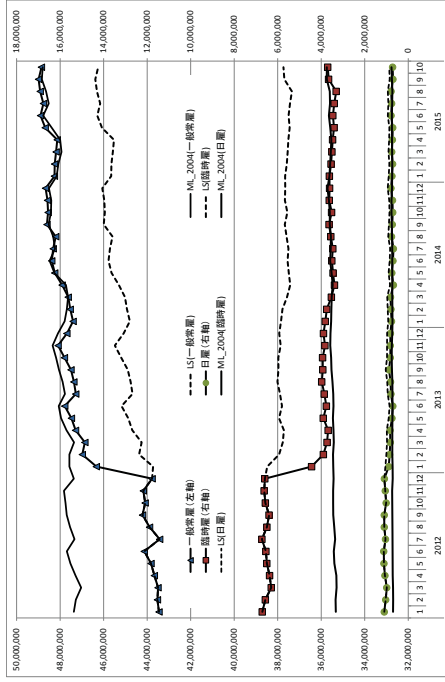
$$\text{推計乗率} : \bar{Y}_{i,j} = \frac{\bar{p}_{i,j,2}}{4} \times Y_i \dots (21)$$

両年の調査票に違いがないことから、ロジットモデルによる推計値と原数値の二つの系列の差は、前節②の就業構造要因の差と考えることができる(①の属性の変更を

に伴う移動はロジットモデルで推計できる)。ただし、この差は2014年の属性情報を基準とした各年の雇用者数であることに注意が必要である。

推計の結果、2013年の一般常雇はロジットモデルの方が上方となった(図表19)。

図表19 計算結果 (ML_2014)



これは、領域④の属性を、ロジットモデルでは2013年においても一般常雇と計測したのに対し、実際は領域④の境界線が左にシフトしており、領域③に属する雇用者は減少していることを示している。

また、一般常雇と臨時雇の2014年基準推計値と実測値を見ると、2014年4月以降は概ね推計値と実測値が重なっていることから、この時点以降の就業構造要因は解消されていると推測される。また、2014年3月以前は遡るにつれて乖離が大きくなることから、図表18の領域④が徐々に左にシフトし、2013年1月で領域④がなくなると推測される。

9 補正

7節の計算結果(図表17)に就業構造要因を追加する。領域④の毎月の増加分は図表19の乖離の減少分となるため、就業構造要因の補正を、実測値と2014年基準の推計値との差の累積分を各月の補正値として次式で計算する。

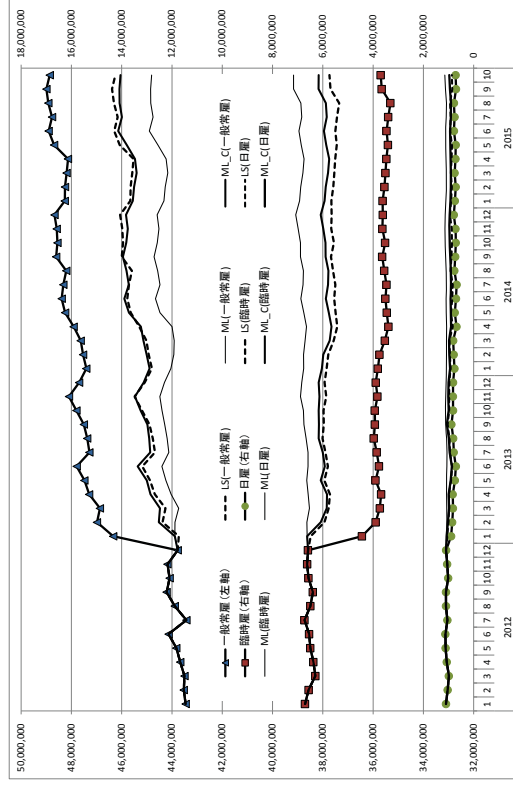
$$\delta_t = \begin{cases} \bar{Y}_t - Y_t & 2013.1 \leq t \leq 2014.3 \\ 0 & 2013.4 \leq t \end{cases}$$

補正式:

$$\tilde{Y}_t = \hat{Y}_t + \sum_{T=2013.2}^T (\delta_{T-1} - \delta_T) = \hat{Y}_t + (\delta_{2013.1} - \delta_t) \quad \dots (22)$$

計算の結果(図表20)、一般常雇については、補正後(ML_C)とLSがほぼ同じ水準で重なった。これは、調査票の影響は2013年1月に計測した就業者数のみであり、その後の一般常雇の増加は雇用情勢によるものであることを示している。一方、臨時雇はLSからやや上方で推移しており、調査票の変更が、2013年2月以降も若干増加させる影響を及ぼしていることがわかる。

図表20 就業構造要因補正後 (ML_C)



V 推計方法4：2か月間の従業員上の地位を被説明変数とした多項ロジットモデルによる推計

1 概要

分科会において、同一サンプルにおける2か月間の従業員上の地位を被説明変数とする多項ロジットモデルによる推計の提案があった。本資料ではその推計手順を説明する。

2 推計に使用するデータ

IV章と同じデータを使用する。

3 被説明変数

従業員上の地位の選択肢を、「一般常雇（無期＋有期）」「臨時雇」「日雇」の3つと、役員、自営業主、家族従業員、内職などをまとめた「その他」の合計4通りにまとめ、各サンプルの前月と今月の選択を組み合わせた「4×4=16」通りの被説明変数を設定する。

4 説明変数

IV章で選定した説明変数を用いる（図表21）。

図表21 変数一覧

区分	説明変数	各区分の基準
年齢階級 ×性別	age25-34m, age35-44m, age45-54m, age55-64m, age65+ age15-24f, age25-34f, age35-44f, age45-54f, age55-64f, age65+f	Age15-24m
続柄	世帯主単身、世帯主一般、世帯主の配偶者	子、子の配偶者、孫、父母、祖父母、兄弟姉妹、他の親族、その他
子供の年齢階級	0-3歳、4-6歳、7-9歳、10-12歳、13-14歳 各年齢階級の「有」	各年齢階級の「無」
就業状態	主に仕事、通学のかたわら仕事、休業	家事のかたわら仕事
経営組織	個人、会社、不詳	その他
従業員数	1人、2~4人、5~9人、10~29人、30~99人、100~499人、500~999人、1000人以上	官公 不詳

産業	職業	産業・職業
A:農林業、B:漁業、D:建設業、E:製造業、F:電気・ガス・熱供給・水道業、G:情報通信業、H:運輸業、郵便業、I:卸売業、小売業、J:金融業、保険業、K:不動産業、物品賃貸業、L:学術研究、専門・技術サービス業、M:宿泊業、飲食サービス業、N:生活関連サービス業、娯楽業、O:教育、学習支援業、P:医療、福祉、Q:複合サービス事業、R:サービス業、S:公務、T:分類不能の産業	0:管理的職業従事者、2:事務従事者、3:販売従事者、5:保安職業従事者、6:農林漁業従事者、7:生産工程従事者、9:建設・採掘従事者	C:鉱業、採石業、砂利採取業
	1:専門的・技術的職業従事者、4:サービス職業従事者、8:輸送・機械運転従事者、V:運搬・清掃・包装等従事者	

5 2012年データによるパラメータの推計

推定値 β は、各選択肢に対する属性の寄与を表している。ただし、各選択肢の絶対水準を求める必要はなく、特定の基準に対する相対的な選択確率が求まれば、確率の合計を規格化することで各選択肢の選択確率を求めることができる。推計では、2か月間共に「臨時雇」を選択した場合(22)を基準とした。

寄与度は下式により計算できる⁸。

$$P_{i,j,22} = \frac{P_{i,j}}{P_{i,j=22}} = \exp\left(\hat{\alpha}_j + \sum_k \hat{\beta}_{j,k} x_{i,k}\right) \dots (23)$$

6 2013年以降の1/2乗率の推計

前項で得られたパラメータを用いて、2013年以降の各サンプル(i)に対して従業員上の地位の予測確率 $\hat{P}_{i,j,22}$ を計算し、その確率と1/2集計用乗率 H_j を乗じることにより、2012年以前の属性情報と2か月間の従業員上の地位との関係式に基づき、2013年1月以降の推計値を計算する。

$$\text{予測確率} : \hat{P}_{i,j,22} = \exp\left(\hat{\alpha}_j + \sum_k \hat{\beta}_{j,k} x_{i,k}\right) \dots (24)$$

⁸ 数式における被説明変数のラベルは、従業員上の地位の選択肢を1:一般常雇、2:臨時雇、3:日雇、4:その他とし、今月と前月の選択肢を並べた11~44とする(前月「臨時雇」今月「一般常雇」の場合「12」となる)。

$$\text{推計 } 1/2 \text{ 乗率: } \hat{H}_{i,j} = \frac{\hat{p}_{i,j,22}}{44} \times H_j \quad \dots (25)$$

$$\text{調整後 } 1/2 \text{ 乗率: } \hat{H}_j = \sum_i \hat{H}_{i,j} \quad j: 11 \sim 44 \quad \dots (26)$$

図表 22 は、2013 年 1 月における、多項ロジックモデルによる 1/2 乗率の推計結果を表す。上段の調整前と中段の調整後の差である下段の表を見ると、臨時雇→臨時雇が 159 万人増加し、臨時雇→一般常雇が 173 万人減少している。また、一般常雇→一般常雇が 22 万人減少、一般常雇→臨時雇が 14 万人増加するなど、H22、H12 以外の成分にも影響が及んでいることがわかる。右側の遷移行列の調整結果では、A12 が 0.261 ポイントの減少、反対に A22 は 0.252 ポイントの増加となり、図表 7 のパラメーター β_A の標準誤差の範囲内に収まった。

図表 22 2013 年 1 月の遷移行列の調整結果

2013年1月									
前月の就業上の地位①									
今月の就業上の地位②	一般常雇			臨時雇			その他		
	日雇	パート	合計	日雇	パート	合計	日雇	パート	合計
一般常雇	4,025	292	33	61	41	11	133	0	4,396
臨時雇	99	398	13	3	18	1	7	0	491
その他	22	2	42	4	7	0	22	0	98
不詳	52	2	3	917	20	3	22	0	1,019
合計	34	38	13	34	4,698	7	145	0	4,904
増減	1	0	0	4	38	0	0	0	18
不詳	20	2	1	4	38	0	0	0	65
合計	4,254	654	104	1,027	4,796	33	278	0	11,155

2013年1月									
前月の就業上の地位①									
今月の就業上の地位②	一般常雇			臨時雇			その他		
	日雇	パート	合計	日雇	パート	合計	日雇	パート	合計
一般常雇	4,002	119	22	67	41	11	133	0	4,396
臨時雇	114	443	13	3	18	1	7	0	641
その他	21	21	52	4	7	0	22	0	101
不詳	40	6	2	929	20	3	22	0	1,031
合計	34	38	13	34	4,698	7	145	0	4,904
増減	1	0	0	3	10	3	0	0	14
不詳	20	2	1	4	38	0	0	0	65
合計	4,241	650	110	1,046	4,796	33	278	0	11,155

2013年1月									
前月の就業上の地位①									
今月の就業上の地位②	一般常雇			臨時雇			その他		
	日雇	パート	合計	日雇	パート	合計	日雇	パート	合計
一般常雇	-22	-172	-10	1	0	0	0	0	-204
臨時雇	14	159	4	6	0	0	0	0	183
その他	-2	1	10	0	0	0	0	0	9
不詳	-3	4	-1	12	0	0	0	0	12
合計	0	0	0	0	0	0	0	0	0
増減	0	0	0	0	0	0	0	0	0
不詳	0	0	0	0	0	0	0	0	0
合計	-12	-14	3	19	0	0	0	0	0

図表 23 の 2013 年 2 月結果では、主に H11 と H22 の間で調整が行われ、この結果、前月の従業上の地位別合計値も一般常雇と臨時雇で大きく増減することがわかる。遷移確率では、A12 で 0.16 ポイント減、A22 で 0.17 ポイント増となり、 β_L の標準誤差の範囲内になった。

図表 24 は、前月が「臨時雇」で当月が「一般常雇」(H12)及び前月当月共に「臨時雇」(H22)の計算結果である。実線が調整前、点線(ML)がロジットモデルのよる推計結果、細線(TM)がダミー変数を用いた調整の結果(III章の結果)である。H22 の ML 系列は、IV章の「臨時雇」と同様に、2012 年の属性情報を用いていることにより、2014 年 3 月～4 月にかけて原系列などで発生している水準の下落が反映できず、レベルシフトに対して上方に推移することがわかる。

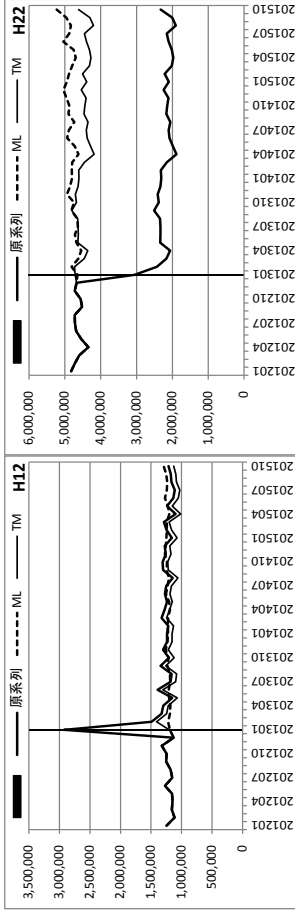
図表 23 2013 年 2 月の遷移行列の調整結果

各項目の小文字による調整前	2013年2月										前月の従業上の地位(i)												
	一般常雇			臨時			その他			日雇			一般常雇			臨時			その他				
単位:万人	一般常雇	臨時	その他	一般常雇	臨時	その他	日雇	一般常雇	臨時	その他	日雇	一般常雇	臨時	その他	日雇	一般常雇	臨時	その他	日雇	一般常雇	臨時	その他	
今月の従業上の地位	4,385	96	17	42	4,097	117	49	42	4,325	25	1	4,609	432	81	1,037	4,888	29	284	0	4,475	0	0	0
遷移	4,385	96	17	42	4,097	117	49	42	4,325	25	1	4,609	432	81	1,037	4,888	29	284	0	4,475	0	0	0
調整後	4,385	96	17	42	4,097	117	49	42	4,325	25	1	4,609	432	81	1,037	4,888	29	284	0	4,475	0	0	0

各項目の小文字による調整前	2013年2月										前月の従業上の地位(i)												
	一般常雇			臨時			その他			日雇			一般常雇			臨時			その他				
単位:万人	一般常雇	臨時	その他	一般常雇	臨時	その他	日雇	一般常雇	臨時	その他	日雇	一般常雇	臨時	その他	日雇	一般常雇	臨時	その他	日雇	一般常雇	臨時	その他	
今月の従業上の地位	4,385	96	17	42	4,097	117	49	42	4,325	25	1	4,609	432	81	1,037	4,888	29	284	0	4,475	0	0	0
遷移	4,385	96	17	42	4,097	117	49	42	4,325	25	1	4,609	432	81	1,037	4,888	29	284	0	4,475	0	0	0
調整後	4,385	96	17	42	4,097	117	49	42	4,325	25	1	4,609	432	81	1,037	4,888	29	284	0	4,475	0	0	0

各項目の小文字による調整前	2013年2月										前月の従業上の地位(i)												
	一般常雇			臨時			その他			日雇			一般常雇			臨時			その他				
単位:万人	一般常雇	臨時	その他	一般常雇	臨時	その他	日雇	一般常雇	臨時	その他	日雇	一般常雇	臨時	その他	日雇	一般常雇	臨時	その他	日雇	一般常雇	臨時	その他	
今月の従業上の地位	4,385	96	17	42	4,097	117	49	42	4,325	25	1	4,609	432	81	1,037	4,888	29	284	0	4,475	0	0	0
遷移	4,385	96	17	42	4,097	117	49	42	4,325	25	1	4,609	432	81	1,037	4,888	29	284	0	4,475	0	0	0
調整後	4,385	96	17	42	4,097	117	49	42	4,325	25	1	4,609	432	81	1,037	4,888	29	284	0	4,475	0	0	0

図表 24 1/2 乗率集計結果

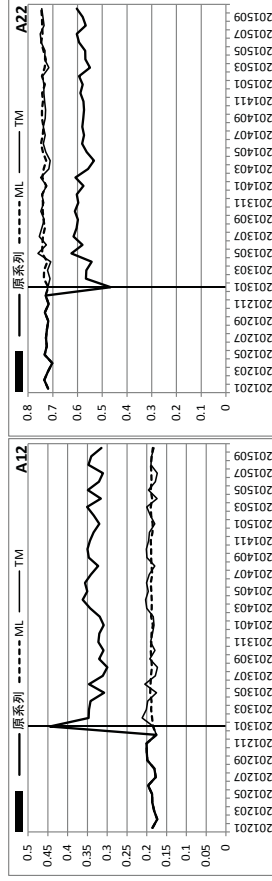


7 遷移行列の作成

前節で作成した 1/2 乗率から遷移行列を作成する。行列の縦方向の成分(前月の従業上の地位)の合計が 1 になるように行列を規格化することで、図表 25 のように前月と今月の従業上の地位についての遷移行列ができる⁹。

$$\hat{A}'_{i,j} = \frac{\hat{h}'_{i,j}}{\sum_i \hat{h}'_{i,j}} \dots (27)$$

図表 25 遷移行列



この行列を先月の就業者以外を含めた各成分の就業者数を縦に並べたベクトルに作用させることで、今月の従業上の地位別就業者数を導出する。ただし、III章で示し

⁹ 多項ロジットモデルでは前月と当月の遷移時を結合した権限変数を設定したため、遷移行列の成分を表す際は $(i=11 \rightarrow i=1, j=1)$ のような添字の配み替えが必要である。

VI 従業上の地位別結果の時系列比較～2012年以前の週及推計による現行系列との接続～

従業上の地位別結果の時系列比較
～2012年以前の週及推計による現行系列との接続～

- 労働力調査では、2013年1月から調査事項等の変更を行った。このうち、基礎調査票の「従業上の地位」については、「常雇（無期の契約）」と「常雇（有期の契約）」の区分を新たに設け、それぞれの定義を調査票上に明記した。これにより、有期契約（1年超）の常雇の人数が明らかになった。
- ただし、これまでは「臨時雇」と回答していた者が、新たな調査票で「常雇（有期の契約）」に回答したとみられる事例が多数あった。したがって、それまでの結果とは表章項目が同じであっても、単純に比較することはできない。
- 本章では、新調査票の情報から2012年以前の「従業上の地位」についての回答を推測することで、時系列比較が可能な「従業上の地位別雇用者数」の推計を行った。

[推計方法]

1. 各調査客体における、「従業上の地位」への回答と、その属性（男女、年齢階級、産業など）との関係を多項ロジットモデルによりハバメータ化
2. 1で算出したパラメータを用いて、2012年以前の調査客体の「従業上の地位」の選択確率を求め、集計用乗率に乗じた後、項目別に集計

[推計結果]

図表 27 従業上の地位別結果（男）

	2010年		2011年		2012年		2013年		2014年		2015年	
	推計値	公表値	推計値	公表値	推計値	公表値	推計値	公表値	推計値	公表値	推計値	公表値
一般常雇	2,694 (109)	2,706 (118)	2,694 (100)	2,689	2,726	2,733						
臨時雇	146 (▲76)	137 (▲85)	139 (▲88)	143	131	131						
日雇	41 (▲5)	42 (▲6)	42 (▲6)	44	40	40						

※括弧内の数値は、公表値との差(推計値-公表値)を表す

図表 28 従業上の地位別結果（女）

	2010年		2011年		2012年		2013年		2014年		2015年	
	推計値	公表値	推計値	公表値	推計値	公表値	推計値	公表値	推計値	公表値	推計値	公表値
一般常雇	1,926 (171)	1,978 (213)	1,991 (204)	2,038	2,091	2,134						
臨時雇	285 (▲145)	245 (▲181)	243 (▲184)	248	227	221						
日雇	38 (▲20)	36 (▲24)	35 (▲24)	38	34	34						

※括弧内の数値は、公表値との差(推計値-公表値)を表す

注) 2009年以前の公表値との時系列比較には注意を要する。

たバイアスの影響を補正するための補正項を加える¹⁰ (補正項中のAは調整前の遷移行列、Pは従業上の地位別就業者数の公表値である)。

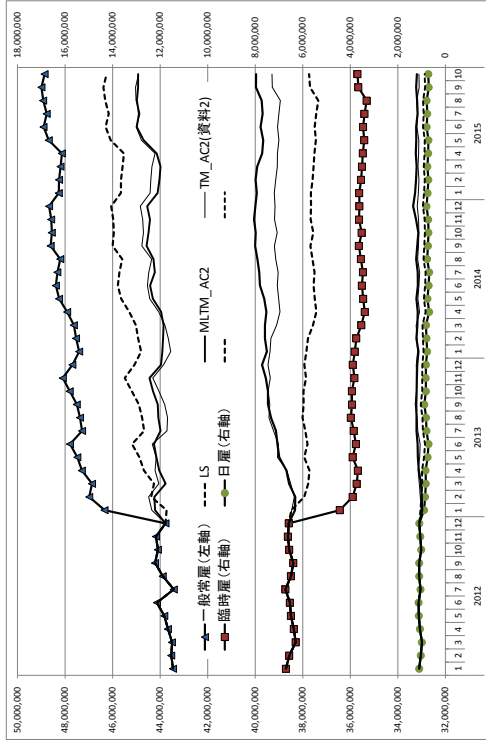
$$\overline{x}_i^{t+1} = d_i^{t+1} + \sum_{j=1}^5 \hat{A}_{ij}^{t+1} x_j^t \quad d_i^{t+1} = P_i^{t+1} - \sum_{j=1}^5 A_{ij}^{t+1} P_j^t \quad \dots (28)$$

さらに、「一般常雇」「臨時雇」「日雇」「その他」の合計が、就業者数の合計が公表値に合うよう補正する¹¹。同様に、毎月の就業者以外の人口は調査票変更の影響を受けていないとするため、上式での計算の後に公表値に置き換える。

$$x_i^{t+1} = \frac{P_i^{t+1}}{\sum_{i=1}^5 x_i^{t+1}} \times x_i^t \quad i = 1 \sim 4 \quad \dots (29)$$

1/2 乗率のH11やH22など同じ従業上の地位に留まる比率が他の地位への遷移に比べ大きく、この調整の結果が大きく寄与すると考えられる。図表26の「臨時雇」の推計結果と図表24のH22の調整結果を比較すると、「臨時雇」のMLTM、TM、原系列の水準はH22のML、TM、原系列の関係と同じようなるまいるようになってくる。

図表 26 計算結果 (MLTM_AC2)



10 ここではIII章の加法補正を用いる。

11 (7)式に対応。不詳を除く。