

非正規雇用の雇用形態別に見た正規化傾向について
On the Propensity of Regularization by Type of Non-regular Employment

長藤 洋明

統計局統計情報利用推進課統計利用推進研究官

NAGAFUJI Hiroaki

Senior Researcher for Promoting Utilization of Statistical information,
Statistics Bureau

永井 恵子

統計研究研修所研究部長

NAGAI Keiko

Manager of Research Department,
Statistical Research and Training Institute (SRTI)

中山 拓人

(前) 統計研究研修所研究部研究開発課

NAKAYAMA Takuto

(Former) Research and Development Division, Research Department,
Statistical Research and Training Institute (SRTI)

令和 7 年 7 月

July 2025

総務省統計研究研修所

Statistical Research and Training Institute (SRTI)
Ministry of Internal Affairs and Communications

受理日：令和 7 年 7 月 4 日

本ペーパーは、総務省統計局及び統計研究研修所職員である執筆者が、その責任において行った統計研究の成果を取りまとめたものであり、その内容については、統計研究研修所の見解を表したものではありません。本ペーパーの内容については、執筆者に問い合わせ願いたい。

本研究では、統計法(平成 19 年法律第 53 号)第 32 条の規定に基づき、就業構造基本調査(総務省)に係る調査票情報を使用した。

非正規雇用の雇用形態別に見た正規化傾向について

長藤洋明

永井恵子

中山拓人

概要

本稿は、非正規雇用から正規雇用への転職について、雇用形態によって転職しやすさに差があるのか、また、その差は長期的あるいは固定的なのかを、就業構造基本調査の個票データを使ったプロビット分析によって検証するものである。

本稿で明らかになったことは、女性は、パートと派遣職員が正規化しにくい傾向があり、それが長期にわたっていること、男性は雇用形態による差はみられないということである。この雇用形態別正規化傾向については、就業実態が正規雇用と近いことを反映しているだけかどうかを潜在クラス分析で検証したところ、正規化傾向と就業実態の正規雇用との近接性は必ずしも一致せず、正規化傾向は雇用形態に特有のものということが示唆された。

キーワード：非正規雇用、雇用形態、正規化傾向、転職、潜在クラス分析

On the propensity of regularization by type of non-regular employment

NAGAFUJI Hiroaki

NAGAI Keiko

NAKAYAMA Takuto

Abstract

This paper examines whether there are differences in the propensities of changing jobs from non-regular employment to regular employment depending on the employment type, and whether the difference is long-term or fixed, by probit analysis using micro-data from the Employment Status Survey.

This paper found that women tend to have difficulty in regularizing part-time and dispatch working, and that this is the case for a long time, and that there is a little difference in employment type for men. We examined by latent class analysis whether the propensity of the regularization by employment type reflected closeness to the regular employment status, and we found that the regularization propensity was peculiar to the employment type, because the propensity of regularization by employment type did not match the closeness to the employment status.

Keywords: non-regular employment, employment type, regularization, changing jobs, latent class analysis

目次

1	はじめに	1
2	先行研究と検証仮説	2
3	分析の枠組みと分析結果	4
4	推計結果の考察	9
5	結びにかえて	12
	参考	13
	参考文献	14

1 はじめに

本稿の目的は、転職によっておこる非正規雇用から正規雇用への転換、すなわち「非正規雇用の正規化」傾向について雇用形態別の観点から検証することである。

我が国では1990年代からパート、アルバイトなどの非正規雇用が増加しており、95年に1000万人を超え、8年後の2003年に1500万人を超え、13年後の2016年に2000万人に達した。90年代から2000年代初めのわずか8年間で500万人増加しており激増したといえる。2023年は約2120万人で、雇用者に占める非正規雇用の比率は4割近くに達しており、高い水準で推移している。非正規雇用の増加は我が国だけではなく、諸外国でもpart-timerといった短期雇用契約者やギグワーカーなどの非正規(non-regular)が増加傾向にあるとともに、多様化の傾向にある(Katz et al.(2019))。

我が国の雇用の現状は、非正規雇用が雇用者の4割近くという高い水準で推移している。非正規は、賃金が安い、雇用が不安定、技能の蓄積ができない、福利厚生が十分でないなど雇用の質が問題とされてきており、その処遇改善のために、これまで無期転換ルールや同一労働同一賃金などが実施されてきている。こうした処遇改善の一つのルートが正規雇用への転換である。直近の2023年、2024年ではそれぞれ33万人、32万人が非正規雇用から正規雇用へ転職している(総務省「労働力調査(詳細集計)」2023年及び2024年結果)。

一方で、非正規雇用の中には税制上の扶養控除や所得税の課税、社会保険の適用などを避けるため、あえて短時間労働を選んで収入調整しながら就労しているケースが多いのであり、非正規雇用を望んでいる者が多いという指摘もなされてきた。しかしながら、何らかの就業調整を行っている者は、2017年の総務省の就業構造基本調査によると、女性の場合、非正規雇用者のうち約3割強である。最も就業調整が多いパートで約4割である。ということは、パートでも6割は就業調整を行っていないということである。非正規雇用全体では約7割が就業調整を行っていない。非正規雇用は、主婦が夫の扶養になった状態で行う家計補助的な働き方であって、あえて非正規で働いているといわれることがあるが、そういうケースは決して多くはないというのが実態である。

表 女性の非正規雇用のうち就業調整を行っている者の割合(%)

	総数	パート	アルバイト	派遣社員	契約社員	嘱託	その他
総数	31.7	39.4	30.5	15.2	8.6	8.1	10.7
15~19歳	33.1	19.0	34.3	14.3	4.1	100.0	27.5
20~24歳	25.9	26.9	30.8	11.2	9.0	3.7	15.5
25~29歳	22.0	35.8	22.9	8.4	6.7	6.0	10.3
30~34歳	31.3	42.8	29.3	13.1	8.2	5.4	10.3
35~39歳	34.4	44.3	32.1	13.6	7.1	8.3	9.6
40~44歳	36.4	44.9	33.5	17.0	7.6	9.2	12.0
45~49歳	37.9	46.4	36.3	16.5	7.6	10.2	14.1
50~54歳	36.7	43.5	38.1	18.8	9.5	7.8	12.3
55~59歳	34.8	40.8	30.6	20.6	11.3	10.5	13.3
60~64歳	26.8	32.0	27.1	20.9	9.0	7.0	11.9
65歳以上	20.3	23.1	20.0	19.3	13.6	6.8	5.5

資料:総務省「平成29年就業構造基本調査」

注:65歳以上は、「65~69歳」、「70~74歳」、「75歳以上」をまとめた数値。

非正規雇用の正規化を雇用形態別に分析した先行研究はそれほど多くないが、玄田（2008a）が、前職が「契約・嘱託・その他」が正規化しやすいことを示している。ただ、多くの先行研究は非正規雇用の雇用形態には触れず、「非正規」としてひとまとめに扱っているものが多い。しかしながら、非正規雇用の雇用形態は様々で、パート、アルバイト、派遣社員、契約社員、嘱託など職場においてはさまざまな呼び方がある。こうした雇用形態はそれが形成された歴史的経緯や社会経済的状况によって、それぞれ性別や年齢構成のほか、職務内容や勤務形態など就業実態にも違いがあり、呼称はそうした違いを反映している。もともと「非正規」という名称の雇用形態があるわけではない。「非正規」という言葉は比較的新しく、濱口（2017）は1980年代後半から使われるようになったとしている。本稿で用いる総務省「就業構造基本調査」では2012年の調査から使われるようになった。実際にはさまざまな特徴がある非正規雇用の雇用形態をひとまとめにすると正規化の実態を正確に認識できないおそれがある。

そこで、ここでは、多様な非正規雇用の雇用形態別の正規化傾向を検証することとする。これによって、非正規雇用の構造的な問題を明らかにし、処遇改善において効果的な措置等を講じることができると考える。

2 先行研究と検証仮説

（1）先行研究

非正規雇用の正規化についてはこれまで多くの先行研究がある。90年代以降急激に増加した非正規雇用のうち正規雇用を希望する者が正規雇用へ転換できることは処遇改善になることから、正規化できる非正規雇用者の属性を明らかにするという目的があった。すなわち、どのような者が正規雇用へ転換できているかを明らかにし処遇改善の手がかりを得ようとしたといえる。また、正規化に当たって能力開発の効果があるかどうかという観点からの先行研究も多い。

玄田（2008a）は、総務省「就業構造基本調査」（2002年）の匿名データを用いて、非正規の雇用形態を含めた労働供給因、労働需要因のほか、シグナリング効果としての前職の継続就業年数を加味して、正規化の要因を検証している。シグナリング効果とは、前職の継続就業年数が、転職者の潜在的な能力や定着性向に関する情報を企業が不完全にしか持ちえないときのシグナルとして機能するというものである。検証は雇用形態別の正規化傾向が主目的ではないが、パート、派遣社員よりアルバイトが正社員になりやすく、最も正規化しやすいのは「契約・嘱託・その他」であるとしている。また、前職の非正規雇用の継続就業年数が2年から5年が最も正規化しやすいことを明らかにして、シグナリング効果と整合的としている。

四方（2011）は、「慶應義塾家計パネル調査」の個票データを用いて、我が国がOECDの中で常用雇用に対する解雇規制が厳しい一方で、臨時雇用に対する規制が弱く、臨時雇用から常用雇用への移行の水準がヨーロッパ諸国に比べ低いことをしている。男性に限るとヨ

ヨーロッパの比較的低位の国と同程度であるが、同じ雇用形態・同一年齢層であっても明らかな男女差が存在し、特に、同一企業内での正規雇用への移行における男女差が顕著であるとして、非正規雇用の多数を占める女性が不利な状況にあることを明らかにしているが、雇用形態別には見ていない。

神林 (2015) は、独自のアンケート調査から、業務内容と勤務場所の変化が正規化に与える影響を分析しており、多様な業務経験を積んだ非正規雇用者は正規への希求度合いが強いにもかかわらず正規雇用への転職成功率が低く、正社員のようなフレキシブルな業務経験が評価されていないこと、職務や勤務地が固定されているほうが正規雇用への転職可能性が高いことを明らかにしている。非正規就業の期間の長短による違いも指摘しており、短期で正規に転換の場合は、非正規雇用がスクリーニングとしての意味合いが強く、長期の非正規後の正規転換は、複数の業務や勤務地の経験が正規化につながっているとしている。

また、Booth et.al (2002)は、有期雇用 (fixed-term temporary jobs) が無期雇用につながることで、女性は賃金も初めから無期雇用と同じレベルに達すること、一方、男性は賃金面で5%ほど低くなることなどを明らかにしている。

Esteban-Pretel et.al (2011)は、非正規雇用が正規雇用への踏み台なのか行き止まりかを検証し、初職が非正規の場合、10年後に正規の職に就く確率は正規や失業であった者よりも低い、20年後に正規の職に就く確率はほぼ差がないとしている。

Booth et al. (2013)は、女性のパートタイム就業には、多くの女性が就業できるので効率的であるという見方と、高学歴の女性のパートタイム就業は人的資源の活用が不十分であるという二つの見方があるとするが、家事の分担にジェンダーギャップがあるため女性はパートタイム就業にとどまっているとして、社会的規範からくる制約によって非正規雇用にとどまっていることを指摘している。

また、Autor et al. (2010)は、派遣労働は収入増加がないこと、派遣労働の経験が直接雇用など安定的な就業につながるエビデンスはないことを明らかにしている。

(2) 先行研究の検討と検証仮説

先行研究では、非正規雇用の正規化傾向について、雇用形態によって傾向が異なっている可能性があること、男女差が大きいことが検証されているといえる。

しかしながら、これまでの先行研究では、正規化において非正規雇用の雇用形態による差は必ずしも十分検証されてはいない。また、その差があるとして、それが長期的あるいは固定的なのかどうかについても明らかにされていない。玄田 (2008a) で明らかになった雇用形態間の差が雇用形態自体の特質によるのか、調査が行われた一時点の傾向なのか明確定でないほか、雇用形態による差といっても男女でどのような違いがあるのかもはっきりと分析されているわけではない。さらに、雇用形態別の正規化傾向の違いが、正規雇用に近い働き方の者が正規雇用に転換できていることを反映しただけである可能性も考えられる。

以上から、ここでは、まず①男女別に非正規雇用の正規化傾向が雇用形態間で長期的な差があるかどうかを検証する。男性と女性では正規化傾向が異なる可能性が考えられること

から、男女別に各雇用形態の正規化傾向を検証する。また、②正規化傾向について、雇用形態による差なのか就業実態による差なのかについても検証する。

3 分析の枠組みと分析結果

(1) 分析に用いるデータ

ここで用いるデータは、総務省「就業構造基本調査」の2007年、2012年、2017年の全個票データである。分析の対象は、就業している者で前職が非正規雇用の者とする。前職の離職時期は調査日の前年以降とした。離職の理由は、就業意欲があり転職に積極的に取り組むと想定される者となるように、定年、結婚、出産・育児、介護、病気・高齢を除き、①会社倒産・事業所閉鎖、②人員整理・勧奨退職、③事業不振・不安、④雇用契約満了、⑤収入が少ない、⑥労働条件が悪い、⑦自分に向かない、⑧一時的についた、の理由に限定した。年齢は20歳から44歳までとしている。

また、前職の継続就業年数について、ここでは、玄田(2008a)の分析に従って、2007年から2017年までの3回分にわたってシグナリング効果がみられるかを分析する。

・被説明変数と説明変数

被説明変数は、非正規から正規雇用へ転換した者を1、それ以外を0とするダミー変数として、プロビット回帰を行う。説明変数は、正規化に影響を与えられ考えられるものとする。まず、労働供給要因として、前職の雇用形態、年齢、配偶者の有無、子どもの有無とする。子どもは、ここでは働き方に強い影響を与えられ考えられる6歳未満の子どもとする。労働需要要因は、学歴、前職の産業(大分類)、前職の職業(大分類)、居住地域とする(玄田(2008a))。さらに、玄田(2008a)がシグナリング効果として取り入れている前職の継続就業期間を同じく説明変数に取り入れる。

- 前職の雇用形態(パート、アルバイト、派遣社員、契約社員、嘱託、その他)
- 年齢(20-24歳、25-29歳、30-34歳、35-39歳、40-44歳)
- 配偶者の有無(ありを1、なしを0とするダミー変数)
- 6歳未満の子どもの有無(ありを1、なしを0とするダミー変数)
- 学歴(中卒、高卒、短大/専門学校卒、大学・大学院卒)
- 前職の産業大分類
- 前職の職業大分類
- 居住地域(北海道・東北、関東、北陸・東海、近畿、中国・四国、九州・沖縄)
- 前職の継続就業年数(1年未満、1年-2年未満、2年-3年未満、3年-5年未満、5年-10年未満、10年-15年未満、15年-20年未満、20年以上の8区分)

年齢を各歳の数値とせず5歳階級のダミー変数にしたのは、何歳ぐらいまでが正規化しやすいのを見るためである。継続就業年数も同じように8区分のダミー変数にしたのは前職の継続就業年数がどれぐらいの期間が正規化しやすいかを見るためである(玄田(2008a))。

推計式は以下のとおり。誤差項 u_i に標準正規分布を仮定する。

$$\text{正規化ダミ} - y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } \text{正規化ダミ} - y_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$\begin{aligned} \text{正規化ダミ} - y_i^* = & \beta_0 + \beta_1 \text{前職雇用形態}_i + \beta_2 \text{年齢階級}_i + \beta_3 \text{配偶者の有無}_i + \beta_4 \text{子どもの有無}_i + \\ & \beta_5 \text{学歴}_i + \beta_6 \text{産業大分類}_i + \beta_7 \text{職業大分類}_i + \beta_8 \text{居住地域}_i + \\ & \beta_9 \text{前職継続就業年数}_i + u_i \end{aligned}$$

(2) 分析対象の基本データ

【記述統計量】

分析に用いるデータの記述統計量は以下のとおりである。

記述統計量(2007年女性)						記述統計量(2007年男性)					
Statistic	N	Mean	St. Dev.	Min	Max	Statistic	N	Mean	St. Dev.	Min	Max
前職パート	7,505	0.44	0.50	0	1	前職パート	3,536	0.09	0.29	0	1
前職アルバイト	7,505	0.24	0.43	0	1	前職アルバイト	3,536	0.45	0.50	0	1
前職派遣社員	7,505	0.16	0.36	0	1	前職派遣社員	3,536	0.21	0.41	0	1
前職契約社員	7,505	0.10	0.30	0	1	前職契約社員	3,536	0.19	0.39	0	1
前職嘱託	7,505	0.03	0.16	0	1	前職嘱託	3,536	0.02	0.14	0	1
年齢	7,505	31.58	7.29	20	44	年齢	3,536	28.26	6.43	20	44
配偶者あり	7,505	0.40	0.49	0	1	配偶者あり	3,536	0.23	0.42	0	1
6歳未満子供あり	7,505	0.13	0.34	0	1	6歳未満子供あり	3,536	0.14	0.35	0	1
学歴	7,136	2.55	0.78	1	4	学歴	3,223	2.50	0.94	1	4
現正規雇用率	7,505	0.23	0.42	0	1	現正規雇用率	3,536	0.43	0.49	0	1
前職就業期間	7,463	2.07	2.42	0.04	23.00	前職就業期間	3,502	1.91	2.34	0.04	25.50

記述統計量(2012年女性)						記述統計量(2012年男性)					
Statistic	N	Mean	St. Dev.	Min	Max	Statistic	N	Mean	St. Dev.	Min	Max
前職パート	6,397	0.42	0.49	0	1	前職パート	3,204	0.10	0.30	0	1
前職アルバイト	6,397	0.24	0.43	0	1	前職アルバイト	3,204	0.44	0.50	0	1
前職派遣社員	6,397	0.13	0.34	0	1	前職派遣社員	3,204	0.16	0.37	0	1
前職契約社員	6,397	0.13	0.34	0	1	前職契約社員	3,204	0.23	0.42	0	1
前職嘱託	6,397	0.03	0.17	0	1	前職嘱託	3,204	0.02	0.16	0	1
年齢	6,397	32.53	7.22	20	44	年齢	3,204	29.47	6.60	20	44
配偶者あり	6,397	0.44	0.50	0	1	配偶者あり	3,204	0.23	0.42	0	1
6歳未満子供あり	6,397	0.02	0.14	0	1	6歳未満子供あり	3,204	0.10	0.30	0	1
学歴	6,164	2.66	0.82	1	4	学歴	2,961	2.63	0.99	1	4
現正規雇用率	6,397	0.21	0.40	0	1	現正規雇用率	3,204	0.39	0.49	0	1
前職就業期間	6,330	2.22	2.55	0.04	24.17	前職就業期間	3,173	2.07	2.59	0.04	25.00

記述統計量(2017年女性)

Statistic	N	Mean	St. Dev.	Min	Max
前職パート	5,185	0.44	0.50	0	1
前職アルバイト	5,185	0.23	0.42	0	1
前職派遣社員	5,185	0.13	0.34	0	1
前職契約社員	5,185	0.13	0.34	0	1
前職嘱託	5,185	0.03	0.16	0	1
年齢	5,185	33.22	7.48	20	44
配偶者あり	5,185	0.46	0.50	0	1
学歴	4,915	2.71	0.85	1	4
6歳未満子供あり	5,185	0.02	0.14	0	1
現職正規雇用率	5,185	0.25	0.43	0	1
前職就業期間	5,144	2.51	2.96	0.04	25.42

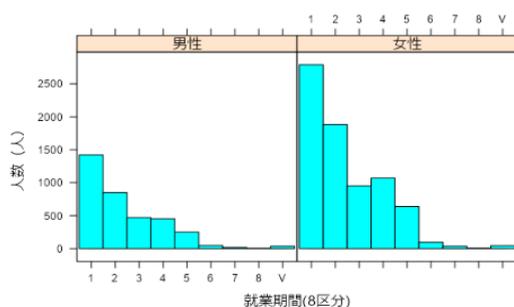
記述統計量(2017年男性)

Statistic	N	Mean	St. Dev.	Min	Max
前職パート	2,328	0.11	0.31	0	1
前職アルバイト	2,328	0.42	0.49	0	1
前職派遣社員	2,328	0.16	0.37	0	1
前職契約社員	2,328	0.24	0.43	0	1
前職嘱託	2,328	0.03	0.16	0	1
年齢	2,328	29.60	7.12	20	44
配偶者あり	2,328	0.19	0.40	0	1
6歳未満子供あり	2,328	0.08	0.27	0	1
学歴	2,056	2.73	0.98	1	4
現正規雇用率	2,328	0.42	0.49	0	1
前職就業期間	2,309	2.35	2.93	0.04	28.17

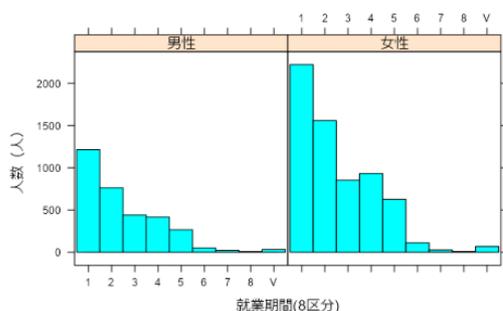
記述統計量から、女性はいずれの年もパートが40%台半ばを占めている。男性はアルバイトが40%台となっている。

前職の継続就業期間は平均が2年余り、長くて2年半という程度であるが、最大値が3年から28年強となっており、右に長く裾を引く分布となっているとみられる。前職の就業期間が長い者は人数が少なすぎると考えられるのでサンプルに含めないことも考慮すべきであろう。8区間別の人数は以下の図のように、男女ともに20年以上はわずか数人というレベルで極めて少ないため、推計に当たっては20年以上を除くべきである。したがって、前職の継続就業期間は、20年以上を除いた7区分によることとする。

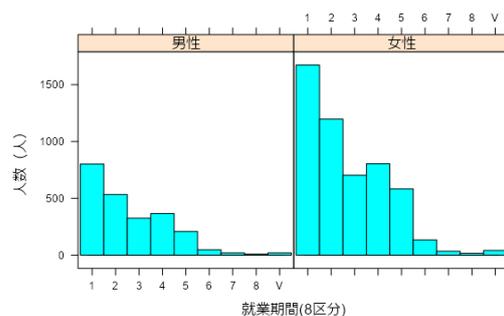
前職の就業期間別人数(2007年)



前職の就業期間別人数(2012年)



前職の就業期間別人数(2017年)



(3) 推計結果の概要

雇用形態のレファレンスカテゴリーはパートである。年齢階級は 40-44 歳、学歴は中卒、前職の継続就業年数は 1 年未満が、それぞれレファレンスカテゴリーである。

〈女性〉

①雇用形態別正規化傾向

限界効果を見ると、雇用形態間では、パートに比べ、契約社員は 2007 年から 2017 年まで一貫してプラスに強い有意な結果になっている。嘱託は、10%水準ではあるが契約社員と同じく一貫して有意な結果になっている。アルバイトは 2012 年、2017 年とプラスで有意な結果になっている。この結果から、雇用形態間でみると、パートと派遣社員の正規化傾向が低く、その傾向は 2007 年から 2017 年まで継続していることから、パートと派遣社員の正規化傾向が低いという傾向は長期にわたっている。言い換えれば、雇用形態間に固定的な差があるといつてよいであろう。

②年齢階級別、学歴別の正規化傾向

限界効果は 2007 年から 2017 年まで 20-24 歳が大きく、若年層が正規雇用になりやすい状況が表れている。また、学歴別の正規化傾向は、学歴が高くなるにつれて限界効果が大きく、需要要因として見れば、需要側は高い学歴を求めているということであろう。

③前職の継続就業年数

前職の継続就業年数は、「1 年未満」に比べ長い期間の効果が大きいという結果になっている。特に、「5 年以上 10 年未満」「10 年以上 15 年未満」の効果が大きい。玄田 (2008a) は、前職の継続就業年数をシグナリング効果として 3-5 年の効果が大きいとしているが、ここでの結果は玄田よりも長い就業年数の効果が大きい結果になっている。この点については後に触れる。

〈男性〉

①雇用形態別正規化傾向

男性には、女性と違って、雇用形態別の正規化傾向に明確な固定的な差は見られない。2007 年と 2017 年に契約社員と嘱託がプラスに有意となっており、特に、嘱託の限界効果が大きい。とはいえ、2012 年は有意な結果にはなっておらず、女性の正規化傾向のように一貫してパートよりも有意に正規化傾向が大きいというわけではない。

②年齢階級別・学歴別の正規化傾向

年齢階級別では、20 代は一貫して 40-44 歳よりも正規化傾向が大きいのが、女性と違い、30 代前半も限界効果は小さいものの正規化傾向が有意にプラスになっている。学歴別では大学・大学院卒が一貫して正規化傾向が有意に大きい。

③前職の継続就業年数

前職の継続就業年数が「2 年以上 3 年未満」から「10 年以上 15 年未満」まで、「1 年未満」に比べ、正規化傾向は有意に大きくなっている。15 年以上は有意ではないが、前職

の就業年数がかなり長期にわたっても1年未満よりも正規化傾向が高くなっている。この点、女性と同じく、玄田（2008a）よりも長い。

表6 プロビット回帰の限界効果<女性>

	2007年	2012年	2017年
アルバイト	-0.008 (0.014)	0.047*** (0.015)	0.051*** (0.017)
派遣社員	0.008 (0.016)	-0.014 (0.016)	0.024 (0.020)
契約社員	0.043** (0.018)	0.050*** (0.016)	0.091*** (0.019)
嘱託	0.060* (0.033)	0.059* (0.031)	0.072* (0.037)
その他	-0.037 (0.024)	-0.009 (0.023)	0.110*** (0.036)
20-24歳	0.104*** (0.019)	0.095*** (0.019)	0.140*** (0.023)
25-29歳	0.077*** (0.017)	0.057*** (0.017)	0.059*** (0.019)
30-34歳	0.023 (0.016)	0.011 (0.015)	0.022 (0.017)
35-39歳	0.015 (0.015)	0.009 (0.014)	0.003 (0.016)
配偶者あり	-0.127*** (0.012)	-0.094*** (0.012)	-0.095*** (0.014)
6歳未満子供あり	0.011 (0.016)	0.022 (0.035)	0.055 (0.039)
高卒	0.048** (0.021)	0.071*** (0.020)	0.035 (0.026)
短大・専門学校卒	0.086*** (0.022)	0.124*** (0.020)	0.075*** (0.027)
大学・大学院卒	0.132*** (0.026)	0.165*** (0.023)	0.140*** (0.030)
前職1-2年	0.034*** (0.012)	0.049*** (0.012)	0.062*** (0.015)
前職2-3年	0.064*** (0.015)	0.065*** (0.015)	0.104*** (0.018)
前職3-5年	0.111*** (0.016)	0.093*** (0.016)	0.121*** (0.018)
前職5-10年	0.114*** (0.020)	0.113*** (0.019)	0.165*** (0.021)
前職10-15年	0.172*** (0.049)	0.121*** (0.043)	0.160*** (0.041)
前職15-20年	0.164** (0.084)	0.136 (0.089)	0.097 (0.073)
産業大分類	yes	yes	yes
職業大分類	yes	yes	yes
居住地域	yes	yes	yes
AIC	7627.4	5976.0	5225.3
BIC	8015.1	6361.5	5592.1
RMSE	0.40	0.38	0.40

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

表6 プロビット回帰の限界効果<男性>

	2007年	2012年	2017年
アルバイト	0.010 (0.029)	-0.035 (0.030)	0.049 (0.033)
派遣社員	-0.000 (0.034)	-0.051 (0.036)	0.033 (0.038)
契約社員	0.054* (0.032)	-0.011 (0.032)	0.079** (0.035)
嘱託	0.131** (0.061)	-0.017 (0.059)	0.210*** (0.067)
その他	0.041 (0.048)	0.018 (0.047)	0.111** (0.056)
20-24歳	0.097*** (0.033)	0.140*** (0.031)	0.159*** (0.034)
25-29歳	0.076** (0.032)	0.133*** (0.028)	0.143*** (0.032)
30-34歳	0.048 (0.033)	0.093*** (0.030)	0.073** (0.033)
35-39歳	0.010 (0.035)	0.051 (0.032)	0.044 (0.035)
配偶者あり	0.121*** (0.025)	0.153*** (0.025)	0.089*** (0.031)
6歳未満子供あり	0.052* (0.029)	0.067** (0.034)	0.007 (0.042)
高卒	0.080*** (0.028)	0.090*** (0.029)	0.046 (0.043)
短大・専門学校卒	0.143*** (0.033)	0.120*** (0.034)	0.066 (0.047)
大学・大学院卒	0.185*** (0.034)	0.188*** (0.033)	0.149*** (0.046)
前職1-2年	0.053** (0.020)	0.028 (0.022)	0.066** (0.026)
前職2-3年	0.099*** (0.025)	0.141*** (0.027)	0.100*** (0.031)
前職3-5年	0.110*** (0.026)	0.090*** (0.027)	0.120*** (0.030)
前職5-10年	0.120*** (0.033)	0.100*** (0.033)	0.131*** (0.036)
前職10-15年	0.144** (0.072)	0.289*** (0.069)	0.221*** (0.067)
前職15-20年	-0.022 (0.112)	0.089 (0.109)	0.069 (0.109)
産業大分類	yes	yes	yes
職業大分類	yes	yes	yes
居住地域	yes	yes	yes
AIC	4439.6	4058.0	2878.1
BIC	4791.3	4404.0	3200.1
RMSE	0.46	0.46	0.46

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

4 推計結果の考察

(1) 雇用形態別正規化傾向は雇用形態に特有なのか

①雇用形態別正規化傾向

本稿は、正規化に当たって、雇用形態によって正規化傾向に差があり、長期的に固定化されているのではないかという問題意識を出発点としている。分析結果からは、女性の雇用形

態間でパートと派遣社員の正規化傾向が低い傾向にあるということが分かった。しかも、この傾向は 2007 年から 2017 年まで長期に渡って固定的である。一方、契約社員の正規化傾向は一貫して高い。こうした傾向は雇用形態に特有のものといえるだろう。

男性においては、正規化傾向に雇用形態による差は、女性ほど明確には見られないが、契約社員と嘱託の正規化傾向がいくぶん強い傾向は見られる。男性は、パート、アルバイト、派遣社員と契約社員・嘱託の間に差があるということはいえるであろう。

前職の継続就業年数を見ると、女性はおおむね 10 年-15 年が正規化傾向に最も効果が大きいが、男性も同様に 10 年-15 年の効果が最も大きい。玄田 (2008a) よりも長い傾向があるが、これは、玄田 (2008a) と違って、ここでの分析は非正規雇用者の転職者に限定していること、年齢、離職理由も限定しているので、一定の就業経験のある者を対象にしていることによると考えられる。転職によって正規雇用になるには一定の継続就業年数が有利に働くということは、玄田がいうように、潜在能力と定着傾向を示すシグナルとして機能しているということができる。したがって、ここでもシグナリング効果は見られるといいであろう。ただし、玄田 (2008a) のシグナリング効果よりも長い期間が有意となっている。神林(2015)は、正規雇用への転換について、前職の非正規就業の期間の長短による違いも指摘しており、5 年前後で正規雇用への転職成功確率がピークになる短期の場合は、非正規雇用が正規へのスクリーニングとしての意味合いが強く、15 年目以降の長期の場合は、複数の業務や勤務地の経験が正規化につながっているとしている。本分析の結果は、前職の就業年数が短い者はスクリーニング、長い者は幅広い就業経験を評価されている可能性が考えられる。

(2) 正規化傾向と就業実態

①潜在クラスモデルによる分析

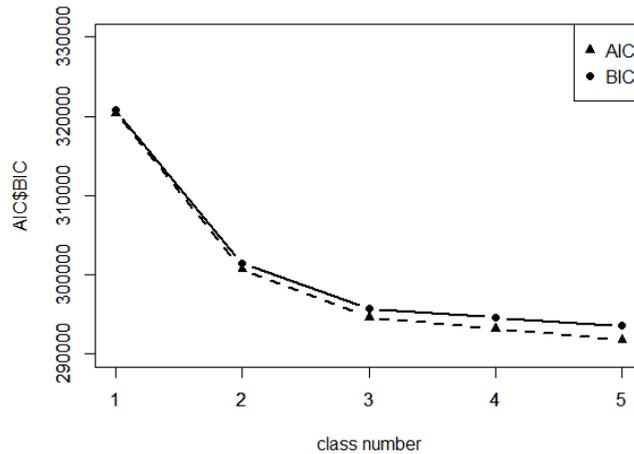
正規化傾向は、特に女性に顕著であるが、パートと派遣社員のグループと、アルバイト・契約社員・嘱託・その他の二つのグループに大別できる。小前 (2024) は、企業内の非正規雇用から正規雇用への転換について、正規雇用へに転換する者は転換前から就業時間や賃金などの面で正規雇用と同じように働いていたことを明らかにしている。そこで、転職における雇用形態別の正規化傾向は雇用形態に特有なのか、就業時間や賃金、学歴などの就業実態が正規雇用と近いことを反映しているだけなのかを分析し、転職における正規化傾向が雇用形態に特有のものといえるかどうかを検証することにしたい。

ここでは、転職後の就業実態について、正規雇用も含め、どのようなグループに分かれるかを見てみる。分析に用いるデータは、正規化傾向で用いたデータと基本的に同じであるが、前職を非正規雇用に限定せず正規雇用も含める。これらの者について、現職の雇用形態、週間就業時間、年齢階級、年収 (階級)、学歴及び性別の 6 つの変数を用いて潜在クラスモデルによる分析を試みる。潜在クラスモデルは、三輪 (2009) によれば、「カテゴリカルな観測変数の背後にカテゴリカル潜在変数があることを仮定して潜在構造を読み解くモデル」である。このモデルは、雇用者の多様性に関しても利用されており、賃金構造の観点から行

った先行研究がある。山口（2017）、鈴木（2018）は賃金構造の分析を行っている。

ここでの分析は、2007年、2012年、2017年についてそれぞれ行う。クラス数の選択は基本的にBICによるが、最大尤度が見つからないクラスは除外する。図は、2007年のデータではBICはクラス数5が最も小さいが、クラス数4、5は最大尤度が見つからないことがあるので、クラス数は3とする。2012年、2017年も同様である。

図1 BIC/AICの推移(2007年)



②正規化傾向と潜在クラスの関係

表7 潜在クラス分析の結果: 顕在変数(雇用形態)の条件付き確率

	2007年			2012年		
	正規中心 クラス	正規・非正規 混合クラス	パート中心 クラス	正規中心 クラス	正規・非正規 混合クラス	パート中心 クラス
正規雇用	0.863	0.411	0.005	0.833	0.350	0.005
パート	0.001	0.079	0.726	0.003	0.112	0.711
アルバイト	0.011	0.112	0.180	0.017	0.123	0.203
派遣社員	0.051	0.192	0.045	0.033	0.155	0.028
契約社員	0.060	0.151	0.018	0.096	0.192	0.018
嘱託	0.005	0.024	0.014	0.006	0.035	0.019
その他	0.009	0.031	0.012	0.011	0.033	0.017
女性	0.138	0.678	0.933	0.169	0.682	0.893
男性	0.862	0.322	0.067	0.831	0.318	0.107

	2017年		
	正規中心 クラス	正規・非正規 混合クラス	パート中心 クラス
正規雇用	0.874	0.412	0.008
パート	0.001	0.122	0.727
アルバイト	0.007	0.085	0.164
派遣社員	0.036	0.159	0.045
契約社員	0.070	0.169	0.031
嘱託	0.005	0.031	0.013
その他	0.007	0.022	0.013
女性	0.207	0.742	0.907
男性	0.793	0.258	0.093

潜在クラス分析の結果をみると、3つのクラスは、①正規雇用中心のクラス、②正規雇用の一部と派遣社員、契約社員の一部を含む混合クラス、③パート、アルバイトが中心のクラスがあり、いずれの年も非正規雇用、正規雇用ともに二つに分かれており、正規雇用の一部と契約社員、派遣社員の一部が重なっているという構造になっている。このグループは、正規化傾向によるグループとは異なっており、正規化傾向の高さ、すなわち正規雇用への転換のしやすさと、就業実態は必ずしも同じではないことを示している。

このことは、正規化傾向は就業実態が正規雇用と近いかどうかではなく、正規化傾向は、就業実態にかかわらず雇用形態に特有の傾向であることを示唆している。

(2) パートと派遣社員が正規化しにくいのはなぜか

女性のパートや派遣社員がなぜ正規化しにくいのか。年齢や前職の継続就業年数、学歴、配偶関係、子どもの有無、産業、職業、居住地域をコントロールしてもなお差があるということは、パート、派遣社員という雇用形態自体に差があるとみてよいと思われる。

パートが正規化しにくい理由として、パートという雇用形態には、神林(2015)が指摘するように、パート＝家計補助を当然のこととする人事管理上の問題が影響していることが考えられる。パートは、女性が男性の10倍程度と大多数は女性である。もともとパートは主婦の家計補助的な仕事とされ、単純作業を担うとされていた。しかしながら、パートには基幹パートなど正規雇用と同様の業務を行うものもある。勤務時間も必ずしも短いわけではない。それでも今回の分析でパートが転職によって正規化するのとは他の雇用形態に比べ難しいという結果になったのは、パートが家計補助的な単純業務であって正社員ではないという人事管理のあり方と、女性、特に主婦であることが影響している可能性がある。禿(2022)は、正社員とパートタイマーの境界が、仕事の内容ではなく、「転勤できるか否か」にあるとしている。転勤が難しい主婦のパートには正規化はハードルが高い。転職においても、前職がパートであれば、転職後も当然パートなど非正規雇用で働くという見方をされてしまう可能性があるのではないか。パート＝主婦の家計補助的働き方という固定的な見方が影響している可能性が考えられる。

また、派遣社員も正規化が他の雇用形態に比べ正規化が困難である。派遣社員は派遣社員という働き方から抜け出しにくく、派遣をつないでいくということもいわれる。派遣制度はもともと職種・期間が限定的な業務を行うものとしてできたものである。本来的に恒久的な業務ではない。派遣社員は限定的な業務を短期間行うという雇用形態である。こうした形態であるから、技能の蓄積ができていない、定着性も低いと評価されてしまう可能性があり、そのことが正規化傾向の低さに表れているのではないかと考えられる。

5 結びにかえて

本稿で得られた結論は、雇用形態には特有の正規化傾向があることを示唆するものであった。非正規雇用の雇用形態は呼称によるのが一般的であるが、呼称による雇用形態は雇用

の実態を反映している重要な区分である。神林(2017)は、「国際的には、期限を定めて労働契約を結ぶ雇用者を非正規雇用とみなし、期限の定めのない労働契約を結ぶ正規雇用と対比する」としており、国際的には呼称による区分は特異なものである。しかしながら、「日本の雇用慣行の重要な要素である雇用保障・賃金・企業特殊熟練という三方向からみると、職場のコアと密接に関連するのは呼称上の正規・非正規の区分であって、労働契約上の有期・無期の区別ではない」という（神林(2017)）。本稿の分析結果から、非正規雇用から正規雇用への転職においても呼称による雇用形態の区分が大きな影響を与えているといえることができる。

それでは、非正規雇用の正規雇用への転職という雇用形態間の移行において能力開発・自己啓発はどのような効果があるのか。この点については次の課題としたい。

【参考】潜在クラス分析について

潜在変数Xに対して個人が潜在クラス(t)に帰属する確率（潜在確率）を

π_t^X とすると、

$$\sum_{t=1}^T \pi_t^X = 1$$

各項目を顕在変数 $A_i (i = 1, \dots, I), B_j (j = 1, \dots, J), C_k (k = 1, \dots, K), D_l (l = 1, \dots, L), E_m (m = 1, \dots, M), F_n (n = 1, \dots, N)$ として、潜在変数 X を所与としたときの同時確率を、条件付確率を使って潜在クラスモデルを表すと以下のとおり。

$$\pi_{ijklmnt}^{ABCDEFX} = \pi_{ijklmn}^{\overline{ABCDEF}} \pi_t^X = \pi_{it}^{\overline{A}X} \pi_{jt}^{\overline{B}X} \pi_{kt}^{\overline{C}X} \pi_{lt}^{\overline{D}X} \pi_{mt}^{\overline{E}X} \pi_{nt}^{\overline{F}X} \pi_t^X$$

ここで、 $\pi_{ijk..t}^{\overline{ABC}..X}$ は潜在クラス t が与えられたもとで顕在変数の条件付確率を表し、積として表せることは局所独立の仮定を表している。また、

$$\sum_{i=1}^I \pi_{it}^{\overline{A}X} = \sum_{j=1}^J \pi_{jt}^{\overline{B}X} = \sum_{k=1}^K \pi_{kt}^{\overline{C}X} = \dots = \sum_{n=1}^N \pi_{nt}^{\overline{F}X} = 1 \text{ の制約を持つ。}$$

潜在クラスモデルでは、応答パターン別度数を多項分布からの実現値として次の対数尤度 L を最大化する潜在確率を最尤推定値として求める。

$$\begin{aligned} L &= \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K \dots \sum_{n=1}^N \pi_{ijklmn}^{ABCDEF} \log \pi_{ijklmn}^{ABCDEF} \\ &= \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K \dots \sum_{n=1}^N \pi_{ijklmn}^{ABCDEF} \log \left[\sum_{t=1}^T \pi_{it}^{\overline{A}X} \pi_{jt}^{\overline{B}X} \pi_{kt}^{\overline{C}X} \pi_{lt}^{\overline{D}X} \pi_{mt}^{\overline{E}X} \pi_{nt}^{\overline{F}X} \right] \end{aligned}$$

最尤推定値は EM アルゴリズムによって求めるが、本稿では R の poLCA パッケージによった。

参考文献

- [1] 禿あや美 (2022)『雇用形態間格差の制度分析 ジェンダー視角からの分業と秩序の形成史』ミネルヴァ書房
- [2] 神林龍 (2015)「非正規社員の働き方と正社員への転換－『正社員以外の経験と転職に関するアンケート調査』より－」『経済研究』 vol. 66, No. 1, Jan. 201
- [3]. 神林龍 (2017)「正規の世界・非正規の世界」慶應義塾大学出版会 pp149, pp165
- [4] 玄田有史 (2008a)「前職が非正社員だった離職者の正社員への移行について」『日本労働研究雑誌』 No.580/November 2008
- [5] 玄田有史 (2008b)「内部労働市場下位層としての非正規」『経済研究』 vol.59, No.4, Oct.2008
- [6] 玄田有史 (2009)「正社員になった非正社員－内部化と転職の先」『日本労働研究雑誌』 No. 586/May 2009
- [7] 小前和智 (2024)「女性の正社員転換－試用期間的な運用としての非正社員の可能性－」『日本経済研究』 No.82 2024.7
- [8] 佐藤博樹 (2004)「若年者の新しいキャリアとしての「未経験者歓迎」求人と「正社員登用」機会」『日本労働研究雑誌』 No. 534/Special Issue 2004
- [9] 四方理人 (2011)「非正規雇用は「行き止まり」か?－労働市場の規制と正規雇用への移行」『日本労働研究雑誌』 No.608/Feb.-Mar. 2011
- [10] 鈴木恭子 (2018)「労働市場の潜在構造と雇用形態が賃金に与える影響－Finite Mixture Model を用いた潜在クラス分析」『日本労働研究雑誌』 No.698/September 2018
- [11] 濱口桂一郎 (2017)「非正規雇用の歴史と賃金思想」大原社会問題研究所雑誌 N0.699/2017.1
- [12] 樋口美雄、佐藤一麿、石井加代子 (2011)「非正規雇用から正規雇用への転換に能力開発支援は有効か」KEIO/KYOTO GLOBAL COE DISCUSSION PAPER SERIES DP2011-043
- [13] 三輪哲(2009)「潜在クラス入門」『理論と方法』 Vol.24,No.2:345-356
- [14] 山口一男 (2017)「賃金構造の潜在的多様性と男女賃金格差－労働市場の二重構造分析再訪」RIETI Discussion Paper Series 17-J-057
- [15] Autor, David H. and Susan N. Houseman(2010) “Do Temporary-Help Jobs Improve Labor Market Outcomes for Low-Skilled Workers?” American Economic Journal: Applied Economics 2 (July 2010): 96-128
- [16] Booth, A. L. Marco Francesconi and Jeff Frank(2002) “Temporary Jobs: Stepping Stones or Dead Ends?” The Economic Journal, Jun., 2002, Vol. 112, No. 480, Features (Jun., 2002) ppF189-F213

- [17] Booth, A. L., and van Ours, J. C.(2013)“Part-time jobs: what women want?” *Journal of Population Economics*, 26(1),263-283
- [18] Esteban-Pretel, Julen, Ryo Nakajima and Ryuichi Tanaka(2011) “Are contingent jobs dead ends or stepping stones to regular jobs? Evidence from a structural estimation” *Labour Economics* 18(2011) 513-526
- [19] Houseman, Susan(2001) “Why Employers Use Flexible Staffing Arrangements: Evidence from an Establishment Survey” *Industrial and Labor Relations Review*, Oct., 2001, Vol. 55, No.1 (Oct., 2001), pp.149-170
- [20] Katz, Lawrence F. and Alan B. Kruger (2019) “The Rise and Nature of Alternative Work Arrangements in the United States, 1995-2015” *ILR Review* 72(2) March 2019