

# 雇用契約期間不明に関する考察

玄田 有史

（東京大学教授）

本論文は、雇用契約期間の不明が労働者に及ぼす影響と不明に至る背景を考察した。労働基準法は契約期間の書面での明示を使用者に義務付けている。だが実際は契約期間が「わからない」雇用者は多く、正社員以外では約2割が期間不明である。リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査」（2016年）からは、正社員以外の学卒雇用者のうち、期間不明は賃金、知識・技術の習得機会、仕事満足度などで劣ることが明らかとなった。さらに女性、独身、若年、低学歴層、中学時の成績下位層で、期間不明になりやすい傾向もみられた。加えて小規模企業や、社会的認知の低い「その他」業種でも、期間不明は頻繁に生じていた。一方、職場に労働者の利益を代表し企業と交渉する組織がある他、専門的な知識を有する仲介者を通じて入職した場合、期間不明は回避されやすい。安定的な就業機会の拡大と正社員以外の待遇改善には、期間不明を解消する諸方策の推進が求められる。

【キーワード】 労働経済、労働条件一般、パート・派遣労働問題

## 目次

- I はじめに
- II 期間不明とその背景
- III データ
- IV 期間不明が及ぼす影響
- V 期間不明の規定要因
- VI 入職と離職
- VII 異なる解釈の可能性
- VIII むすび

## I はじめに

本論文では雇用契約期間に着目した実証分析を行う。なかでも自らの契約期間が「わからない」という雇用者を重点に、期間不明が及ぼす影響とその背景を実証分析する。

2000年代以降、雇用形態の考察として注目を集めてきたのは、言うまでもなく正規・非正規の

区分を用いた研究である。そこでは正規雇用に比べて、正規雇用以外の賃金の低さや雇用の不安定、能力開発の乏しさなどが、数多く指摘されてきた（阿部2010；有田2016等）。

今や一般化した正規・非正規という概念だが、その分けは、勤め先における呼称でしかなく、厳密な定義は存在しない。労働法上も「正規雇用者」とは表記されず、パートタイム労働法の成立以降、用いられているのは、専ら「通常の労働者」という表現である。

社会的合意がない「正社員」概念を法律に明記するのを避けた苦肉の策であるが、「通常」とは何かという曖昧さがそこには残る。佐藤（2015）も、企業として自社における「通常の労働者」は特定し難く、世間一般の共通理解が存在するわけではないと課題を指摘する。

では、曖昧さの残る「正規・非正規」に代わり、安定的な働き方の度合いを客観的に論じ得る指標

があるとすれば何か。それは「無期・有期」に基づく雇用契約期間（以下、契約期間）である。

労働基準法では、労働契約の締結に際し、契約期間を含む労働条件の明示が義務付けられている。賃金、勤務地、業務内容、始業・終業時間、休日、退職と並び、契約期間は、書面での明示が求められる。契約では、期間の定めの有無に加え、有期雇用の場合は、契約年数の他、契約更新の有無や更新の基準も明確にする必要がある。

正社員に関する法規範が存在しないのに対し、契約期間は労働基準法により、原則3年の超過不可という明確な基準が存在する。同時に特定事業の完了や長期の訓練に必要な場合、3年を超えた契約が特例で認められる他、高度な専門職や満60歳以上の有期契約は5年まで可能とするなどの配慮もある。

改正労働契約法でも契約期間に関するルールが定められた。そのルールは、有期労働契約が繰り返し更新され通算5年を超えたとき、労働者からの申し込みがあった場合、使用者に無期労働契約への転換を義務化したものである<sup>1)</sup>。同法には有期雇用の期間中解雇に関する定めがある他、有期雇用に関する「雇い止め法理」も条文化されている。

労働者派遣法改正でも、契約期間がポイントとなった。改正では、派遣労働者が派遣先の同一組織で働ける期間の上限は原則3年と定められた。その上で、3年経過後の雇用安定化措置として、派遣先への直接雇用や新たな派遣先の提供に加え、派遣元への無期雇用などが義務付けられた。

このように安定雇用の拡大を図る政策の多くは、契約期間という概念に沿って展開されているのが実際である。にもかかわらず、契約期間を中心に据えた労働研究の蓄積は、正規・非正規研究に比べて乏しいのが現状だった。理由の一つには、契約期間に関する公的統計の整備が進んでこなかったことがある。

総務省統計局実施の『労働力調査』および『就業構造基本調査』では、役員を除く雇用者の従業上の地位として「常雇」「臨時雇」「日雇」区分が長年採用され、契約期間はたずねられてこなかった。このうち、臨時雇は1カ月以上1年以内の期間を定めて雇われている者であり、日雇も日々又

は1カ月未満の契約で雇われている者として、契約期間に対応してきた。一方で常雇は、1年を超える有期雇用と、期間を定めない無期雇用が混在したままだった。

反面、雇用形態の多様化が進み、無期雇用のパート社員や有期雇用のフルタイム社員など、新たな雇用形態が広がり始めると、就業時間と併せて、より詳細な契約期間に関する実態把握の必要性が意識されるようになる。そこで2012年実施の『就業構造基本調査』では、契約期間の定めの有無、契約年数、更新回数をたずねる調査票が採用された。『労働力調査』も、2013年1月以降、常雇を無期の契約と有期の契約に分けるよう変更されている。

現在、両調査の公表集計では、契約期間に関する情報が豊富に掲載されている。今後は公表集計のみならず、政府統計の特別集計を通じ、契約期間に関する様々な実態が明らかにされるだろう。近い将来展開されるはずの政府統計を用いた分析に先立ち、本論は民間企業が新たに開始した調査を用いて、契約期間に関する研究の嚆矢を目指す。

## II 期間不明とその背景

契約期間を調査した2012年実施の『就業構造基本調査』のうち、本論に関連する最も重要な発見は、勤め先での自分の契約期間が「わからない」（以下、期間不明）という雇用者が444.7万人に達する事実である。それは役員を除く雇用者全体の8%に相当する。

期間不明の人々のうち、73%に当たる323.4万人は「正規の職員・従業員」以外の雇用者である。正規雇用以外に分類される人々では、16%が自分の契約期間を「わからない」としている。呼称別では、パートは14%、アルバイトは29%、派遣社員が13%、契約社員が7%、嘱託社員が5%、その他では17%が期間不明である。

労働基準法では契約期間は書面での明示が義務付けられているにもかかわらず、実際は雇用者の1割近くが自らの契約期間を認識していない。この事実は何を意味するのか。

経済理論では、労働者の配置や処遇は、企業との間に明示的に結ばれた雇用契約に基づいて決定

される。Malcomson (1999) によれば、個別の雇用契約はリスクの配分、熟練などの投資の保護、雇業者への動機付けなどを目的に、経済合理的に設定される。その際、期間不明の解釈の一つとして、労働者の交渉力の乏しさが考えられる。

企業内での雇用や賃金の決定が競争的な労働市場における資源配分とは異なる場合、代わって労使間での直接的な交渉が重要な役割を果たす<sup>2)</sup>。Becker (1993) を代表とする企業特殊熟練に関する人的資本理論、Lindbeck and Snower (1986) によるインサイダー・アウトサイダー理論、Layard, Nickell, and Jackman (1991), Mortensen and Pissarides (1994) 等の失業理論など、賃金や雇用はいずれも労使間での交渉 (bargaining) により決定されると考えられてきた。

標準的なゲーム理論におけるナッシュ交渉モデルであれば、交渉の内容は、交渉が決裂した場合に労使双方にもたらされる状況 (威嚇点) と、交渉妥結の結果として得られる全体利得 (パイ) の分配状況の両者によって規定される。労働者の企業に対する交渉力が乏しいとすれば、それは労働者にとって交渉が決裂した場合の損失が大きいこと、得られたパイの労働者への分配率が低いことのいずれか、もしくはその両方を意味する。言うまでもなく、労働者の交渉力が弱いほど、労働者は不利な契約内容に甘んじざるを得ない。その際、労働者の交渉力には、統計的に観察可能な場合とそうでない場合の両方からなる、就業に関する能力や意欲も影響する可能性はある<sup>3)</sup>。

加えて、企業の交渉力が著しく強い場合、有期・無期の雇用契約の決定以前に、契約期間そのものを締結時に不明としたまま、企業の自由裁量によって運用する余地が生じる可能性もある。条件の書面明示が求められているにもかかわらず、期間不明が多数にのぼる事実、乏しい交渉力のため、雇用契約締結時に契約期間が事実上提示されない労働者が、少なからず存在することを物語る。

このうち、事実上の不提示には、法律で定められた契約期間の書面明示が一切なされない他、明示こそあるものの、説明が十分になされなかった結果、新規雇業者がその内容を認識するに至っていない状況も含まれる。厚生労働省『パートタイ

ム労働者総合実態調査』(2012) では、従業員5人以上の民営事業所のうち、88.6%が採用時にパートへの特定事項 (昇給・賞与・退職金) の有無を明示しているという。そこからは、明示こそあれ、労働者が十分に説明を受けていない状況も少なくないことが推察される。

契約時における期間不明は、就業後のいかなる処遇につながるのか。さらに期間不明は、いかなる個人や職場に発生しやすいのか。以下、これらを実証分析していく。

### Ⅲ データ

#### 1 「全国就業実態パネル調査」

本論の実証分析に用いるデータは、リクルートワークス研究所が2016年1月に実施した「全国就業実態パネル調査」である。対象は全国の15歳以上男女であり、事前登録されたモニターへのインターネット調査として行われた。第1回目となったその調査では4万9131人から有効回答を得た。現在、日本では多くのパネル調査が蓄積されているが、無業者を含め、従来のパネル調査より大規模の標本を確保した点に調査の特徴がある<sup>4)</sup>。

これまでインターネットモニター調査の回答には、一般に学歴、職業等への偏りが指摘されてきた (本多2006)。そこで調査では『労働力調査』による推計人口構成比に近づけるべく、回答者の分布を性別、年代、学歴、労働力人口・非労働力人口ごとにウェイトバックが行われた<sup>5)</sup>。

調査では、契約期間について、次のように設問されている。まず2015年12月時点で会社・団体等に雇われていた雇業者<sup>6)</sup>は、結ばれていた雇用契約について「有期雇用契約」「無期雇用契約」および「わからない」から1つを選択する。その上で、有期雇用契約と回答した雇業者には、1回当たりの契約年数が問われる。回答では「1カ月未満」「1カ月以上6カ月未満」「6カ月以上1年未満」「1年以上3年未満」「3年以上5年未満」「5年以上」「わからない」から1つが選ばれる。

以下ではこれらの設問を統合し、雇業者を、「無期雇用」「有期雇用1年以上」「有期雇用1年未満」

「期間不明」に4分類する。このうち分析の中心は「期間不明」であり、有期か、無期かの契約が「わからない」場合と、有期契約だが具体的な年数が「わからない」場合の両方から構成される。

## 2 契約期間の構成

表1は、契約期間の構成比を示したものである。雇用者全体のうち、無期雇用が58%、有期雇用が1年以上、1年未満ともに16%なのに対し、期間不明は10%を占める。2012年の『就業構造基本調査』では、役員を除く雇用者全体に占める契約期間が「わからない」割合は8%だったが、それに匹敵する不明割合となっている。

回答した雇用者の98%は学校を卒業しているが、学卒者に限定しても、期間不明は10%弱存在する。一方、在学中の雇用者では期間不明割合が36%に達する。生徒や学生などが通学の傍らにアルバイトで働いている場合、労働基準法が求めている労働条件の明示は多くで等閑な状態にあることが示唆される<sup>7)</sup>。

期間不明の割合が高いのは、勤め先の呼称として「正規の職員・従業員」以外（以下、「正社員以外」）が用いられている場合であり、期間不明の割合は19%に及ぶ。『就業構造基本調査』(2012年)でも正社員以外は16%が契約期間を「わからない」と回答しており、ほぼ合致した割合となっている。『就業構造基本調査』では、正社員のうち

4%が期間不明だったが、ここでも正社員の期間不明割合が5%と近い値を取った。

調査では、2015年12月時点で就業していた仕事について、平均的な1週間の総労働時間もたずねている。そこで法定労働時間を基準に週40時間以上と40時間未満に区分し、契約期間の構成を求めた。パートタイムやアルバイトなど短時間で働く正社員以外が多くを占める週40時間未満で、期間不明割合が18%と高くなっている。

「全国就業実態パネル調査」では、雇用保険の加入状況も調べている。選択肢には加入の有無に加え、ここでも加入状況は「わからない」が設けられた。その結果、雇用者の11%が雇用保険に加入しているかどうか「わからない」と回答している。期間不明の割合は雇用保険に未加入の場合も14%と高いが、それ以上に高いのが雇用保険への加入が不明の場合であり、34%に達する。加入不明と期間不明の多くが重なることは、曖昧で不明確な雇用契約が、社会保障や雇用安定などの多方面に及んでいる可能性を物語る。

## IV 期間不明が及ぼす影響

### 1 賃金関数の推定

在学中を除く学卒雇用者を対象に、期間不明が労働条件にもたらす影響を把握するため、まず賃

表1 雇用のあり方と契約期間 (単位：%)

	構成	無期雇用	有期雇用 (1年以上)	有期雇用 (1年未満)	期間不明
雇用者全体	100.0	57.7	15.7	16.3	10.3
学卒者	97.8	58.7	15.6	16.0	9.7
在学中	2.2	16.1	17.1	31.1	35.7
正規の職員・従業員	61.1	88.5	5.9	0.9	4.7
正社員以外	38.9	9.3	31.1	40.5	19.1
週40時間以上就業	62.4	75.7	9.9	8.5	5.9
週40時間未満就業	37.6	28.0	25.2	29.2	17.6
雇用保険加入	58.8	69.1	12.8	14.1	4.0
雇用保険未加入	30.2	42.0	22.2	21.7	14.1
雇用保険加入不明	11.0	39.9	13.2	13.3	33.6

注：2015年12月時点での有業者のうち役員以外の雇用者。期間不明は、有期雇用契約か無期雇用契約かが「わからない」と、有期雇用契約ではあるが、契約年数が「わからない」の両方を含む。構成比は、データに含まれるX998変数によりウェイトバックしている。

出所：リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査(2016年)」。以下もすべて同様。

金関数を推定した。被説明変数は時間当たり賃金の自然対数値である。時間当たり賃金は2015年12月の1週間の平均的な総労働時間を52倍した値に対する、2015年1年間を通じた主な仕事からの年収の比率とした。過去1年間の仕事を現在と同一とするため、対象は2014年以前に就職した雇用者に限定する。

説明変数は、性別、婚姻状況、6歳以下の第一子の有無、年齢区分、卒業歴、職場での呼称に関するダミー変数に、契約期間に関するダミー変数を加えて推定した。以下の分析では、雇用契約締結時点において、労使の交渉により「無期雇用」「有期雇用1年以上」「有期雇用1年未満」「期間不明」のいずれかとして、契約期間が設定されると考える。すなわち、賃金水準が就業後の勤務状況に応じて決定されるのに対し、契約期間の内容は、就業以前に定まった外生要因と見なせると仮定した上で分析する<sup>8)</sup>。推定方法はウェイト付き最小二乗法であり、その推定結果が表2である<sup>9)</sup>。

表2左側の学卒雇用者全体を対象とした推定からは、女性、独身、若年、低学歴層ほど賃金が有意に低くなるという、従来の賃金関数と同様の結果が観察される。職場の呼称についても、正社員はそれ以外よりも高い時間当たり賃金を得ていることが確認できる。

その上で特筆すべきは、契約期間が賃金にもたらす影響である。契約期間が1年以上の有期契約をリファレンスとすると、期間不明は統計的に有意に賃金が低くなっている。期間不明は1年以上の有期雇用と比べて、11.2%ポイント時間当たり賃金は低い。1年未満の有期契約も、推定値は有意にマイナスとなったが、絶対値は期間不明の場合のほう約3倍大きい。無期雇用と1年以上有期契約で有意な差がないことと合わせると、期間不明には突出して低い賃金しか支払われていないことが見て取れる。

期間不明の影響は、正社員以外に限っても観察される。表2の右側は、対象を正社員以外の学卒雇用者に限定した上で賃金関数を推定した結果である。正社員以外のなかでも、女性、若年、低学歴ほど賃金は有意に低い。推定には、雇用保険の加入状況も説明変数としてコントロールしたが、

未加入者ほど賃金は低かった。ただ、それにもまして、雇用保険への加入状況が不明な場合ほど賃金は有意に低い。

さらにこれらの状況を踏まえた上で、契約期間が不明な場合には、正社員以外の間でも、賃金は有意に低く、曖昧な雇用契約に置かれた正社員以外の雇用者ほど、相対的に低い賃金が支払われていることがわかる。ここでの分析からは、正社員以外の賃金状況の改善には、賃金が1割程度低い期間不明の解消が効果的であると示唆される。

## 2 能力開発の機会

期間不明が低賃金と直結する理由の一つとして、職場における能力開発の機会が確保されていない可能性が考えられる。

「全国就業実態パネル調査」では、2015年の仕事の実務を通じて、上司や先輩等から指導を受けた機会の有無と、新しい知識や技術を習得する機会の有無をたずねている。そこで指導と習得の機会の有無を各被説明変数に、契約期間がもたらす影響を推定した。推定は対象を勤続1年以上の正社員以外の学卒雇用者に限り、性別、結婚、子ども、年齢、卒業歴と、就業時間および契約期間を説明変数とするウェイト付きプロビット分析を行った<sup>10)</sup>。その結果が表3である。

表3左側の上司・先輩等からの指導有無をみると、労働者の個人属性と就業時間の違いをコントロールしても、契約期間が少なからず影響を与えている。1年以上の有期雇用と比べ、1年未満の有期雇用ほど上司や先輩等からの指導を受けている確率は有意に高い。仕事に不慣れなことも多い短期間就業者には、それだけ必要な指導が行われるのだろう。反対に無期雇用では、1年以上の有期雇用と比べると、指導を受けている確率は有意に低い。長期雇用も多い無期雇用者は、既に仕事に精通していることも多く、上司や先輩等からの指導は改めて必要としないのかもしれない。

問題は、ここでも期間不明である。期間不明の場合ほど、指導を受ける確率は、他に比べて有意に低い。限界効果からは有期雇用1年以上に対し、期間不明では指導のある割合が7.0%ポイント低くなっている。指導を受けていないことは、新し

表2 契約期間に着目した賃金関数の推定（学卒雇用者）

		学卒者全体		正社員以外学卒者	
		係数	標準誤差	係数	標準誤差
性別	女性	-0.2588	0.0105***	-0.1806	0.0199***
結婚	既婚	0.1085	0.0102***	0.0264	0.0184
子ども	6歳以下の長子あり	0.0161	0.0168	0.0062	0.0485
年齢区分	19歳以下	-0.3025	0.1233**	-0.2504	0.1774
	20-24歳	-0.1822	0.0275***	-0.0837	0.0496*
	25-29歳	-0.1086	0.0205***	-0.1245	0.0432***
	30-34歳	-0.0682	0.0172***	-0.0980	0.0377***
	40-44歳	0.0501	0.0163***	-0.0159	0.0310
	45-49歳	0.1196	0.0169***	0.0427	0.0309
	50-54歳	0.1788	0.0179***	0.0200	0.0319
	55-59歳	0.2173	0.0172***	0.0568	0.0302*
	60-64歳	0.1123	0.0203***	0.1109	0.0313***
	65-69歳	0.0615	0.0329*	0.0921	0.0438**
	70歳以上	0.1245	0.0436***	0.1809	0.0454***
卒業歴	小学・中学卒	-0.1779	0.0308***	-0.1363	0.0422***
	専修各種学校（専門学校）	0.0474	0.0141***	0.0726	0.0266***
	短期大学・高等工業専門学校	0.0529	0.0144***	0.0648	0.0211***
	大学	0.1625	0.0102***	0.1656	0.0185***
	大学院	0.3476	0.0242***	0.4180	0.0889***
呼称	正社員以外	-0.4976	0.0203***		
雇用保険	雇用保険未加入			-0.0898	0.0165***
	雇用保険加入不明			-0.1476	0.0323***
契約期間	無期雇用	-0.0025	0.0190	-0.0270	0.0315
	有期雇用1年未満	-0.0371	0.0166**	-0.0328	0.0170*
	期間不明	-0.1122	0.0228***	-0.1035	0.0251***
定数項		-1.8099	0.0244***	-2.2183	0.0324***
サンプル・サイズ		25,473		8,155	
決定係数		0.2339		0.0677	

注：被説明変数は時間当たり賃金の自然対数値。時間当たり賃金は、2015年12月の一週間の平均的な総労働時間を52倍した値に対する、2015年1年間の主な仕事からの年取として計算。対象は、現在の仕事に2014年以前に就職した学卒雇用者に限定。リファレンスグループは、男性（性別）、独身（結婚）、35-39歳（年齢区分）、高校卒（卒業歴）、正規の職員・従業員（呼称）、雇用保険加入（雇用保険）、有期雇用1年以上（契約期間）。推定では、X998変数をサンプリング・ウェイトとして用いた。\*\*\*、\*\*、\*は1、5、10%水準で有意であることを示す。推定方法は、ウェイト付き最小二乗法。標準誤差はrobust standard error。

い知識や技術を獲得する機会も遠ざける。表3右側の新しい知識や技術の獲得機会の規定要因をみても、期間不明はその確率を、有期雇用1年以上に比して、12.3%ポイント有意に低下させている。

指導機会や習得機会には、週40時間未満の労働時間であることも、抑制的な影響をもたらしていた。ただ、限界効果からは、期間不明の負の影響はそれ以上に甚大なものと言える。

### 3 仕事に対する主観的評価

「全国就業実態パネル調査」では、2015年1年間の仕事に対する自己評価もたずねている。これらの各設問に対し、「あてはまる」又は「どちらかといえばあてはまる」と答えた場合を1、それ以外を0とする被説明変数に関するウェイト付きプロビット推定を行った<sup>11)</sup>。対象はここでも勤続1年以上の正社員以外の学卒雇用者に限り、説明変数も表3に示した変数と同一とした。表4は、

表3 上司・先輩からの指導および新しい知識・技術の習得機会の規定要因（正社員以外学卒雇用者）

		上司・先輩からの指導あり		新しい知識や技術の習得機会あり	
		限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
性	女性	0.0619	0.0118***	0.0627	0.0152***
結婚	既婚	0.0093	0.0120	0.0393	0.0146***
子ども	6歳以下の長子あり	0.0098	0.0236	0.0193	0.0305
年齢区分	19歳以下	0.4817	0.1120***	0.4660	0.0626***
	20-24歳	0.2246	0.0326***	0.2689	0.0294***
	25-29歳	0.1072	0.0283***	0.1069	0.0305***
	30-34歳	0.0440	0.0234**	0.0572	0.0276**
	40-44歳	0.0027	0.0196	0.0062	0.0248
	45-49歳	-0.0006	0.0201	0.0085	0.0256
	50-54歳	-0.0210	0.0199	-0.0110	0.0263
	55-59歳	-0.0192	0.0189	0.0096	0.0248
	60-64歳	-0.0675	0.0178***	-0.0292	0.0258
	65-69歳	-0.0782	0.0225***	0.0021	0.0332
	70歳以上	-0.0629	0.0282**	-0.0060	0.0389
卒業歴	小学・中学卒	-0.0310	0.0268	-0.1026	0.0328***
	専修各種学校（専門学校）	0.0249	0.0163	0.0696	0.0194***
	短期大学・高等工業専門学校	0.0415	0.0151***	0.0918	0.0182***
	大学	0.0193	0.0122	0.0822	0.0147***
	大学院	0.0557	0.0397	0.1259	0.0452***
就業時間	週就業時間 40 時間未満	-0.0229	0.0111**	-0.0408	0.0138***
契約期間	無期雇用	-0.0476	0.0157***	-0.0163	0.0221
	有期雇用 1 年未満	0.0244	0.0114**	0.0230	0.0140*
	期間不明	-0.0699	0.0128***	-0.1229	0.0173***
サンプル・サイズ		8,280		8,280	
擬似決定係数		0.0412		0.0284	

注：指導に関する被説明変数は、2015年1年に仕事の実務を通じて、上司や先輩から指導を受けた場合に1、そうでない場合に0とする変数。新しい知識や技術の習得についても、1年を通じて、教育プログラム、上司・先輩からの指導、他者の仕事観察、マニュアルなどを通じて、新しい知識や技術を習得する機会があった場合に1、そうでない場合に0とする変数。対象は、現在の仕事に2014年以前に就職した正社員以外の学卒雇用者に限定。リファレンスグループは、男性（性別）、独身（結婚）、35-39歳（年齢区分）、高校卒（卒業歴）、週就業時間40時間以上（就業時間）、有期雇用1年以上（契約期間）。推定では、X998変数をサンプリング・ウェイトとして用いた。\*\*\*、\*\*、\*は1、5、10%水準で有意であることを示す。推定方法はウェイト付きプロビット推定。標準誤差はrobust standard error。

各主観的評価に対する契約期間の推定結果である。

表をみると、1年以上の有期雇用に比べて、無期雇用では、仕事への満足、職場の人間関係、仕事を通じた成長実感、職務経歴への満足、生き生きとした働きといった項目で適合度が有意に高くなっている。一方、1年未満の有期雇用は、1年以上有期に比して、いずれの主観的評価項目についても、該当する確率が有意に低い。

その上で、ここでも期間不明の影響は突出する。期間不明は、いずれの主観的評価に対しても影響は有意にマイナスである。限界効果の絶対値を比べると、期間不明は1年未満の有期雇用よりもす

べての評価で劣っている。

正社員以外の雇用者について、期間不明は、賃金や能力開発のみならず、仕事満足などの主観的評価も引き下げている。正社員以外の全般的な処遇の改善には、契約期間が不明な状況を解消し、無期雇用ならびに長期の有期雇用の拡大に向けた労働政策が重要と言える。

## V 期間不明の規定要因

ここまで正社員以外の学卒雇用者の間でも、期間不明ほど、不利な就業状況に置かれる傾向があ

表4 仕事に関する主観的評価（正社員以外学卒雇用者）

主観的評価項目	無期雇用		有期雇用1年未満		期間不明	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
仕事そのものに満足していた	0.0629	0.0222***	-0.0484	0.0140***	-0.0776	0.0178***
職場の人間関係に満足していた	0.0416	0.0225*	-0.0305	0.0141**	-0.0640	0.0180***
仕事を通じて「成長している」という実感を持っていた	0.0390	0.0204**	-0.0292	0.0119**	-0.0727	0.0143***
今後のキャリアの見通しが開けていた	0.0040	0.0126	-0.0221	0.0077***	-0.0356	0.0092***
これまでの職務経歴に満足していた	0.0604	0.0204***	-0.0216	0.0117*	-0.0518	0.0145***
生き生きと働くことができていた	0.0516	0.0218**	-0.0416	0.0136***	-0.0525	0.0173***

注：被説明変数は、該当する項目について「あてはまる」「どちらかといえばあてはまる」を1、「あてはまらない」「どちらかというあてはまらない」「どちらともいえない」を0とする変数。2015年1年間の仕事に関する評価であるため、2014年以前に現在の職場に就職した正社員以外の学卒雇用者に限定。推定はウェイト付きプロビット推定（x998をサンプリング・ウェイトに使用）。標準誤差はrobust standard error。説明変数には、表中の契約期間（リファレンスは有期雇用1年以上）以外は、表3と同一の変数をすべて含む。サンプルサイズは、いずれの推定も8280件。

ることを見てきた。では、期間不明に陥りやすいのは、どのような人々であり、いかなる職場環境なのだろうか。

### 1 雇用者属性

以下、期間不明を被説明変数として、その規定要因を明らかにしていく。

具体的には、正社員以外の学卒雇用者のうち、契約期間が不明である場合を1、それ以外を0とする変数を被説明変数としたウェイト付きプロビット推定を行う。まず雇用者の個人属性との関係を明らかにすべく、性別、結婚の有無、6歳以下の長子の有無、生計の主な担い手かどうか、年齢、卒業歴を説明変数に推定した。その結果が表5左側の推定(1)である<sup>12)</sup>。

推定結果からは、男性に比べて女性は期間不明になりやすい。独身だったり、生計の主な担い手でない場合も、契約期間が不明になることが多くなっている。6歳以下の長子がいる人々も、期間不明である確率は有意に高い。

年齢では、30代以上に比べて、10代後半や20代前半の若年層ほど、期間不明である場合が有意に多かった。卒業歴は、高校卒に比べ短大・高専卒、大学卒、大学院卒で期間不明になりにくい。

表5右側の推定(2)には、卒業歴に代わり、中学3年の学業成績に関する学年全体の中での自己相対評価を説明変数に加えた。真ん中あたりの成績に比べて、成績が「下のほう」だったと評価をしている人々ほど、期間不明である確率は有意に高い。一方、成績が「上のほう」「やや上のほう」

だったという人々ほど、期間不明になりにくい。

女性、若年、低学歴層などは、一般に労働市場で得られる賃金が相対的に低いとされる。交渉が決裂し、現在の仕事を辞めた場合、低賃金しか得られないことは、雇用契約を企業との間で取り決めようとする際の交渉力の低下につながる。幼児を抱え、仕事を他にみつめることが困難な場合も、雇い主に対する交渉力は弱くなる。ここでの結果は、企業に対する交渉力の乏しさが、契約期間が不明なまま働く状況を招きやすいという解釈と整合的である。

表5と表2の結果を総合すると、女性、若年、低学歴層が低賃金にある背景には、人的資本投資の乏しさという直接効果に加え、契約時の交渉不利からくる期間不明という間接効果の複合的な影響があることも示唆される。

対照的に、契約の明確化には、交渉のための知識や経験の蓄積、説得に向けた熱意などを労働者が有する必要もある。多くの教育による知識や、学校で良い成績を得てきた自信、長年の就業経験は、有利な条件を獲得しようとする労働者の交渉力を支える基盤となる。さらには、結婚して生計の主な担い手として支えるべき家族があるなど、働くことに強い責任を感じている人々ほど、期間不明のまま、不利な状況に置かれるのをよしとしないだろう。進学経験、学業優秀、年齢経験、既婚、世帯主といった状況が、期間不明の回避につながる理由も相対的に強い交渉力から解釈できる<sup>13)</sup>。

表5 期間不明の雇用者属性に関する推定（正社員以外学卒雇用者）

		推定(1)		推定(2)	
		限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
性	女性	0.0239	0.0099**	0.0311	0.0097***
結婚	既婚	-0.0533	0.0113***	-0.0508	0.0113***
子ども	6歳以下の長子あり	0.0400	0.0197**	0.0446	0.0199**
生計の担い手	自分自身	-0.0601	0.0102***	-0.0569	0.0102***
年齢区分	19歳以下	0.1401	0.0599***	0.1747	0.0612***
	20-24歳	0.0403	0.0190**	0.0538	0.0196***
	25-29歳	0.0127	0.0181	0.0175	0.0184
	30-34歳	-0.0406	0.0145***	-0.0408	0.0145***
	40-44歳	-0.0271	0.0142*	-0.0204	0.0146
	45-49歳	-0.0425	0.0141***	-0.0322	0.0146**
	50-54歳	-0.0795	0.0128***	-0.0720	0.0133***
	55-59歳	-0.0544	0.0136***	-0.0427	0.0142***
	60-64歳	-0.0787	0.0134***	-0.0649	0.0144***
	65-69歳	-0.0712	0.0179***	-0.0510	0.0199**
	70歳以上	-0.0486	0.0244*	-0.0151	0.0279
卒業歴	小学・中学卒	0.0807	0.0256***		
	専修各種学校（専門学校）	-0.0002	0.0118		
	短期大学・高等工業専門学校	-0.0307	0.0111***		
	大学	-0.0521	0.0087***		
	大学院	-0.0738	0.0222***		
中学3年成績	上のほう			-0.0440	0.0111***
	やや上のほう			-0.0347	0.0101***
	やや下のほう			0.0037	0.0119
	下のほう			0.0647	0.0177***
サンプル・サイズ		10,871		10,871	
擬似決定係数		0.0437		0.0432	

注：被説明変数は、契約期間が不明な場合に1、そうでない場合に0とする変数。リファレンスグループは、男性（性別）、独身（結婚）、自分以外（生計の担い手）、35-39歳（年齢区分）、高校卒（卒業歴）、真ん中あたり（中学3年成績）。推定では、X998変数をサンプリング・ウェイトとして用いた。\*\*\*, \*\*, \*は1, 5, 10%水準で有意であることを示す。推定方法はウェイト付きプロビット推定。標準誤差はrobust standard error。

## 2 企業規模と業種

ただし、雇用者が期間不明の状況に置かれやすいのは、労働者自身の交渉力の弱さのみ起因するわけではない。労働者が働く職場環境も、期間不明の生じやすさに影響を及ぼす。その一つが勤務先の企業規模である。

表6は、表5の推定(1)に用いた雇用者属性の説明変数に加え、勤め先の会社全体の企業規模区分をダミー変数としてプロビット推定したときの企業規模に関する結果である。小規模企業ほど、正社員以外の学卒雇用者が期間不明となる確率は有意に高い。限界効果からは、従業員1000人以上

の大企業と比べ、10人未満の小規模企業では、期間不明の確率は20%ポイント以上高くなっている。

従業員数が多い企業では、雇用管理の効率化のため、人事・労務専門の部署や体制を組織的に整備し、ルールに基づく雇用契約の設定と運用を行うことが合理的であろう。組織的な人的資源管理の結果として、大企業や官公庁などでは期間不明は生じにくいと考えられる。

反対に、従業員数が少ない小規模企業では、人事労務管理を組織的に行うためのセットアップコストは大きく、個別の労働者ごとに対応することが選択されやすい。人事・労務担当といった専門的な人員や部門を設けず、経営者の裁量によって

表6 企業規模と期間不明の関係(正社員以外学卒雇用者)

企業規模(会社全体)	期間不明	
	限界効果	標準誤差
4人以下	0.1529	0.0272***
5～9人	0.1381	0.0226***
10～19人	0.1337	0.0209***
20～29人	0.1005	0.0232***
30～49人	0.0361	0.0189**
100～299人	-0.0484	0.0130***
300～499人	-0.0602	0.0168***
500～999人	-0.0701	0.0151***
1000～1999人	-0.0812	0.0137***
2000～4999人	-0.0908	0.0139***
5000人以上	-0.0718	0.0123***
公務(官公庁)	-0.1036	0.0152***

注:被説明変数は、契約期間が不明な場合に1、そうでない場合に0とする変数。企業規模(2015年12月時点)のリファレンスは50～99人。説明変数には表中の企業規模ダミー変数の他、表5の推定(1)の全ての変数を含む。X998変数をサンプリング・ウェイトとして用いた。\*\*\*, \*\*, \*は1, 5, 10%水準で有意であることを示す。推定方法はウェイト付きプロビット推定。標準誤差はrobust standard error。

雇用者の評価や処遇を行うこともあろう。法知識が十分でない経営者では、契約期間の明確化の必要すら認識していないことも考えられる。雇用管理に関する意識が高い中小企業経営者であれば、社会保険労務士等に依頼し、対応することも考えられるが、かといってすべての経営者にそれだけの経済的余力があるわけでもないだろう。

期間不明をもたらしやすい職場環境は、企業規模だけにとどまらない。表5の推定(1)の個人属性に関する説明変数に、「全国就業実態パネル調査」が独自に設定した業種に関するダミー変数を説明変数に加え、正社員以外学卒雇用者に関する期間不明の規定要因をプロビット推定した。

紙幅の都合上、推定結果の詳細は省略するが、「コンビニエンスストア」や「理美容、エステ、クリーニング、浴場」が、期間不明である確率が高い最上位に挙げた<sup>14)</sup>。「その他の飲食料点小売業」「飲食店」などの業種も、期間不明の上位に位置する。これらの業種は、事業への参入コストが低い部類と言えるかもしれない。新規に開始された事業では、契約が曖昧なまま採用が行われる事態が少なからず生じている可能性もある。

期間不明の上位に位置する業種には「その他の飲食料点小売業」に加え、「その他の生活関連

サービス業」「その他の運輸業」「その他の電気機械器具製造業」「他に分類されないもの」「その他の事業サービス業」など、「他」の付く業種も多い。「他」は、新規参入の業種であることを含め、既存の業種に位置付けにくいことを意味する。これらの社会的認知が十分でない業種も、期間不明の温床となっているのかもしれない。

### 3 職場の質的特徴

「全国就業実態パネル調査」では、2015年に勤めていた職場の状況を考察するための質問も設けられている。そこで職場の質的特徴と期間不明との関係を考察した。

具体的には、説明変数として表5の推定(1)と企業規模ダミーに、質的特徴のあてはまりについてのダミー変数を個別に加え、勤続年数1年以上の正社員以外の学卒雇用者を対象に、それぞれに期間不明に関するウェイト付きプロビット推定を行った。推定結果のうち、職場状況に関する結果を示したのが表7である。

「処理しきれないほど仕事であふれていた」とかという問いに、「あてはまらない」または「どちらか」とあてはまらない」と回答している場合、期間が不明である確率は、リファレンスの「どちらともいえない」に比べ、統計的に有意に低い。その結果は、業務量が適切に管理されている職場ほど、契約期間も明確な傾向が強いことを物語る。

同様に、職場で差別やハラスメントを見聞きするような状況がない職場ほど、期間不明は生じにくくなっている。身体的な怪我や精神的な病気が頻繁に発生するような職場でない場合にも、期間不明は発生しにくい。これらの結果は、公正な雇用管理が契約期間の明確化に直結していることを意味する。

一方で、表7の予想外の結果として、労務管理が的確と言えない職場においてもまた期間不明が避けられている事実がある。差別やハラスメントを見聞きしたり、身体的な怪我や精神的な病気の頻繁な発生に「あてはまる」「どちらか」とあてはまる」と回答している場合も、「どちらともいえない」に比べ、不明確率は有意に低い。

その結果の解釈として、危機的な職場の状況が

表7 職場状況と期間不明の関係 (正社員以外学卒雇用者)

職場の状況 (説明変数)	あてはまる		どちらかというにあてはまる		どちらかというにあてはまらない		あてはまらない	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
処理しきれないほど仕事であふれていた	-0.0424	0.0275	-0.0656	0.0105***	-0.0325	0.0103***	-0.0189	0.0108*
性別・年齢・国籍・障がいの有無・雇用形態によって差別を受けた人を見開きしたことがあった	-0.0803	0.0179***	-0.0624	0.0152***	-0.0395	0.0115***	-0.0445	0.0115***
パワハラ・セクハラを受けたという話を見開きしたことがあった	-0.0570	0.0172***	-0.0506	0.0141***	-0.0273	0.0122**	-0.0388	0.0114***
労働者の利益を代表して交渉してくれる組織がある、あるいは、そのような手段が確保されていた	-0.0767	0.0170***	-0.0810	0.0122***	-0.0005	0.0126	-0.0039	0.0093
身体的な怪我を負う人が頻繁に発生していた	-0.1125	0.0231**	-0.0504	0.0192**	-0.0254	0.0131*	-0.0374	0.0126***
ストレスによって、精神的に病んでしまう人が頻繁に発生した	-0.0782	0.0196***	-0.0526	0.0139***	-0.0262	0.0119**	-0.0293	0.0111***

注：被説明変数は、契約期間が不明な場合に1、そうでない場合に0とする変数。各職場状況ともリファレンスは「どちらともいえない」。各推定の説明変数には表中の職場状況ダミー変数の他、表5の推定(1)の全ての変数と表6の企業規模ダミー変数を含む。対象は2014年以前に就職した正社員以外の学卒雇用者に限定。X998変数をサンプリング・ウェイトとして用いた。\*\*\*, \*\*, \*は1, 5, 10%水準で有意であることを示す。推定方法はウェイト付きプロビット推定。標準誤差はrobust standard error。サンプル・サイズは8280件。

労働者の自己防衛意識を高め、雇用契約の締結時点で、契約内容の明確化を求めた交渉を企業に対してより積極的に働きかけている可能性が考えられる。差別やハラスメントの犠牲や、心身の病気になる恐れを感じる場合、考えられる労働者の対応は二つある。一つは「退出」であり、もう一つは「発言」である (Hirschman 1970)。上記の結果は、危険を契約時に感じ取った労働者は発言効果を通じ、契約期間の明確化など、自分に危険が及ぶのを回避しようとすることを示唆している<sup>15)</sup>。

さらに発言を通じて契約期間の明確化が促進されることを支持する結果は、表7に別途含まれる。「労働者の利益を代表して交渉してくれる組織がある、あるいは、そのような手段が確保されていた」に対し「あてはまる」「どちらかというにあてはまる」と回答している場合、期間不明である確率は約8%ポイント有意に低い。労働者を代表する組織が、労働者の権利を守るため、契約期間を含む労働条件明示の徹底を使用者に要求する発言をしているのかもしれない。

交渉力を高めるべく労働組合や従業員代表の組織を確保・強化することは、期間不明による労働者の不利益を減じる上で有効な手立てとなることをこの結果は物語っている。

## VI 入職と離職

### 1 入職経路

「全国就業実態パネル調査」では、転職経験のある有業者に対し、現在の勤務先に至る入職経路をたずねている。そこで入職の際に最も影響力の大きかった経路について、期間不明に及ぼす影響をプロビット推定した。ここでも表5の推定(1)に用いた説明変数はすべてコントロールしている。推定結果から入職経路に関する結果を示したのが表8である。なお、入職経路の選択肢のいくつかは正社員採用を想定しているため、ここでは正社員を含んだ転職経験を有する学卒雇用者のサンプルを用いた。

入職経路のうち、民間人材紹介会社を通じて就職した場合ほど、期間不明の確率が最も低くなっている。人材派遣会社やハローワーク (公共職業安定所) を通じた就職でも、期間不明である確率は、有意に低い。

これらの経路に共通するのは、入職時の雇用契約締結に際し、仲介役を果たす人材が存在したことである。限界効果をみると、これらでは、会社に直接問い合わせた場合に比べ、2~6%程度、期間不明の確率を低下させている。求職者が求人企業に対して十分な交渉力を持たない場合でも、

表8 入職経路と期間不明の関係（学卒雇用者・転職経験あり）

入職経路（最も影響力が大きい経路）	期間不明	
	限界効果	標準誤差
家族や知人の紹介	-0.0107	0.0080
ハローワーク（公共職業安定所）	-0.0203	0.0076**
民間人材紹介会社	-0.0559	0.0094***
人材派遣会社	-0.0417	0.0082***
有料の求人情報誌	-0.0248	0.0142
無料の求人情報誌やタウン誌	0.0410	0.0130***
新聞の求人広告	0.0131	0.0152
折り込みチラシ	0.0022	0.0108
インターネットの転職情報サイト	0.0127	0.0104
SNS（ソーシャル・ネットワーキング・サービス）	0.0915	0.0448**
その他	-0.0193	0.0098

注：被説明変数は、契約期間が不明な場合に1、そうでない場合に0とする変数。入職経路のリファレンスは「会社に直接問い合わせ」。説明変数には表中の入職経路のダミー変数の他、表5の推定(1)の全ての変数を含む。X998変数をサンプリング・ウェイトとして用いた。\*\*\*, \*\*, \*は1, 5, 10%水準で有意であることを示す。推定方法はウェイト付きプロビット推定。標準誤差はrobust standard error。対象は転職経験者のため、「学校（学生課）の窓口や掲示板」が主な経路は除く。サンプル・サイズは1万9264件。

雇用の専門知識を有する仲介者がいれば、労働者に代わり契約の明確化を企業に求めることもある。

一方、無料の求人情報誌やタウン誌などを通じた採用では、期間不明確率は有意に高い。そこでは、就職を希望する労働者本人と人材を募集する企業の直接交渉で採用は決まる。求職者ならびに求人企業が労働法に関する知識に乏しいと、雇用契約が曖昧だったり、ときには雇用契約が締結すらされないまま採用されているのが実情だろう。

SNS（ソーシャル・ネットワーキング・サービス）を用いた採用の場合も、期間不明である確率は高い。SNSによる採用にもハローワークや人材紹介会社のような仲介者が労働者の交渉力を個別に直接補完する仕組みは、現在は必ずしも整備されていないと言える。今後、ビッグデータを用いた人工知能による就職のマッチングサービス等が普及した場合、専門人材を介さない採用が増えていく可能性はある。その過程で不明瞭なままの雇用契約の締結が広がらないよう、労働市場全体のチェック体制の整備も検討されるべきだろう。

## 2 転職希望と就職活動

労働条件が望ましくないと感じられた場合、労働者は、状況の改善を求めて発言を強める以外に、より良い条件の職場を求めて転職するという退出

の選択も予想される。

表9左側は、正社員以外の学卒雇用者に関する転職希望の規定要因をプロビット推定した結果である。男性や独身の他、6歳以下の長子がいる場合ほど、転職希望が有意に強い。年齢は20代で転職希望が多い一方で、50代以上では転職希望は少ない。大学院を卒業して正社員以外に就いている人も転職を希望する意識は強い。

契約期間では、1年未満の有期雇用者ほど、転職を希望する意識は強いことがわかる。短期の雇用契約者ほど、契約終了後の新たな仕事を求めて転職の実現を強く希望していることは想像に難くない。一方、予想に反し、期間不明な人々ほど転職希望が強いとは言えない。1年以上の有期や無期の雇用と比べ、期間不明の転職希望に有意な違いはない。

表9右側は、転職希望に代わって、実際に就職活動をしていると回答する確率の規定要因をプロビット推定した結果である。就職活動についても、契約期間に関する結果は同様であり、期間が不明な人々ほど転職活動に積極的であるという証拠は見られない。

これらの結果の解釈として、期間不明には長期にわたる雇用の可能性が排除されていないと捉える労働者が少なからず存在するのかもしれない。

表9 転職希望および就職活動の規定要因（正社員以外学卒雇用者）

		転職希望あり		就職活動あり	
		限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
性	女性	-0.0969	0.0144***	-0.0347	0.0069***
結婚	既婚	-0.1199	0.0137***	-0.0431	0.0074***
子ども	6歳以下の長子あり	0.0703	0.0255***	-0.0074	0.0115
生計の担い手	自分自身	0.0249	0.0141*	0.0036	0.0064
年齢区分	19歳以下	0.0394	0.0710	0.0402	0.0383
	20-24歳	0.0730	0.0261***	0.0224	0.0128*
	25-29歳	0.0668	0.0260***	0.0100	0.0121
	30-34歳	0.0320	0.0241	0.0036	0.0109
	40-44歳	0.0362	0.0220*	-0.0099	0.0093
	45-49歳	-0.0109	0.0225	-0.0021	0.0103
	50-54歳	-0.0933	0.0223***	-0.0207	0.0093**
	55-59歳	-0.2035	0.0193***	-0.0468	0.0072***
	60-64歳	-0.3105	0.0171***	-0.0627	0.0063***
	65-69歳	-0.3769	0.0176***	-0.0700	0.0064***
	70歳以上	-0.4383	0.0142***	-0.0850	0.0044***
卒業歴	小学・中学卒	-0.0099	0.0309	-0.0096	0.0133
	専修各種学校（専門学校）	0.0003	0.0159	0.0042	0.0080
	短期大学・高等工業専門学校	0.0010	0.0159	-0.0051	0.0076
	大学	0.0152	0.0134	0.0154	0.0068**
	大学院	0.1030	0.0413**	0.0381	0.0232*
契約期間	無期雇用	-0.0257	0.0195	0.0034	0.0103
	有期雇用1年未満	0.0684	0.0130***	0.0365	0.0066***
	期間不明	-0.0063	0.0162	0.0030	0.0081
サンプル・サイズ		10,871		10,871	
擬似決定係数		0.1427		0.0889	

注：転職希望に関する被説明変数は、現在転職をしたいと考えている場合に1、そうでない場合に0とする変数。転職活動についても、現在転職活動をしている場合に1、そうでない場合に0とする変数。リファレンスグループは、男性（性別）、独身（結婚）、自分以外（生計の担い手）、35-39歳（年齢区分）、高校卒（卒業歴）、有期雇用1年以上（契約期間）。推定では、X998変数をサンプリング・ウェイトとして用いた。\*\*\*, \*\*, \*は1, 5, 10%水準で有意であることを示す。推定方法はウェイト付きプロビット推定。標準誤差はrobust standard error。

明示こそされていないものの、状況次第での長期雇用を期待する労働者も期間不明には含まれる可能性がある。

IVでみた期間不明の低賃金も、長期にわたる雇用の可能性を補償するための代償として、労働者が受け入れている結果とも考えられる。企業も、長期雇用の期待を抱くことを促すよう、期間不明の労働者の定着意識を巧みに誘導しているのかもしれない。

## Ⅶ 異なる解釈の可能性

ここまでの分析では、契約期間は、就業直前の

雇用契約の締結時点において当事者間の交渉により決定されると想定した。その上で、労働者の交渉力が乏しい場合、使用者は雇用契約締結時に契約期間を事実上提示せず、それによる期間不明が就業後の状況を規定すると解釈してきた。ただ、このような期間不明の設定に対しては、異なる解釈も考えられる。

### 1 労働者の認識・記憶不足

異なる解釈の一つは、使用者は契約時に契約期間を明確に説明したにもかかわらず、労働者が契約内容の記憶を失った結果、期間が「わからない」と調査に回答したというものである。加えて、職

務遂行の能力や就業意欲が高くない人々ほど契約内容を忘れてたり、考慮しないという傾向が存在するならば、期間不明は、統計上観察されない労働者の質的特性を直接反映することに留意が求められる。その場合、期間不明が低賃金、能力開発機会の欠如、仕事の主観的評価の低さに結びつくとしても、原因は、使用者の当初説明の欠如や不徹底ではなく、あくまで労働者の乏しい認識力・記憶力と関連する意欲や能力の不足によるものと解釈される。

ただし、労働者の意欲や能力という「(観察し得ない) 第三の変数」が期間不明ならびに賃金などとの程度連関するかを厳密に評価するのに、現在のデータのみでは限界があり、今後の個人追跡データの蓄積を待つ必要がある。使用者からの条件明示を受けて自らの契約期間を当初認識していた人々が後に「わからない」と回答する度合いは、将来のパネル調査によって把握できる。

パネル調査を今後考察した結果、契約期間を当初認識していたものの、その後不明となるケースが多数存在するならば、契約時からの期間不明という想定は見直す必要がある。反対に期間が「わからない」と回答していた人々のうち、後に契約期間が明確となり、賃金などを改善する状況も見られれば、そこから期間明示を可能にするための方策とその効果も推察できる。これらの考察は追跡調査のデータが利用可能となった段階で行う予定である。

その上で、労働者の認識・記憶不足に関連する暫定的な考察として、ここでは勤続年数に着目する。雇用契約の締結時点では、使用者側から契約期間を含む労働条件の提示が十分になされ、雇用者もその内容を当初は明確に認識していたとしよう。だとすれば、契約直後の短期勤続層ほど、期間不明の割合は相対的に小さいはずである。

そこで、正社員以外の学卒雇用者を勤続1年未満に限定し、期間不明の割合を求めたところ、その割合は22.2%となった。正社員以外学卒雇用者全体における期間不明割合は18.1%であり、勤続1年未満の割合は全体とほぼ同水準もしくは若干高くなっている。同様に、勤続1年目および2～3年目の不明割合は21.1%と18.4%となり、こち

らも全体に比べて著しく低いとは言えない。

さらに、意欲や能力に関する第三の変数の近似として、表5に示された中学時における学業成績の自己評価に関する変数を表2の賃金関数に説明変数として追加し、別途推計を試みた。その結果、意欲や能力に関する代理変数を新たに制御した上でも、期間不明ほど賃金が有意に低いという事実には、一切変更は生じなかった。

以上から考える限り、就業時には説明を受けて契約期間を認識していたものの、その後「忘れた」という想定、ならびに期間不明は雇用者の意欲や能力が低いことを示すにすぎないという解釈は、現時点では当てはまらないように思われる。ただ、この点を含め、観察し得ない労働者の属性の影響は、パネルデータの活用によって今後詳細に検証すべき課題である。

## 2 労使間での暗黙の合意

期間不明に関するもう一つの解釈として、雇用者自身が曖昧な雇用契約と知りつつ暗黙のうちに合意していることも考えられる。期間不明は、言い換えれば、契約年数が具体的に定められていないことも意味する。職場への定着を望む雇用者には、VIで言及した通り、状況次第で長期勤続も排除されないためかえって望ましいと解釈する余地が期間不明には残る。

実際、この解釈に通ずる経済理論も存在する。1970年代に注目を集め、契約理論発展の萌芽ともなった「暗黙の契約」理論である。暗黙の契約理論は、企業と労働者でリスク選好に違いがある場合、硬直的な低賃金と安定的な雇用に関する労使の合意が暗黙の契約として結ばれ得ることを指摘した(Azariadis 1975等)。暗黙の契約は、書面のかたちこそ取らなくても、賃金や雇用に関する何らかの妥結が労使間で生じる可能性を示唆する。事実、期間不明の人々ほど低賃金にあることや、それでも離職の意思が強くないことは、暗黙の契約による想定と矛盾しない<sup>16)</sup>。

期間不明の雇用者と使用者の間に、暗黙の合意が存在するか否かを判断する手がかりは定着可能性に求められる。景気の悪化に直面した場合、有期雇用者には、雇用契約期間の満了による雇用調

整が行われることもある。それに対し、リスク回避度が高い労働者は景気変動に対しても雇用の継続を強く望む。低賃金の代わりに安定的な雇用が暗黙裡に合意されているならば、景気悪化に際しても、雇用の継続される傾向が期間不明には観察されるかもしれない。

この仮説の妥当性も、同じくデータの蓄積によって今後評価されることになる。期間不明だった人々ほど、有期雇用と比べ、同一企業への残存確率が高ければ、上記の暗黙の契約と整合的である。その推定は、パネルデータによる個人状況の追跡を通じて可能となる。

それでも、長期雇用の合意に関する仮説について、ここでも暫定的な推察は行い得る。期間不明ほど、暗黙の合意に基づき、雇用が保蔵されるならば、過去のショックに対しても雇用調整は回避されており、長期勤続のウェイトも高いはずである。実際そのような状況が観察されるかを確認するため、正社員以外の学卒雇用者について、契約期間別に同一企業への勤続年数構成比を求めたのが下の図である。

勤続年数が1年未満の割合は、1年未満の有期雇用において32.1%と高いのに対し、無期雇用で

は18.1%と低く、1年以上の有期雇用では7.2%とさらに低くなっている。正社員以外でも、無期雇用や1年以上の有期雇用では、短期の離職は相対的に回避されている。

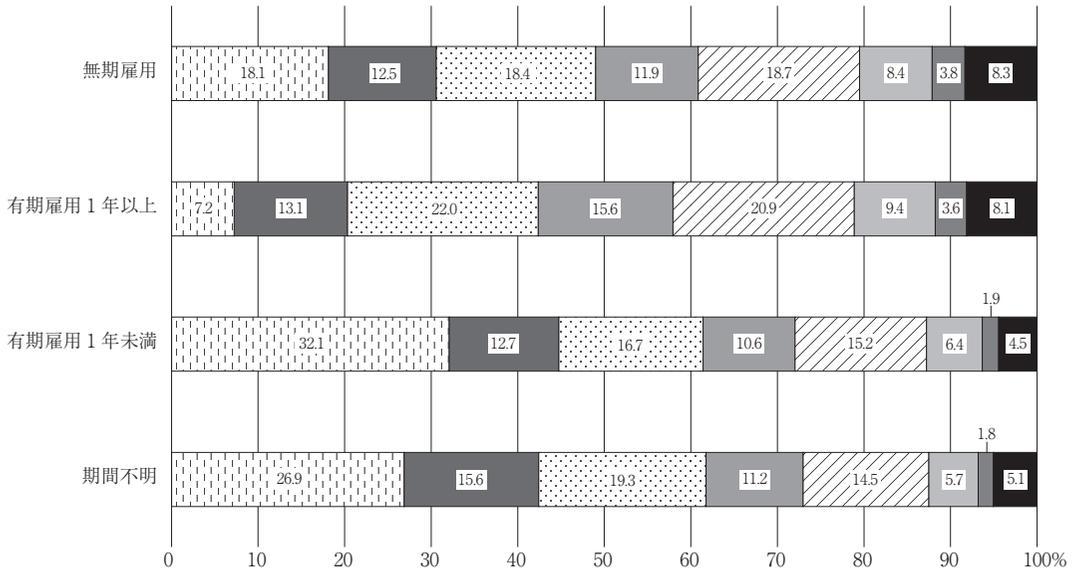
一方、期間不明では、勤続年数1年未満が26.9%と、1年未満の有期雇用者に次いで高い。勤続1年目の割合は、期間不明が15.6%と、最も高くなっている。勤続年数3年以内の割合は、無期と1年以上有期は半数以下なのに対し、1年未満有期と期間不明は6割を超える。

期間不明の長期雇用のウェイトは、1年未満有期とせいぜい同程度であり、1年以上有期および無期に比して高くない。その結果からは、期間不明が事実上の長期雇用への暗黙の合意となっているとは考えにくい<sup>17)</sup>。いずれにせよ、この点についても、パネルデータによる検証によって最終的に判断されるべきであろう。

## VIII むすび

本論文はリクルートワークス研究所が2016年より開始した「全国就業実態パネル調査」の初年次データを用いて、雇用契約期間不明による影響

図 契約期間別勤続年数構成比 (正社員以外学卒雇用者)



■ 1年未満 ■ 1年目 ■ 2～3年 ■ 4～5年 ■ 6～10年 ■ 11～15年 ■ 16～19年 ■ 20年以上

注：四捨五入の為、総和は100とならない。

出所：総務省統計局『就業構造基本調査』（2012年）を特別集計。

とその背景を考察した。

『就業構造基本調査』（2012年）と同様、契約期間が不明である雇用者は、約1割にのぼり、正社員以外に限ると約2割にまで増大する。期間不明の正社員以外学卒雇用者は、賃金が低い他、能力開発の機会も乏しく、仕事の満足度や達成感などは得にくい状況にある。期間不明には、女性、独身、若年の他、低学歴層や学業成績の低い雇用者ほど陥りやすい。ただし期間不明は労働者個人にすべて起因するのではなく、経営者の裁量の余地も大きい小企業や、事業への参入が頻繁な業種で生じ易くなっていた。

安定的な雇用機会には、法規範も明確で客観的な契約期間に基づく政策の展開が望まれる。ここでは無期雇用の拡大や有期雇用の長期化を促す政策が求められる。それには、すべての労働者が自らの契約期間を明確に認識することが大前提である。本論の最大の政策含意とは、契約期間が不明な雇用者が存在する状況を解消していく必要性に他ならない。

期間不明が多く存在する事実は、契約時における契約期間を含む労働条件の明示という法規範が事実上徹底されていないことを示唆する。そこでは使用者による労働条件の明示が一切なされていないか、明示こそあるものの、労働者の認識や納得につながっていない状況が生じている。期間不明の解消には、使用者責任に関する啓発ならびに労働監督の強化などを通じた法遵守の徹底が不可欠である。

さらに、雇用契約締結時点での労働条件の明示状況が違反か否かについては、個別の案件ごとに行政当局が事後的に判断するのでなく、当事者の使用者と労働者が事前に判断できるよう、妥当性に関するより明瞭なガイドラインを作成すべきだろう。加えて将来、労働条件の明示が厳守化された場合、使用者は雇用契約から個人事業主との事業契約に切り替える動きの強まりも予想される。個人事業主が結ぶ事業契約期間に関する法整備も、併行して検討が求められる。

現在、正規雇用以外の労働者の待遇改善が課題として取り上げられている。だとすれば、まずもって展開すべきは、正規雇用以外のなかでも、特に

劣位に置かれる期間不明の人々への重点的方策である。労働に関する知識や経験が十分でないことから不利な交渉に晒される人々には、雇用契約で満たされるべき条件に関するわかりやすい情報提供や、法や制度に関する学習機会が求められる。新規参入の事業主や小規模企業の経営者には、専門知識を有する雇用管理責任者の設置を促す方策なども検討に値する。

加えて期間不明の解消には、労働者を孤立させないことも必要となる。労働組合など、労働者の利益を代表して企業と交渉する組織や体制の整備の他、転職に際し専門的な見地から支援を行う仲介人材の存在は、契約期間の明確化に効果的である。労働問題の解決に向けた交渉力を有するリーダーや専門的知識を持つ仲介役となるコーディネーターの育成を、政府、企業、組合、地域、大学などとの連携のもとに進めるのも一案だろう。

不安定雇用に対処する政策の深化に向け、契約期間を軸とした考察を充実させることが求められる。契約期間の情報が整備された政府統計を用いた検証や、「全国就業実態パネル調査」などの活用による新事実の発見が期待される。

\*本論の作成に際しては、2名の匿名レフェリー、編集委員会、ならびに大湾秀雄、川口大司、神林龍、近藤絢子、マルクス・ヘッケル、宮本弘暁の各氏からコメントをいただいた。「全国就業実態パネル調査」の利用にあたっては、リクルートワークス研究所、なかでも萩原牧子、戸田淳仁、久米功一、孫垂文の各氏よりサポートいただいた。本研究は、科学研究費補助金・挑戦的萌芽研究16K13368「雇用契約期間」を軸とした不安定雇用研究の再構築」（研究代表者・玄田有史）の助成を受けている。なお、本文中の雇用契約期間が不明な人々は意欲や能力が不足している可能性があるといった一般には差別的とも受け取られかねない解釈と表現は、掲載の条件としてレフェリー及び編集委員会から記述を要求されたためであり、筆者自身の見解とは異なる。

- 1) 2014年改正では、大学や研究開発法人の教員、有期プロジェクトに就く高度専門職、定年後に継続雇用される高齢者等には転換までの期間を、10年に変更する特例も設けられた。
- 2) 玄田（2008）では、非正規雇用の多くは、外部労働市場で単純労働に終始する不安定雇用のイメージと異なり、内部労働市場下位層の労働者像に合致することを指摘した。
- 3) ただし企業から特に能力・意欲が低いと評価された労働者は、そもそも採用に至らないとも考えられる。
- 4) パネル調査の回収数は「消費生活に関するパネル調査」（家計経済研究所）が約2100件、「慶応義塾家計パネル調査（KHPS）」「日本家計パネル調査（JHPS）」は約4000件、「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査（JLPS）」（東京大学社会科学研究所）の若年パネル調査が約3400件、社

年パネル調査が約 1400 件である。

- 5) データではいくつかのウェイトバック変数が準備されているが、以下では、労働力調査の雇用者分布との乖離が小さい X998 によってウェイト付けした。
- 6) 雇用者に会社などの役員は含まれない。
- 7) プリントン (2008) も日本の高校生のアルバイトの実態を、労働条件が不適切な職場で働く「影の世界」(プリントン: 183) と指摘している。
- 8) 以下の能力開発の機会や仕事内容の主観的評価についても、それらは就業後に労働者によって判断されるのに対し、契約期間は契約締結時点で既に決定されている先決外生要因と仮定した。この仮定の妥当性についてはⅧ節で検討する。
- 9) Solon, Haider, and Wooldridge (2015) では因果関係の推定にウェイトを用いる理由として、(1) 不均一分散の是正、(2) 同時性の修正、(3) モデル化されない異質性効果の識別を挙げ、目的に合致したウェイトの採用が必要と指摘する。本論ではウェイトバック変数 (X998) を用いて推定を行うが、ウェイトを用いない場合も主たる結果に変更はない。
- 10) 推定に用いる正社員以外の学卒雇用者に関する変数の構成比は「全国就業実態パネル調査」から確認できる。
- 11) それ以外は「あてはまらない」「どちらかといえばあてはまらない」「どちらともいえない」。
- 12) なお、従来の区分を踏まえて、「常雇 (無期雇用 + 有期雇用 1 年以上)」「臨時・日雇 (有期雇用 1 年未満)」「期間不明」の 3 カテゴリーの規定要因に関する多項ロジット分析も行った。その結果、期間不明の規定要因は、表 5 の結論と異ならないことを確認している。
- 13) 表 5 の説明変数に、勤め先での呼称に関するダミー変数を加えたところ「パート・アルバイト」および「その他」で期間不明確率は高くなっていった。期間不明の解消には、パート、アルバイトへの取り組みが重要な他、特定の呼称を有しない正社員以外への目配りも欠かせない。
- 14) 推定結果の詳細については、玄田 (2016) を参照されたい。
- 15) このような解釈に対して、期間不明の正社員以外は、職場への精通がそもそも困難であり、ハラスメントなどの実態を認識し得ないという指摘もあり得る。そこで職場情報を相対的に豊富に有するであろう正社員を対象に、表 7 と同様の推定を試みた。業務多忙、差別、ハラスメント、心身のケガ・病気が頻繁する職場ほど期間不明は生じにくい結果は正社員も同様だった。
- 16) さらに、企業との契約に強くコミットメントすることを望まず、柔軟な働き方を志向する雇用者ほど、あえて契約期間を明確にしないことを自ら選択しているという解釈もあり得る。期間不明の低賃金も柔軟な働き方への補償とすれば、それは経済学における均等化差異にたどり着く。ただし均等化差異が成立する場合、就業内容や賃金が異なっても全体的な効用には顕著な違いは生じないはずであり、そのことは仕事内容に関する主観評価は、期間不明の人々が著しく低いという表 4 の結果とは合致しない。
- 17) 「全国就業実態パネル調査」には、雇用契約のこれまでの更新回数についての設問も含まれる。期間不明のうち「更新をする習慣がない」が 41.6% (学卒正社員以外全体 17.1%)、「わからない」が 39.0% (同 10.0%) を占め、更新可能性も

少なからず曖昧な状況に置かれている。

#### 参考文献

- 阿部正浩 (2010) 「非正規雇用増加の背景とその政策対応」樋口美雄編『労働市場と所得分配』第 13 章、慶應義塾大学出版会。
- 有田伸 (2016) 『就業機会と報酬格差の社会学——非正規雇用・社会階層の日韓比較』東京大学出版会。
- 玄田有史 (2008) 「内部労働市場下位層としての非正規」『経済研究』59 巻、pp.340-356。
- (2016) 『雇用契約期間不明に関する考察——全国就業実態パネル調査を用いて』Works Discussion Paper No.12, リクルートワークス研究所。
- 厚生労働省 (2012) 『パートタイム労働者総合実態調査』。
- 佐藤博樹 (2015) 「改正パートタイム労働法と企業の人材活用の課題」『ジュリスト』1476 号、pp.37-41。
- プリントン、メアリー・C. (2008) 『失われた場を探して——ロストジェネレーションの社会学』池村千秋訳、NTT 出版。
- 本多則恵 (2006) 「インターネット調査・モニター調査の特質——モニター型インターネット調査を活用するための課題」『日本労働研究雑誌』551、pp.32-41。
- Azariadis, Costas (1975) "Implicit Contracts and Underemployment Equilibria," *Journal of Political Economy*, 83, 6, 1183-1202.
- Becker Gary (1993) *Human Capital*, Third edition, Chicago: The University of Chicago Press.
- Hirschman, Albert O. (1970) *Exit, Voice, and Loyalty: Response to Decline in Firms, Organizations, and States*, Cambridge: Harvard University Press (A.O.ハーシュマン (2005) 『離脱・発言・忠誠——企業・組織・国家における衰退への反応』矢野修一訳、ミネルヴァ書房)。
- Layard, Richard, Stephen Nickell, and Richard Jackman (1991) *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labor Market*, Oxford: Oxford University Press.
- Lindbeck, Assar and Dennis Snower (1986) "Wage Setting, Unemployment, and Insider-Outsider Relations," *American Economic Review*, 76, 2, 235-239.
- Malcomson, James M. (1999) "Individual Employment Contracts" in *Handbook of Labor Economics* 3B, edited by Orley C. Ashenfelter and David Card, 2291-2372.
- Mortensen, Dale T. and Christopher A. Pissarides (1994) "Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment," *Review of Economic Studies*, 61, 3, 397-415.
- Solon, Gary, Steven J. Haider, and Jeffrey M. Wooldridge (2015) "What Are We Weighting For?" *Journal of Human Resources*, 50, 2, 301-316.

(投稿受付 2016 年 6 月 3 日、採択決定 2016 年 12 月 9 日)

げんだ・ゆうじ 東京大学社会科学研究所教授。最近の主な著書に『危機と雇用』(岩波書店、2015 年)。労働経済学専攻。