



日本における仕事の安定性と雇用区分の関係—認識と現実

李, 慧慧
田中, 喜行
勇上, 和史

(Citation)

国民経済雑誌, 227(1):65-81

(Issue Date)

2023-01-10

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/0100478265>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/0100478265>



国民経済雑誌

日本における仕事の安定性と
雇用区分の関係-認識と現実

李		慧	慧
田	中	喜	行
勇	上	和	史

国民経済雑誌 第227巻 第1号 抜刷

2023年1月

神戸大学経済経営学会

日本における仕事の安定性と 雇用区分の関係-認識と現実

李 慧 慧^a
田 中 喜 行^b
勇 上 和 史^c

本稿では、1年以内の失業可能性という主観的な失業リスクと、1年以内の会社都合離職率という客観的な失業リスクに焦点をあて、労働時間や契約期間、雇用形態という複数の雇用区分に基づく仕事の安定性（job security）の差異を明らかにした。その結果、主観的な失業リスクは、呼称による非正規と正規という雇用形態に比べて、有期と無期という契約期間による差異が大きかったものが、近年のデータでは、雇用形態による差異が顕著であることが示された。客観的な失業リスクもまた、近年のデータでは、契約期間よりは雇用形態による差異が明確であることが確認された。こうした変化の背後には、マクロの労働市場の状況や労働法制の変化の影響が示唆される。一方で、呼称による雇用形態における仕事の安定性の明確な差異は、日本において、企業の雇用管理上の区分が、事実上の契約関係を内包していると解釈された。

キーワード 仕事の安定性、失業リスク、雇用区分、有期労働契約、
非正規の職員・従業員

1 はじめに

本稿は、日本における労働者の仕事の安定性（job security）に焦点を当て、1年以内の主観的な失業リスクや実際の失職確率と、労働法上あるいは雇用管理上の雇用区分との間のシステマティックな関係の有無を明らかにすることを目的とする。

戦後の先進諸国の労働市場では、企業と労働者の長期的かつ継続的な雇用関係が普及していることが繰り返し確認されてきた。具体的に、勤続20年以上の労働者の割合は、最も低いアメリカにおいても1/4を占めており、日本や西ヨーロッパ諸国ではより高い割合に上っ

a 神戸大学大学院経済学研究科, li@econ.kobe-u.ac.jp

b 神戸大学大学院経済学研究科, yoshi.tanaka@econ.kobe-u.ac.jp

c 神戸大学大学院経済学研究科, yugami@econ.kobe-u.ac.jp

ていた (Hall 1982, Burgess 1999, Farber 1999)。しかしながら、こうした長期雇用は時代を経るにしたがって衰退傾向にある。日米の研究によれば、労働者の勤続年数は最近の世代ほど短くなっている (Farber 2010, Kawaguchi and Ueno 2013)。

労働市場の流動化は、労働力の再配分が経済全体の生産性を高めるという観点から支持される (Foster et al. 2002, Bartelsman et al. 2004)。その反面、労働市場の流動化は、企業特殊のスキルの人的資本投資を行う企業にとって、将来の投資の回収が難しくなるという問題を孕んでいる。さらに労働者にとって、仕事の安定性は、生活の安定の重要な条件になっているという側面がある。労働者が失職 (job loss) すると、長きにわたって収入の減少に直面する。その傾向は、労働市場の流動性が低い日本はもとより (Bognanno and Kambayashi 2013, 佐藤 2015)、流動性が高いアメリカにおいても明確に観察される (Jacobson et al. 1993, Farber 2011)。さらに、失職の経験は、労働者の健康や寿命に負の影響を与える (Sullivan and Von Wachter 2009, Eliason and Storrie 2009, Browning and Heinesen 2012)。長期雇用の衰退により、労働者が望まない離職が増加すれば、労働者の生活や健康が直接的に脅かされる可能性がある。

加えて、労働市場の流動化がもたらす負の影響は失職経験に留まらない。各国の労働者調査の結果によれば、仕事を持つ雇用者にとっては、現在の仕事が安定的 (secure job) だと感じられるかどうかが重要な仕事特性となっている (OECD 1997, Clark 2001, 奥西 2008)。そして、現在の仕事に関する失業のおそれや雇用不安が高まると、職務満足度 (Origo and Pagani 2009, Artz and Kaya 2014) や、身体的・精神的健康 (Caroli and Godard 2016, Cottini and Ghinetti 2018, Inoue et al. 2018) といった労働者の well-being が低下する。¹⁾ 広範な労働者の well-being の観点からは、現在の仕事の安定性そのものに注目する必要がある。

従来、労働者の失業リスクは、労働契約の性質に基づいて理解されてきた。即ち、契約の期限がある有期労働契約 (fixed-term contract) は、企業が景気変動のバッファーとして需要する側面があり (Garibaldi 2006)、期間満了時の雇い止めのリスクが高い。その一方、無期労働契約 (permanent contract) は、期限の定めがなく、また一部の欧州諸国や日本では、使用者による労働契約の一方的な解約 (解雇) に係る手続きが厳格に定められている。そのため、理論的には、雇用保護法制が厳格なほど無期雇用の解雇リスクは低い。特に欧州諸国では、企業と労働者の労働契約の継続・解消が契約期間の区分に依存しており、企業内訓練や賃金格差もまた、有期・無期の雇用区分の格差として議論されている。

翻って日本では、正規の職員・従業員と非正規の職員・従業員という、職場における呼称上の雇用形態間の処遇格差に焦点が当てられてきた。その結果、賃金や企業主導の職場外訓練 (off-JT) の受講経験などは、有期・無期という契約期間による区分や、フルタイム・パートタイムという労働時間による区分ではなく、正規・非正規という呼称による雇用形態の区

分に基づく格差が大きいことが示されている（川口・神林・原 2015, 小前・玄田 2020）。このことは、日本においては、労働法制上の雇用区分と企業の人事管理や雇用慣行上の雇用区分が一意に対応していないことを示唆する（佐野・勇上 2016）。しかしながら、現職の仕事の安定性と様々な雇用区分の関係は明らかにされていない。

本稿では、日本の雇用者の仕事の安定性に関する認識や経験が、いかなる雇用区分と関係しているのかを検証する。具体的には、現職の仕事の（不）安定性の指標として、1年以内の失業リスクに関する労働者の認識と、1年以内の契約期間満了による雇止めや会社都合による離職率を用いる。そして、これらの主観的および客観的な安定性の指標について、労働法制に対応する雇用区分、ならびに呼称の正規・非正規という雇用管理上の雇用区分によるシステムティックな格差の有無を検証する。これにより、日本における正規・非正規間の格差の要因を理解するための追加的な証拠を得ることを目的とする。

本稿の構成は次の通りである。2では、仕事の安定性の指標に関する従来の議論を整理する。3では、データと分析方法を説明する。4では推定結果を紹介すると共に、結果の解釈を述べる。5では結論と今後の課題を述べる。

2 安定性の指標

労働者の雇用の安定性に関する認識を捉えるために、従来、2つの指標が注目されてきた。一つは、現職の安定性（job security）に関する指標である。これは、（その反面である）現在の仕事を失う可能性の大きさや具体的な確率として主観的に測定される。この指標の特長は、測定のための質問文の理解に当たって、個人の解釈が入る余地が小さい点が挙げられる（Clark and Postel-Vinay 2009）。典型的には、アメリカの General Social Survey や欧州の Eurobarometer における「今後1年間で、仕事を失ったり、解雇されたりする可能性は、「非常に高い」「まあまあ高い」「あまり高くない」「まったく高くない」のどれくらいだと思いますか？」という質問への回答を利用した研究（Blanchflower and Oswald 1999, Origo and Pagani 2009, Kuroki 2012）や、US Survey of Economic Expectations における「今後1年間で仕事を失う可能性は何パーセントだと思いますか？」という質問への回答を利用した研究（Dominitz and Manski 1996, Manski and Straub 1999）がある。²⁾

他方、労働者の雇用の安定性の認識は、失業時の生活保障や再就職のしやすさといった雇用保障（employment security）の程度にも影響される。この指標は、失業後の再就職の可能性（employability）や再就職確率として測定される。典型的には、General Social Survey における「現在とほぼ同じ収入と福利厚生で、他社の仕事を見つけるのは、「とても簡単」「やや簡単」「全く簡単ではない」のどれに該当しますか？」という質問などが利用される（Blanchflower and Oswald 1999）。この種の指標は、仕事から仕事への移動可能性という労

働市場レベルの雇用保障を捉えており、従来、雇用保護法制や失業保険といった労働市場の制度や政策との関連が議論されてきた（Clark and Postel-Vinay 2009, Luecke and Knabe 2020）。

本稿では、先に述べた通り、様々な雇用区分における仕事特性の格差という日本の制度的背景と研究上の文脈を踏まえて、現職の重要な仕事特性である仕事の（不）安定性に焦点を当てる。そのため、労働市場レベルで実現される雇用保障（employment security）については、研究の対象外とする。そのうえで、仕事の安定性の指標として、主観的な失職確率のみならず、会社都合による実際の失職確率も取り上げ、主観的および客観的な失業リスクについて、様々な雇用区分間の格差を検証する。

3 データと分析方法

主観的な失業リスクに関する質問は、前述の通り、諸外国では政府統計ではなく特定の民間調査に設けられており、日本においても同様である。ここでは、次の2種類の調査のミクロデータを用いる。第1は、大阪商業大学JGSSセンターが実施する「日本版 General Social Surveys (JGSS)」の2000～2003年、2005年、2006年、2008年、2010年、2012年、2015年、2017年及び2018年の11時点のミクロデータである³⁾。JGSSは、2000年以降の長期の分析に適する一方、毎回の回答者が異なるクロスセクションデータであるために、分析期間を通じて一定の個人の観察されない異質性が制御できない。また、2003年以降は契約期間による雇用区分の情報も得られないという弱点がある。そこで第2に、東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトが実施する「働き方とライフスタイルの変化に関する調査」(Japanese Life Course Panel Surveys: JLPS)より、若年調査(JLPS-Y)と壮年調査(JLPS-M)⁴⁾の2007年～2017年のパネルデータも用いる。

主観的な失業リスクについて、JGSSでは「今後1年間にあなたが失業する可能性があると思いますか」、JLPSでは「今後1年間に失業（倒産）をする可能性がある」という質問項目がある。そこで、JGSSについては「かなりある」「ある程度ある」、JLPSについては「かなりあてはまる」「ある程度あてはまる」を失業リスクのある労働者と定義し、JGSSについては「あまりない」「まったくない」、JLPSについては「あまりあてはまらない」「あてはまらない」を失業リスクのない労働者と定義する。そして、前者の場合に1、後者の場合に0の値を取る主観的な失業リスクダミーを作成して分析に用いる。

次に、客観的な失業リスクとして会社都合の離職（失職）に注目し、2種類のデータを使用する⁵⁾。第1は、先に説明したJLPS-YとJLPS-Mの2007年～2017年のパネルデータである。この調査では、「この1年の勤め先変化の理由」を尋ねているため、このうち「会社の倒産・廃業・人員整理」あるいは「契約期間の終了」と回答した者を会社都合による離職者と定義

する。第2は、リクルートワークス研究所「全国就業者実態パネル調査」(Japanese Panel Study of Employment Dynamics: JPSED)⁶⁾の2016年～2021年パネルデータである。前年からの離職者の離職理由として、「契約期間の満了」、「早期退職・退職勧奨」、「解雇」、「会社の倒産・事務所閉鎖」のうち、少なくとも1つ挙げている者を会社都合の離職者として定義する。⁷⁾⁸⁾これら2つの調査を用いることにより、客観的な失業リスクについて近年までの分析が可能となる。

以上の失業リスクに関する2つの変数を用いて、次の2本のモデルを推定する。

$$y_{it} = \alpha D_{it} + \beta X_{it} + T_i + \phi_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$y_{it} = \alpha D_{it-1} + \beta X_{it-1} + \lambda_t + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

ただし、(1)式は主観的な失業リスク、(2)式は会社都合離職に関するモデルである。 y_{it} は主観的な失業リスクまたは1年間の会社都合離職に関する変数であり、 i は個人、 t は調査年を示す。

前述した通り、雇用や仕事の安定性や失業リスクに関する諸外国の研究では、主に有期・無期という契約期間の区分に基づく研究が多く存在する。しかしながら、日本においては、賃金や訓練機会の格差は、契約期間や労働時間の区分よりも、企業の雇用管理に基づく呼称の雇用形態の区分による差異が大きいことが指摘されてきた。そこで、(1)式および(2)式では、労働時間、契約期間ならびに呼称上の雇用形態のそれぞれの雇用区分に関するダミー変数(D)を用いて、雇用区分による主観的または客観的な失業リスクの差異を分析する。変数の具体的な定義は次の通りである。労働時間区分については、週労働時間が35時間未満の短時間労働者なら1、35時間以上のフルタイム労働者なら0の値をとる「短時間労働ダミー」を用いる。契約期間区分については、有期雇用者なら1、無期雇用者なら0の値をとる「有期雇用ダミー」を用いる。雇用形態区分については、非正規雇用者なら1、正規雇用者なら0の値をとる「非正規雇用ダミー」を用いる。

データの特性に応じて、説明変数の定義は若干異なる。(1)式の労働者区分のダミー変数(D_{it})は当期のものを利用する。また、その他コントロール変数 X_{it} として、JGSSデータでは、人的資本の代理変数(経験年数、勤続年数と最終学歴)、企業属性(産業と企業規模)、職種及び女性ダミーおよび年固有効果 T_i を用いる。JLPSはパネルデータであるため、経験年数(5年間隔のカテゴリー変数)、勤続年数、産業、企業規模と職種と、年固有効果 T_i および個人の固定効果 ϕ_i をコントロールする。一方、(2)式では、前年からの会社都合離職を分析するため、説明変数の D_{it-1} は前年の雇用区分を示す。⁹⁾他の説明変数も1期ラグを用いるが、その内容はモデル(1)とほぼ共通している。¹⁰⁾分析対象の年齢はいずれも59歳以下に

図1. 主観的な失業リスクの時系列変化 (JGSS)

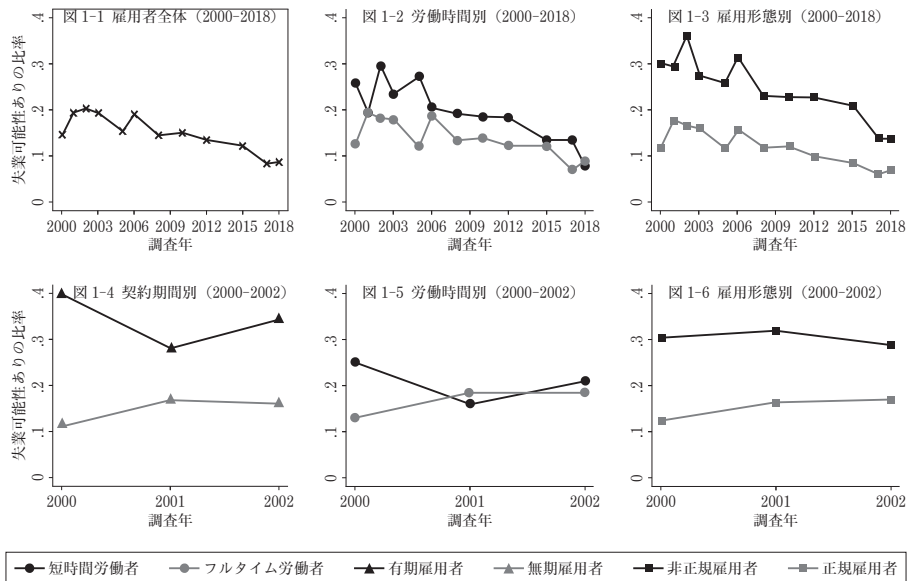
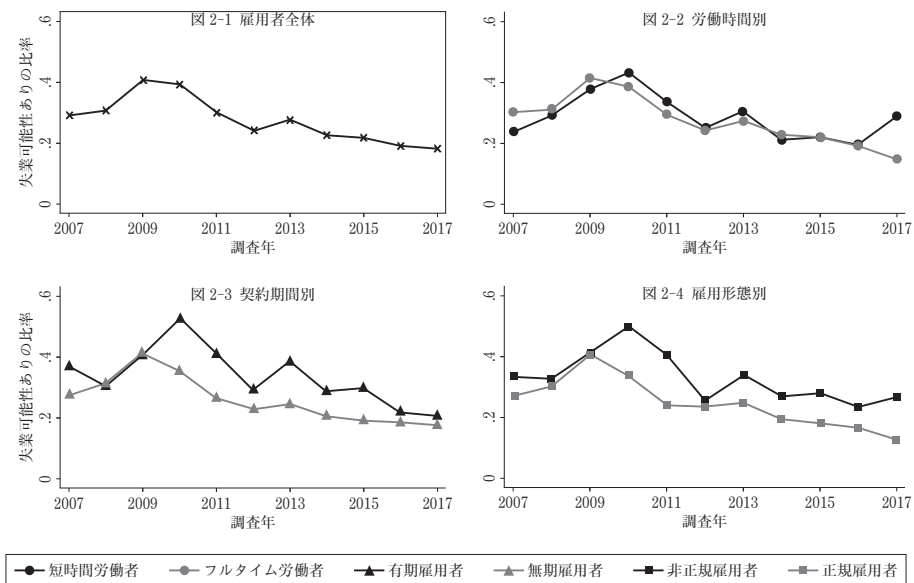


図2. 主観的な失業リスクの時系列変化 (JLPS)



11)12)
限定する。

図1と図2は、それぞれJGSSとJLPSに基づく主観的な失業リスクの時系列変化を示している。¹³⁾雇用者全体では、近年にかけて失業可能性がある労働者の比率は低下している(図

図 3. 会社都合離職率の時系列変化 (JLPS)

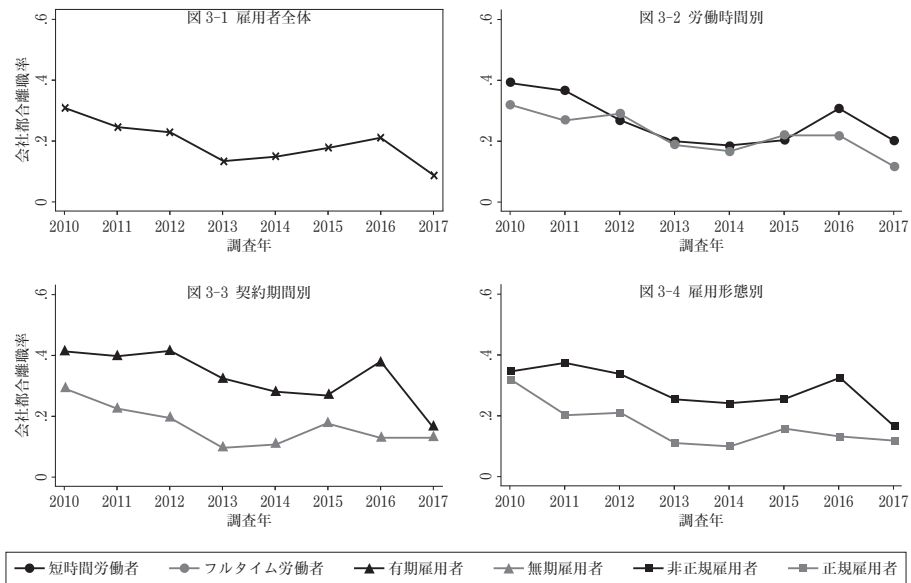
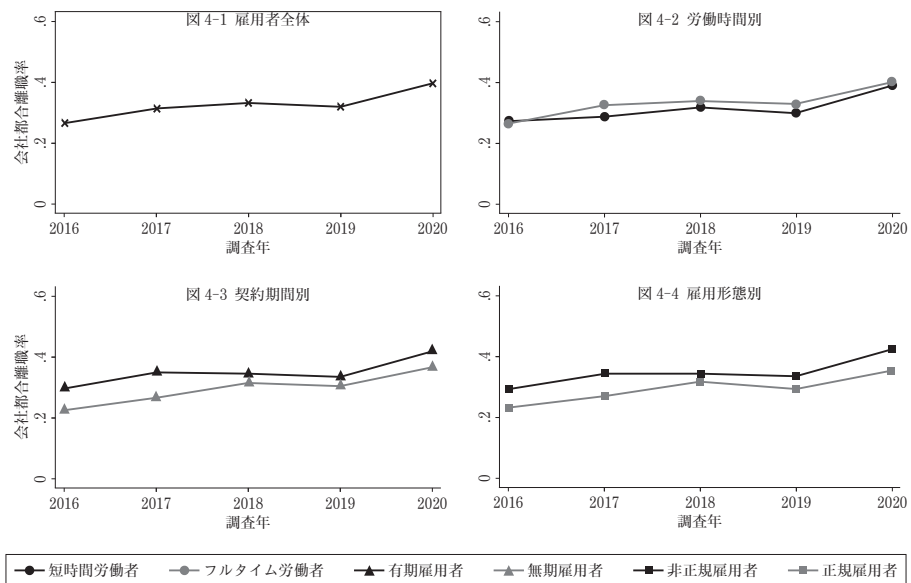


図 4. 会社都合離職率の時系列変化 (JPSED)



1-1, 図 2-1)。しかし、主観的な失業リスクは労働者の属性によって異なる。失業リスクは、労働時間別には、短時間労働者の方がフルタイム労働者より高く (図 1-2, 図 1-5, 図 2-2), 契約期間別には、有期雇用者の方が無期雇用者よりも顕著に高く (図 1-4, 図 2-3), 雇用形

態別には非正規雇用者の方が正規雇用者よりも高い(図1-3, 図1-6, 図2-4)。

図3と図4は, それぞれJLPSとJPSEDの会社都合離職率の時系列変化を示している。図3をみると, 雇用者の会社都合離職率は, 主観的な失業リスクと同様に, 近年にかけて低下している。短時間労働者, 有期雇用者ならびに非正規雇用者の会社都合離職率は, それぞれフルタイム労働者, 無期雇用者, 正規雇用者と比べて高い傾向にあるが, 直近の2017年ではその差はかなり縮小している。一方, 図4を見ると, 2016年から2020年にかけて, いずれの図においても会社都合離職率は若干上昇傾向にある。雇用区分別には, 特に有期雇用者や非正規雇用者は, それぞれ無期雇用者や正規雇用者と比べて, 会社都合離職率がやや高い。

以上から, 主観的・客観的な失業リスクの格差は, 特に契約期間や雇用形態による区分において存在することが示唆される。次に計量分析により, その点をさらに検証する。

4 推 定 結 果

4.1 主観的な失業リスク¹⁴⁾

表1のパネルAとBは, それぞれJGSSの2000～2018年と2000～2002年のデータを用いて, プロビットモデルで推定した結果を表している。いずれのパネルにおいても, 週労働時間, 契約期間および雇用形態の雇用区分ダミーを個別に用いた上で, 最終列ではそれらを同時に用いている。

表1のパネルAの列(1)と列(2)の推定結果をみると, いずれも雇用区分ダミーの係数は主観的な失業リスクについて正で統計的に有意である。限界効果から, 失業リスクありの確率は, フルタイムより短時間労働者は2.5%ポイント, 非正規雇用者は正規雇用者よりも10.2%ポイント高い。それらを同時に用いた列(3)の結果によると, いずれも統計的に有意な強い関係が残るが, 週労働時間の係数が逆転して負となっている。つまり, 雇用形態等の他の条件を一定とすると, 主観的な失業リスクありの確率は, フルタイム労働者よりも短時間労働者の方が2.9%ポイント低い一方, 非正規雇用者は正規雇用者よりも11.6%ポイント高い。

パネルBの2000～2002年の結果では, 短時間労働ダミー, 有期雇用ダミーおよび非正規雇用ダミーのそれぞれに回帰したところ, 後2者の係数は正で統計的に有意である。主観的な失業リスクありの確率は, 有期は無期に比べて15.8%ポイント, 非正規は正規に比べて11.3%ポイント高い。列(4)の結果によると, 有期雇用ダミーと主観的な失業リスクの間には統計的に有意な強い関係が残るものの, 非正規雇用ダミーの係数は正であるが有意水準が低下している。限界効果によれば, 失業リスクありの確率は, 有期は無期に比べて14.1%ポイント, 非正規雇用は正規雇用より7.2%ポイント高い。

表2は, パネルデータとしてのJLPSの特性を利用し, 固定効果を考慮したロジットモデ¹⁵⁾

表1. 主観的な失業リスクに関する推定結果 (JGSS, 2000~2018)

	パネル A. 2000~2018年のサンプル			パネル B. 2000~2002年のサンプル			
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(4)
短時間労働 ダミー	0.110** [0.043]		-0.132*** [0.050]	-0.005 [0.136]			-0.265 [0.166]
限界効果	0.025** [0.010]		-0.029*** [0.011]	-0.001 [0.032]			-0.061 [0.038]
有期雇用 ダミー						0.689*** [0.137]	0.618*** [0.155]
限界効果						0.158*** [0.031]	0.141*** [0.035]
非正規雇用 ダミー		0.462*** [0.045]	0.524*** [0.051]		0.484*** [0.149]		0.313* [0.180]
限界効果		0.102*** [0.010]	0.116*** [0.011]		0.113*** [0.035]		0.072* [0.041]
定数項	-0.756*** [0.148]	-0.733*** [0.148]	-0.738*** [0.148]	-0.439 [0.389]	-0.340 [0.389]	-0.264 [0.390]	-0.253 [0.391]
サンプルサイズ	10,576	10,576	10,576	1,374	1,374	1,374	1,374
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
擬似決定係数	0.0452	0.0576	0.0584	0.0652	0.0745	0.0861	0.0899
χ^2	393.4	509.2	514.4	81.13	95.31	115.1	116.4
対数尤度	-4286	-4230	-4227	-584.7	-578.9	-571.6	-569.3

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. カッコ内はロバスト標準誤差。

表2. 主観的な失業リスクに関する推定結果 (JLPS, 2007~2017)

	(1)	(2)	(3)	(4)
短時間労働ダミー	0.068 [0.120] (1.071)			-0.030 [0.123] (0.970)
有期雇用ダミー		0.567*** [0.131] (1.763)***		0.331** [0.148] (1.392)**
非正規雇用ダミー			0.674*** [0.135] (1.962)***	0.522*** [0.154] (1.685)***
サンプルサイズ	5,824	5,824	5,824	5,824
個体数	804	804	804	804
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes
固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
年効果	Yes	Yes	Yes	Yes
擬似決定係数	0.0516	0.0560	0.0575	0.0587

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. カッコ内は標準誤差, イタリック体はオッズ比を表す。

ルを用いて、期間を通じて一定の観察できない個人の異質性を制御した推定結果である。列(1)~(3)の推定結果をみると、週労働時間以外について、正で統計的に有意な結果が得られた。オッズ比の結果をみると、主観的な失業リスクありの可能性は、有期雇用は無期雇用に比べて1.763倍、非正規雇用は正規雇用に比べて1.962倍になることを意味している。列(4)よ

り、3つの雇用区分を同時に用いた結果によると、主観的な失業リスクありの可能性は、労働時間区分は統計的に有意ではない一方、有期雇用は無期雇用に比べて1.392倍、非正規雇用は正規雇用に比べて1.685倍である。観察不可能な個人の固定効果を制御した JLPS (2007～2017) に関する限り、主観的な失業リスクについては、呼称による雇用形態区分による差異が大きいといえる。

4.2 客観的な失業リスク

客観的な失業リスクとしての会社都合離職については、パネルデータの特徴を利用して固定効果ロジットモデルを推定した¹⁶⁾。表3のパネルAはJLPS (2010～2017)、パネルBはJPSED (2016～2021) を用いた結果である。¹⁷⁾

パネルAおよびパネルBの列(1)～(3)では、労働時間、契約期間および雇用形態の区分について、それぞれの係数とオッズ比を示している。その結果によると、労働時間区分は統計的に有意ではないが、契約期間と雇用形態の区分の係数は正で、統計的に有意である。オッズ比の結果をみると、会社都合による離職の可能性は、有期雇用は無期雇用に比べてJLPS (2010～2017) では5.131倍、JPSED (2016～2021) では1.615倍である。また、非正規雇用は正規雇用に比べて、JLPS では4.274倍、JPSED では2.055倍である。

パネルAとパネルBの列(4)は、3つの雇用区分ダミーを同時に用いた結果である。パネルA (JLPS) の列(4)においては、労働時間による区分は統計的に有意ではない一方、契約期間と雇用形態での区分の係数は統計的に有意である。ロジット推定のオッズ比は、それぞ

表3. 会社都合離職率に関する推定結果

	パネル A. JPLS (2010～2017) を用いた 推定結果				パネル B. JPSED (2016～2021) を用いた 推定結果			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
短時間労働 ダミー	0.254 [0.236] (1.290)			0.113 [0.248] (1.120)	-0.151 [0.106] 0.860			-0.293*** [0.109] (0.746)***
有期雇用 ダミー		1.635*** [0.244] (5.131)***		1.304*** [0.287] (3.685)***		0.479*** [0.101] (1.615)***		0.219* [0.121] (1.245)*
非正規雇用 ダミー			1.453*** [0.264] (4.274)***	0.664** [0.321] (1.943)**			0.720*** [0.121] (2.055)***	0.641*** [0.147] (1.898)***
サンプルサイズ	1,457	1,457	1,457	1,457	6,070	6,070	6,070	6,070
個体数	268	268	268	268	1,759	1,759	1,759	1,759
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
擬似決定係数	0.125	0.175	0.157	0.180	0.0701	0.0750	0.0781	0.0805

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. カッコ内は標準誤差, イタリック体はオッズ比を表す。

れ3.685と1.943である。一方、パネルB（JPSED）の列(4)では、労働時間区分は負で有意となり、契約期間の区分の係数も統計的な有意水準が低下している一方、雇用形態の区分は1%水準で統計的に有意である。オッズ比によれば、会社都合による離職の可能性について、有期雇用は無期雇用に比べて1.245倍、非正規雇用者は正規雇用者と比べて1.898倍となっており、後者における差異が相対的に大きい。

4.3 考察

主観的な失業リスクについては、JGSSとJLPSを利用して、その認識の要因を検証した。JGSSについては、契約期間区分をコントロールできる2000年～2002年でも、それができない2003年～2018年でも、労働時間区分による失業リスクの差異は確認されず、主観的な失業リスクは、主に契約期間と呼称の雇用形態の区分に関係している。両者を同時にコントロールできる2000年～2002年の推定結果では、契約期間による格差が呼称の雇用区分による格差を上回っている。この時期、日本経済は「バブル経済」崩壊後の長期の景気低迷を経験し、完全失業率も2002年には（当時の）過去最悪の水準に達した。こうした労働市場の悪化状況が、契約期間の定めがあり、雇い止めの形で雇用調整の対象になりやすい有期雇用者の主観的な失業リスクの高さとして現れた可能性がある。

一方、JLPSの分析期間は2007年～2017年であり、比較的近年の主観的な失業リスクを検証できる。ここでも、主観的な失業リスクは、労働時間区分ではなく、契約期間と呼称の雇用形態の区分による差異が確認される。オッズ比に示された効果の大きさによれば、主観的な失業リスクは、契約期間よりは呼称による雇用形態による差異が顕著であり、2000年～2002年のJGSSに関する結果とは異なっている。JLPSの分析期間では、金融危機による大不況の時期を含む一方、改正労働契約法によって2013年以降は継続して5年を超える有期労働契約について無期転換権が創設されるなど、有期雇用を取り巻く環境は変化した。したがって、分析期間によって失業リスクと雇用区分の関係が変化している背景には、マクロの経済状況に加えて、契約期間に関する労働法制の変化が反映されている可能性がある。ただし、JGSSとJLPSの分析では、用いたデータの性質の違いから識別の仮定と推定モデルが異なっているため、直接比較することができない。今後はより適切なデータを用いて構造変化を検証する必要がある。

客観的な失業リスクについては、JLPSとJPSEDを利用して、会社都合による離職率の要因を検証した。2010年～2017年のJLPSの推定結果によると、会社都合離職率に対して、労働時間区分の差異は統計的に有意ではなく、契約期間の区分の方が呼称上の雇用形態の区分より差異が大きい。2016年～2021年のJPSEDの推定結果では、労働時間区分による差異が逆転する一方で、契約期間と呼称の雇用形態の区分による差異が確認される。オッズ比によ

れば、会社都合による離職率は、契約期間よりは雇用形態による差が大きい。すなわち、雇い止めや人員整理などによる客観的な失業リスクの差異は、近年では、契約期間区分よりは呼称上の正規と非正規という雇用形態の区分に存在するということである。会社都合による離職は、その性質上、マクロの経済状況の影響を受けるため、大不況の期間を含まないJPSEDほど、有期雇用の雇い止めの影響が現れにくいといえる。さらに、近年の調査であるJPSEDほど、有期契約に関する労働法制の影響が反映されている可能性がある。ただし、この点は政策変更の影響そのものを厳密に検証する余地がある。

以上、2000年代以降の主観的および客観的な失業リスクに関する分析結果によれば、リスクの格差は、労働法に対応した有期／無期という契約期間のみならず、呼称上の正規／非正規という呼称による雇用形態の区分にも存在する。そして、近年のデータでは、失業リスクの認識についても現実についても、契約期間による格差に比べて、呼称による正規と非正規の間の格差が相対的に大きくなっていることも明らかとなった。この結果は、呼称による雇用区分の重要性を指摘したこれまでの研究の知見にも一致する。すなわち、従来の研究が指摘するように、日本においては呼称上の正規と非正規の間に企業内訓練を始めとする雇用管理の差異があり、それらは両者のキャリアやスキルに格差を生む。仕事の安定性の認識と事実に関する本稿の分析結果もまた、呼称による正規と非正規という雇用区分に、事実上の契約関係が含まれていることを示唆しているといえる。

5 結 論

本稿では、1年以内の失業可能性に関する主観的な失業リスクと、1年以内の会社都合離職率という客観的な失業リスクに焦点をあて、労働時間や契約期間、呼称による雇用形態という労働法制や企業の雇用管理に関わる複数の雇用区分に基づく失業リスクの差異を明らかにした。

その結果、主観的な失業リスクは、2000年代初頭のデータでは、非正規と正規という呼称の雇用形態の区分に比べて、有期と無期という契約期間の区分による差異が大きかったものが、2010年以降のデータでは、呼称による雇用形態間の差異が顕著になっていた。客観的な失業リスクもまた、近年のデータでは、契約期間区分よりは、呼称上の正規と非正規という雇用形態区分における差異が上回っていた。こうした失業リスクの認識と事実の変化は、労働需給の逼迫というマクロの労働市場の状況を反映するとともに、有期契約労働者の無期転換に関する労働法制の変化の影響を示唆する。しかし同時に、主観的および客観的な失業リスクは、呼称による正規と非正規という雇用形態の区分において厳然として存在することから、企業の雇用管理区分が事実上の労働契約の区分を内包しているという従来の知見が、仕事の安定性の観点からも裏付けられた。

しかしながら、本稿には次のような課題が残っている。第1に、本稿では、複数のクロスセクションデータないしパネルデータを用いた分析結果から、雇用区分による失業リスクの差異の傾向が変化した可能性を指摘したが、より長期のデータを用いるなどして、この解釈の妥当性を確認する必要がある。第2に、本稿では、分析対象を60歳未満に限定し、高齢者を除外したが、近年、定年後の継続雇用により高齢者雇用が進展している。今後は、高年齢労働者における主観的および客観的な失業リスクの決定要因を分析する余地がある。第3に、本稿では、いかなる雇用区分において失業リスクの差異が大きいのかを明らかにするため、3つの雇用区分のそれぞれの定義には二分法を用いた。しかしながら、データを観察すると、主観的な失業リスクの水準や時系列変化の傾向は、呼称の非正規雇用の中でもパート・アルバイトと派遣労働者では異なっている。今後は、分析目的に応じて、そうした雇用区分内の異質性にも目を向ける必要がある。

注

本研究は、科学研究費補助金（課題番号 17H02522, 21K13319）に基づく研究成果の一部である。本稿の分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「東大社研・若年パネル調査（JLPS-Y）」および「東大社研・壮年パネル調査（JLPS-M）（いずれも東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト）」ならびに「全国就業実態パネル調査（リクルートワークス研究所）」の個票データの提供を受けた。また、大阪商業大学 JGSS 研究センターより日本版 General Social Surveys（JGSS）2000～2012, 2015 ならびに JGSS-2017G/JGSS-2018G 統合データの提供を受けた。記して感謝したい。なお、日本版 General Social Surveys（JGSS）は、大阪商業大学 JGSS 研究センター（文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点）が、大阪商業大学の支援を得て実施している研究プロジェクトである。JGSS-2000～2012 は東京大学社会科学研究所の協力を得た。JGSS-2000～2008 は学術フロンティア推進拠点、JGSS-2010～2012 は共同研究拠点の推進事業、JGSS-2015 は JSPS 科研費 JP26245060, JP15H03485, JP24243057, 大阪商業大学アミューズメント産業研究所、日本経済研究センター研究奨励金2014年度（岩井紀子）、労働問題に関する調査研究助成金2015年度（岩井八郎ほか）の支援を受けた。JGSS-2017/2018 は京都大学大学院教育学研究科教育社会学講座の協力を得て実施し、文部科学省「特色ある共同研究拠点の整備の推進事業 機能強化支援」と JSPS 科研費 JP17H01007 の支援を受けた。JGSS-2018 データの整備は、JSPS 人文学・社会科学データインフラストラクチャー構築推進事業 JPJS00218077184 の支援を得ている。

1) 仕事の負の特性が、賃金やその他の特性によって補償（compensate）される限り、市場均衡においては、仕事の総合的な満足度に格差は生じないと考えられる。しかし、これまでの実証研究では、総合的な職務満足度について、有期雇用と無期雇用の間で統計的に有意な差がないとする論文もあれば（Bardasi and Francesconi 2004, de Graaf-Zijl 2012）、有期雇用の満足度が無期雇用よりも低いとする論文もあり（Clark and Oswald 1996, Booth et al. 2002）、一貫した事実はない。

2) Kuroki (2012) は、主観的な失職リスクの回答を利用して、日本における製造業の派遣労働の

解禁が、同産業の低学歴の生産労働者の雇用不安を高めたことを明らかにしている。その他に、これまでの研究では「現在の仕事の安定性に関する満足度」(Clark and Postel-Vinay 2009)や、「現在の仕事を安定していると感じるかどうか」に関する回答(OECD 1997, Böckerman 2004)も利用されている。しかしながら、これらの主観的な問いについては、「仕事の安定性」の解釈や、満足度の尺度が個人間で異なる可能性があり、個人間や国家間(ならびに時点間)の比較に課題がある(Clark and Postel-Vinay 2009)。

- 3) JGSS 調査は、全国に居住する満20～89歳の男女を母集団とし、層化2段階抽出法により無作為に抽出された個人を調査対象者としている。観測数は調査年によって異なるが、最も多いのは2010年で10,006人、最も少ないのは2017年で1,488人である。
- 4) JLPS の若年(壮年)パネル調査は、2007年時点で日本全国に居住する20歳～34歳(35歳～40歳)の男女を母集団として、2007年1月から3月にかけて調査票によるアンケート調査を行ったものである。なお、対象者が脱落していく問題に対応し調査を継続するため、追跡調査も実施されており、2017年の回収数は継続調査が1,827、追跡調査が441である。
- 5) JLPS では、2010年から会社都合による離職に関する質問項目を導入しているため、ここでは、JLPS の2010～2017年のデータを使用して分析している。
- 6) JPSED はインターネットモニター調査であり、2016年の第1回調査の回答者(n=49,131)に対して、毎年1月に調査を継続している。2021年では、継続サンプルと追加サンプルに復活サンプルを加えた有効回収数は56,064である。
- 7) 2019年より、「早期退職・退職勧奨」に関する調査票の変更があり、「退職勧奨」は「会社都合離職」とする一方で、「早期退職」が「自己都合離職」に分類されるようになった。しかしながら、全期間で会社都合離職の定義を統一する観点から、2019年以降も「早期退職」および「退職勧奨」を合わせて「早期退職・退職勧奨」として把握する。また、この調査票の変化によって起こりうる変動を、年ダミーでコントロールする。
- 8) 本稿では、前年度に雇用者であり、過去1年間に離職や転職をした者について、複数回答の離職理由のうち、会社都合による理由を「少なくとも1つ」挙げている者を1、それ以外の前年度の雇用者を0とするダミー変数を作成し、客観的な失業リスクの分析に用いる。
- 9) 非正規雇用者に分類される者は、JGSS と JPSED では「パート・アルバイト」「派遣社員」「契約社員」「嘱託」、JLPS では「パート・アルバイト・契約・臨時・嘱託」と「派遣社員」である。
- 10) JLPS の分析では、経験年数の5年間隔のカテゴリー変数、勤続年数、産業、企業規模、職種及び当期の年固有効効果をコントロールしており、JPSED の分析では、最終学歴、経験年数、勤続年数、産業、企業規模、職種及び当期の年固有効効果をコントロールしている。なお、最終学歴、産業、企業規模、職種は、実際には同一個人内で一定の変動があるため、固定効果推定でも脱落していない。
- 11) 厚生労働省「就労条件総合調査」(平成29年)によれば、企業規模30人以上ではおよそ78%が60歳の一律定年制を採用しており、60歳以降では定年前とは異なる雇用管理が行われている可能性を考慮して、59歳以下に分析対象を限定した。
- 12) 紙幅の都合により、各変数の基本統計量を割愛している。興味のある読者は、著者まで要求されたい。
- 13) JGSS では、調査票の都合上、契約期間区分は2000～2002年調査しか得られない。そのた

め、2000-2002年のプールデータでは労働時間、雇用契約、雇用形態の3つの雇用区分を、2000～2018年のプールデータでは、労働時間と雇用形態の2つの雇用区分について分析する。ここではそれぞれの期間の主観的な失業リスクのふるまいを示している。

- 14) 主観的な失業リスクの分析においては、1年以内の失業可能性の程度に関する回答をそのまま利用して、順序プロビットモデルでも推定したが、二分法によるロジットモデルの推定結果と同様であった。ここでは、紙幅の都合上、結果の表示を割愛している。興味のある読者は、著者まで要求されたい。
- 15) プロビットモデルでは固定効果を推定できないので、ここでは、ロジットモデルを利用して固定効果を推定する (Chamberlain 2010)。
- 16) なお、サンプルを64歳までに拡張した推定も行った。その結果によれば、週労働時間および契約期間の区分の係数も負で、統計的に有意であるが、係数の絶対値は呼称による雇用形態ダミーが最も大きく、客観的な失業リスクの差異が大きい。
- 17) 過去1年間の離職や転職の理由のうち「最大の理由」が会社都合である場合の会社都合離職率についても分析した。その結果は、「少なくとも1つ」が会社都合である場合の分析結果とほぼ同じである。すなわち、労働時間区分は統計的に有意ではなく、契約期間と雇用形態は有意であるが、後者による差異がやや大きいという結果であった。ここでは、紙幅の都合上、結果の表示を割愛している。興味のある読者は、著者まで要求されたい。

参 考 文 献

- Artz, B. and Kaya, I. (2014). "The Impact of Job Security on Job Satisfaction in Economic Contractions versus Expansions," *Applied Economics*, 46(24): 2873-2890.
- Bardasi, E. and Francesconi, M. (2004). The Impact of Atypical Employment on Individual Well-being: Evidence from a Panel of British Workers, *Social Science and Medicine*, 58: 1671-88.
- Bartelsman, E. J., Haltiwanger, J. C., and Scarpetta, S. (2004). "Microeconomic Evidence of Creative Destruction in Industrial and Developing Countries," *IZA Working Paper*, No. 1374.
- Blanchflower, D.G. and Oswald, A.J. (1999). "Well-being, Insecurity and the Decline of American Job Satisfaction", *Working Paper*, available at:
<http://www2.warwick.ac.uk/fac/soc/economics/staff/faculty/oswald/blanchflower.pdf>
- Böckerman, P. (2004). "Perception of Job Instability in Europe," *Social Indicators Research*, 67: 283-314.
- Bognanno, M. and Kambayashi, R. (2013). "Trends in Worker Displacement Penalties in Japan: 1991-2005," *Japan and the World Economy*, 27, pp. 41-57.
- Booth, A.L., Francesconi, M., and Frank, J. (2002). "Temporary Jobs: Stepping Stones or Dead Ends?" *The Economic Journal*, 112: F189-213.
- Browning, M. and Heinesen, E. (2012). "Effect of Job Loss due to Plant Closure on Mortality and Hospitalization," *Journal of Health Economics*, 31(4): 599-616.
- Burgess, S. (1999). "The Reallocation of Labour: An International Comparison Using Job Tenure," *CEP Discussion Papers*, DP0416.
- Caroli, E. and Godard, M. (2016). "Does Job Insecurity Deteriorate Health?" *Health Economics*, 25

- (2): 131-147.
- Chamberlain, G. (2010). Binary Response Models for Panel Data: Identification and Information. *Econometrica*, 78: 159-168.
- Clark, A. E. (2001). "What Really Matters in a Job? Hedonic Measurement Using Quit Data," *Labour Economics*, 8(2): 223-242.
- Clark, A.E. and Oswald, A.J. (1996). "Satisfaction and Comparison Income," *Journal of Public Economics*, 61: 359-81.
- Clark, A.E. and Postel-Vinay, F. (2009). "Job Security and Job Protection," *Oxford Economic Papers*, 61: 207-39.
- Cottini, E. and Ghinetti, P. (2018). "Employment Insecurity and Employees' Health in Denmark," *Health Economics*, 27(2): 426-439.
- de Graaf-Zijl, M. (2012). "Job Satisfaction and Contingent Employment," *De Economist*, 160: 197-218.
- Dominitz, J. and Manski, C.F. (1996). "Perceptions of Economic Insecurity: Evidence from the Survey of Economic Expectations, *NBER Working Paper*, No. 5690.
- Eliason, M. and Storrie, D. (2009). "Does Job Loss Shorten Life?" *Journal of Human Resources*, 44(2): 277-302.
- Farber, H. S. (1999). "Mobility and Stability: The Dynamics of Job Change in Labor Markets," in Ashenfelter, O. and Card, D. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3B, pp. 2439-2483.
- Farber, H. S. (2010). "Job Loss and the Decline in Job Security in the United States," in Abraham, K. G., Spletzer, J. R., and Harper, M. (eds) *Labor in the New Economy*, pp. 223-262.
- Farber, H. S. (2011). "Job Loss in the Great Recession: Historical Perspective from the Displaced Workers Survey, 1984-2010," *NBER Working Paper*, No. 17040.
- Foster, L., Haltiwanger, J. C., and Krizan, C. J. (2002). "The Link between Aggregate and Micro Productivity Growth: Evidence from Retail Trade," *NBER Working Paper*, No. 9120.
- Garibaldi, P. (2006). *Personnel Economics in Imperfect Labour Market*, Oxford Press.
- Hall, R. E. (1982). "The Importance of Lifetime Jobs in the U.S. Economy," *American Economic Review*, 72(4). 716-724
- Inoue, A., Kawakami, N., Eguchi, H., and Tsutsumi, A. (2018). "Interaction Effect of Job Insecurity and Role Ambiguity on Psychological Distress in Japanese Employees: A Cross-sectional Study," *International Archives of Occupational and Environmental Health*, 91: 391-402.
- Jacobson, L.S., LaLonde, R.J., and Sullivan, S.G. (1993). "Earnings Losses of Displaced Workers," *American Economic Review*, 83(4): 685-709.
- Kawaguchi, D. and Ueno, Y. (2013). "Declining Long-term Employment in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 28(C): 19-36.
- Kuroki, M. (2012). "The Deregulation of Temporary Employment and Workers' Perception of Job Insecurity," *Industrial and Labor Relations Review*, 65(3): 560-577.
- Luecke, C. and Knabe, A. (2020). "How Much Does Others' Protection Matter? Employment Protection, Future Labour Market Prospects and Well-being," *Oxford Economic Papers*, 72(3): 893-914.
- Manski, C.F. and Straub, J.D. (1999). "Worker Perceptions of Job Insecurity in the mid-1990s: Evi-

- dence from the Survey of Economic Expectations, *NBER Working Paper*, No. 6908.
- Organization for Economic Co-operation and Development (OECD). (1997) "Is job Insecurity on the Increase in OECD Countries?" in *Employment Outlook*, 129-160.
- Origo, F. and Pagani, L. (2009). "Flexicurity and Job Satisfaction in Europe: The Importance of Perceived and Actual Job Stability for Well-being at Work," *Labour Economics*, 16(5): 547-555.
- Sullivan, D. and Von Wachter, T. (2009). "Job Displacement and Mortality: An Analysis Using Administrative Data," *Quarterly Journal of Economics*, 124(3): 1265-1306.
- 奥西好夫 (2008) 「正社員および非正社員の賃金と仕事に関する意識」『日本労働研究雑誌』576: 54-69.
- 川口大司・神林龍・原ひろみ (2015). 「正社員と非正社員の分水嶺：呼称による雇用管理区分と人的資本蓄積」『一橋経済学』9(1): 147-172.
- 小前和智・玄田有史 (2020). 「期間・時間・呼称から考える多様な雇用形態—無期短時間正社員の可能性」『日本労働研究雑誌』716: 159-175.
- 佐藤一磨 (2015). 「失職経験が所得低下に及ぼす影響」『経済分析』189, pp. 1-22.
- 佐野晋平・勇上和史 (2016). 「経済学からみた有期労働契約」大内伸哉編『有期労働契約の法理と政策』, 第3章, 弘文堂, pp. 246-281.