

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

【第5回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：特賞】

無期転換ルールの政策評価

——当該制度が労働者の仕事・生活の質と雇止め発生確率に与える影響の実証分析——

與那覇 優棋・清原 麻央・杉田 崇哉・松永 直之

2024年3月31日

DP2023-005

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/publications/dp/9032/>



Panel Data Research Center, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan info@pdrc.keio.ac.jp
15 March, 2021

【第5回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：特賞】

無期転換ルールの政策評価——当該制度が労働者の仕事・生活の質と雇止め発生確率に与える影響の実証分析——

與那覇 優棋・清原 麻央・杉田 崇哉・松永 直之

PDRC Keio DP2023-005

2024年3月31日

JEL Classification: J41; J63

キーワード: 無期転換; 正規雇用転換; 有期契約労働者; 雇止め; 基幹化; 怠業仮説; モラルハザード; 多項ロジットモデル; ダイナミック DID (イベントスタディ) 分析; DID 分析

【要旨】

労働契約法の改正により制定された無期転換ルールは、有期労働者を雇止めから保護することを目的としている。本研究では無期転換ルールの政策評価を行うため、日本家計パネル調査を用いて、無期転換の選択メカニズム、無期転換後の仕事・生活の質および雇止めの発生確率の変化について、多項ロジットモデル、ダイナミック DID 分析、DID 分析を用いて実証分析を行った。分析の結果、大学卒の者は無期転換を選択しやすい一方で、大学院卒、医療・福祉業、教育・学習支援業従事者は、無期転換を選択しにくいことが明らかになった。次に、他の労働条件を一定とした場合、有期から無期への転換は年収、労働時間、仕事満足度、メンタルヘルスに有意な影響を与えないことも判明した。さらに無期転換ルール施行後、女性有期労働者の勤続年数は有意に減少した一方で、男性有期労働者の転職・失職確率は有意な変化が見られなかった。以上より、無期転換ルールの施行によって有期労働者の待遇が是正されたという証拠を見出せず、むしろ雇止めが増加した可能性があることを考慮すると、有期から無期への転換ではなく、非正規から正規への転換を促進させるなどの見直しが必要である。

與那覇 優棋

慶應義塾大学 商学部

清原 麻央

慶應義塾大学 商学部

杉田 崇哉

慶應義塾大学 商学部

松永 直之

慶應義塾大学 商学部

謝辞：本稿の作成に当たり、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターから「日本家計パネル調査」(JHPS/KHPS)の個票データを提供して頂いた。

無期転換ルールの政策評価

—当該制度が労働者の仕事・生活の質と雇止め発生確率に与える影響の実証分析—

1. はじめに

近年、労働形態の多様化が進んでおり、非正規労働者や有期契約労働者¹の割合が変化している。『労働力調査』(総務省統計局)によると、役員を除く非正規労働者の割合は2022年時点で約37%であり、1999年2月の調査結果と比較すると、約12%増加していることがわかる。また、同調査によると、役員を除く有期契約労働者の割合は2022年時点で約25%であり、約4人に1人が該当するといえる。これらの労働者は、雇用調整や人的コスト削減の面から、企業からの労働需要は大きいといえる。しかし、労働を供給する労働者の立場からすると、有期労働は雇用が不安定であり、待遇も悪いといった問題がある。例えば、阿部(2010)は、1990年代のグローバル化や技術革新によって雇用慣行が不安定となり、雇用リスクを労働者が負担するケースが多くなったことを明らかにしている。また、永田(2009)は、日本におけるワーキングプアの数は増加しており、賃金や雇用保険などの処遇格差が拡大していることから、政策の整備が求められることを主張している。非正規労働者や有期契約労働者の割合が増加している現状を踏まえると、彼らの処遇を改善することは重要であるといえる。

そのような中、2013年に労働契約法が改正され、新たに無期労働契約への転換(以下、無期転換)に関する条文が追加された。これは「労働者と同一の使用者との間で締結された有期労働契約の契約期間が通算5年を超えた時に、当該満了する日の翌日から労務が提供される期間の定めのない労働契約の締結の申込みをしたときは、使用者は申込みを承諾したものとみなす」というものである(労働契約法第18条)。同法律には、大学等及び研究開発法人の研究者、技術者等については、10年を超えた場合に無期転換申込権が発生する10年特例も定められている。無期転換は別段の定めがない限り、現行の労働条件(職務、勤務地、賃金や労働時間など)は同一のまま、雇用契約期間のみが無期になることが前提とされていることが多い。また、無期転換後の雇用形態については、非正規雇用になるケースと正規雇用になるケースのそれぞれがある。

『令和3年有期労働契約に関する実態調査(個人調査)報告書』(厚生労働省)によれば、令和3年度の無期転換者数はおよそ155万人に及ぶと推定されている。一方、戸田・鶴(2014)が行なったアンケート調査によると、改正労働契約法における無期転換ルールについては賛成が多いものの、無期転換を申し込む意思のない者が少なからず存在する。また、『有期契約労働者に関する調査2018』(日本労働組合連合会)によると、無期転換申込権を有している人の約4人に3人が無期転換を申し込んでおらず、その理由として、約6割の人が「待遇が正社員と同等になるわけではないから意味が無い」ことを選んでいる。

この点について、『令和3年有期労働契約に関する実態調査(個人調査)報告書』(厚生労働省)

¹両者は混同されて使用されがちであるが、本来有期雇用労働者の定義は正規・非正規労働者の別を問わない。したがって、正規の有期雇用労働者も少なからず存在する。

によると、「現在の働き方に満足している」と回答した人の割合は有期契約者では65.5%であるのに対し、無期転換者のそれは60.7%と少なく、仕事に満足していない理由として、「賃金水準が正社員に比べて低いから」、「賃金の絶対水準が低いから」、「頑張ってもステップアップが見込めないから」といったものが挙げられている。これらの調査結果を踏まえると、無期転換が実現したとしても、労働者の収入や仕事満足度などは改善しない可能性が指摘できる。

また、無期転換ルール制定の目的として、厚生労働省は「有期労働契約の濫用的な利用を抑制し、労働者の雇用の安定を図る」ことを挙げているが、無期転換によって雇止め²に対する精神的不安が軽減されることで、怠業のインセンティブが増加する懸念もある。例えば Lazear (1981) は、雇用の安定性が增大すると、労働者にとって怠業のインセンティブが増加し、パフォーマンスが減少することを実証から明らかにしている。

さらに、無期転換ルールの制定により、有期労働者がかえって雇止めに遭うという事例が発生していることが報じられている。例えば、有期契約期間が通算10年を迎える大学や研究職員、研究者5千人の雇用継続が未定になったこと³や、パート社員の雇用期間を最大5年に制限している問題があること⁴などが指摘されている。また、2019年に無期転換ルールの有効性について個人にアンケート調査した『無期転換ルールへの対応状況等に関する調査』（独立行政法人 労働政策研究・研修機構）によると、無期転換ルールが「有効ではないと思う」と回答した人のうち、43.3%が「かえって雇止めが増える恐れがあるから」と回答している。特に、2023年は無期転換ルールが制定されて10年が経ち、10年特例の該当者が初めて現れるため、雇止めの発生件数が増加する可能性がある。

以上のことから、無期転換ルールにはメリットだけではなく、さまざまなデメリットが存在している可能性があると考えられる。しかしながら、国内の先行研究を見る限り、どのような労働者が無期転換者しやすいのか、無期転換者の賃金や仕事満足度などがどのように変化するのか、無期転換ルールの施行によって雇止めが発生しやすくなったのではないかと、といったことは必ずしも検証されていない。

そこで本稿では、『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』（慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター）の個票パネルデータを用いて、これらの点を明らかにする。具体的には、まず、無期転換者の属性を明らかにするため、前年に有期非正規雇用者だった者の雇用形態の変化を5つに分類し、多項ロジットモデルを用いて推計する。5つの分類は、①無期転換し正規社員になった者、②無期転換したが非正規社員のままの者、③有期契約のままで正規社員に転換した者、④転職・離職した者、⑤継続して有期非正規雇用の者である。同様に、前年に有期正規雇用者だっ

² 池田(2005)によると、「雇止め」とは使用者において、労働者の意向にかかわらず有期労働契約の更新をしないことで、期間満了を以って有期労働契約を終了させる取扱いのことを指し、使用者の解約権行使による一方的な労働契約の解約を指す「解雇」とは異なる。

³ 『任期付き研究者「雇止め」 継続未定4割の5000人』（日本経済新聞）2023年2月8日 朝刊 39ページ。

⁴ 『雇用上限5年 労組「撤廃を」 パタゴニアに署名3万筆提出』（朝日新聞）2023年6月14日 朝刊 24ページ。

た者についても、雇用形態の変化を⑥無期転換した者、⑦転職・離職した者、⑧継続して有期正規雇用の者の3つに分類し、多項ロジットモデルとして推計する。

次に、無期転換によって年収や週平均労働時間、仕事満足度などのアウトカムにどのような変化が生じたかを検証するために、ダイナミック DID (イベントスタディ) 分析を行う。分析では、トリートメントグループを労働条件の転換が行われた人、コントロールグループを前年の労働条件を継続している人として、無期転換前後のアウトカムの変化について、観察されない個人の異質性などの労働者固有効果や景気などの年固有効果をコントロールしたうえで推計する。最後に、無期転換ルールの開始年の2013年以降に有期契約労働者の雇止めの発生確率が上昇したかを検証するため、トリートメントグループを有期雇用者、コントロールグループを無期雇用者とした DID 分析を実施する。その際に、雇止め発生確率の代理変数として勤続年数と転職・失職確率を用いる。雇止めが減少したとすれば、有期契約雇用者の勤続年数は増加し、転職・失職確率は減少すると考えられるからである。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では無期転換ルールや有期労働者の役割に関する先行研究を概観する。第3章では、分析で使用するデータや変数について説明する。第4節では労働条件の転換や転職・就業継続の選択に関する分析を行い、第5節では労働条件の転換が労働者に与えた影響を、第6節では無期転換ルールの施行が雇止めの発生確率に与えた影響をそれぞれ分析する。第7節で総括、政策評価を行い、今後の展望を述べる次第である。

2. 先行研究

本稿の分析は、無期転換・正社員転換に関する先行研究、さらには、非正規労働者の役割や怠業・モラルハザードに関する先行研究と関係するため、以下、順にそれらの先行研究を概観する。

(1) 無期転換・正社員転換に関する先行研究

増井(2014)は、労働市場に存在する取引摩擦の存在を考慮した均衡サーチモデルに2種類の雇用形態(正規雇用および有期雇用)を取り込んだモデルを用いて、有期雇用の契約期間の上限の引き上げは、失業から正規雇用への移行に関する企業の留保生産性を引き上げるが、有期雇用から正規雇用への移行を低下させるため、そうした政策は望ましくないとしている。また、有期雇用から正規雇用へ転換する際の補助金の導入は、正規雇用における退職金や雇用関係の解消率によって異なる影響を与え、有期雇用から正規雇用への転換を促すかは定かではないため、そうした政策は望ましくないと結論づけた。一方で、Güell and Petrongolo(2007)は、スペインのデータを用いて、無期雇用契約への転換の要因とタイミングについてパネルデータを用いて実証分析し、サービス業ほど無期転換しやすく、建築業ほど転換しにくいことや、転換の要因には性別による違いがあることを明らかにした。リクルートワークス研究所(2011)によると、スペインの労働市場には正規労働者と非正規労働者の二重構造があり、有期契約の労働者が約25%を占めるなど、日本の労働市場と似た特性を持つため、Güell and Petrongolo(2007)の検証結果は日本にとって参考になるといえる。

久米・鶴(2013)は、非正規労働者の雇用形態の転換に焦点を当てた実証分析を行い、非正規雇

用から正社員への転換確率を高める要因として、前職が契約社員であることや労働時間が長いことがあると明らかにした。また、神林(2015)は、非正規雇用として就業している時に多様な経験を積んだ人ほど求職の度合いは大きいものの、転職の成功確率はむしろ低いことを示唆した。このほか、学卒後に非正規就業の経験を持つ現在の正規雇用者を対象にした独自調査を行った玄田(2009)は、企業内の移動と企業間の移動ではプロセスが大きく異なることを明らかにした。具体的には、企業内移動による非正規から正規への移行では業務内容が重視されるのに対し、企業間の移動では、本人の判断基準が重視されるというものである。また小杉(2010)は、25歳から44歳の就業者の経歴調査から非正規から正規への移行の実態を調査し、正社員への移行は20代前半で起こることが多いが、低い地位から高い地位へと引き上げる登用の場合は、20代後半でも差がないと結論づけた。さらに、高橋(2021)は、パネルデータを用いて、雇用保険に加入していたり、教育訓練給付制度を利用していたりする場合には、正規雇用への移行が促進されやすい傾向があることを示した。

(2) 非正規労働者に関する先行研究

朴・平野(2008)や西野(2006)は、非正規労働者の労働市場における役割が増していることを「基幹化」あるいは「基幹労働力化」と表現し、非正規雇用者の活用を増やす「量的基幹化」と、仕事の責任を正社員に近似させる「質的基幹化」の2つが存在すると考察した。武石(2003)は、非正規労働者の基幹労働力化を進める要因として、仕事の要因とキャリアの要因があることを明らかにしたほか、非正規労働者が基幹労働力化した場合、職務内容は正社員に類似しつつあるが、責任については大きな差があり、職務経験の幅や時間の拘束性については企業の方針により異なることを示した。小倉(2007)は、正社員とパートタイマーの関係について、代替関係と補完関係のいずれも示す研究があることを示したほか、福田(2008)は、自己回帰モデルを用いた誤差修正モデル(VECM)を推計し、2000年代の正規雇用者と非正規雇用者の賃金に代替関係が存在することを明らかにした。

雇用形態によるメンタルヘルスの違いを検証した山本(2011)は、正規雇用よりも非正規雇用や失業、非労働力でストレスが大きいことを明らかにした。また、高橋ほか(2014)は、正規雇用者と自発的非正規雇用者のメンタルヘルスは良好で似ているものの、非自発的非正規雇用者のメンタルヘルスは自発的完全失業者と有意な差が見られないことを明らかにした。

(3) 怠業仮説・モラルハザード

Lazear(1981)は、企業が無期雇用という安定性を提供することで、かえって労働者の怠業インセンティブが高まることを明らかにした。一方で、個人の生涯の後半まで支払いを保留することで、労働者の仕事に対する努力を減らすインセンティブが変化することも示唆している。このように、労働時間と賃金は密接に関わっていると言える。また、Vincenzo(2010)はイタリアにおいて、雇用保護法が厳格化すると雇用主にとって雇用のコストが高まるため、労働者が怠業をしやすくなるという結論を実証分析によって導いた。さらに鄭(1995)は、後払い賃金制度や年功序列型の賃金制度が怠業を防止することを示した。このように怠業仮説に関する研究は複数存在するが、研究の範囲はスポーツにも及んでいる。Frick(2011)は、契約更新に近いスポーツ選手は

契約がより長く残っている選手よりもパフォーマンスがよいことを明らかにした。これは選手が契約満了日までに努力量を高めることで、契約更新の実現や将来的な利益の獲得を目指すためと考察している。一方で Batatunde et al. (2015)はサッカーにおいて、長期契約を結ぶことが選手のパフォーマンスに対して正の影響をもたらすことを明らかにした。以上の研究から、労働者は契約更新が近づくとパフォーマンスが高まるが、長期的な安定性を獲得するとかえって怠業インセンティブが高まるという、モラルハザードに基づく怠業仮説が指摘される。

3. 利用データと変数

(1) データ

本稿では、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター(PDRC)による「日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)」(以下 JHPS/KHPS)のパネルデータを使用する。JHPS/KHPS は調査対象者とその配偶者の就業、所得、教育、健康・医療などについて1年毎に追跡調査したものであり、「日本家計パネル調査(JHPS)」と(旧)「應義塾家計パネル調査(KHPS)」が統合されたものである。KHPS は2004年より全国約4,000世帯、対象者7,000人、JHPS は2009年より全国4000人を対象として継続的に調査が実施されている。また、KHPS は20歳から69歳の男女、JHPS は20歳以上の男女を対象としている。これら同一個人のパネルデータを追跡することによって、実際に観察不可能な個人の固有效果をコントロールすることができる。

本稿の分析では、対象年を2004年から2021年の18年とし、対象者を20歳以上65歳未満の男女に限定した。JHPS/KHPS では調査対象者に配偶者がいる場合、配偶者においても調査対象者と同様の調査項目が記載されている。本稿では無期転換者のサンプルサイズを十分に確保するため、調査対象者の配偶者も独立したサンプルとして利用する。これにより、全体のサンプルサイズは122,489となった。

(2) 契約期間および雇用形態の転換の定義

JHPS/KHPS には無期転換制度利用経験の有無に関する質問項目が存在しないため、本稿では無期転換者を「 $t-1$ 年度に有期労働契約を締結しており、 t 年度に同一職場内で雇用契約期間の定めが無くなった者」⁵と定義した。さらに、本稿では無期転換後の雇用形態(正規雇用か非正規雇用⁶)も考慮し、 $t-1$ 年度から t 年度にかけての有期・無期契約および正規・非正規雇用の変化を次のように定義した。まず、図1で示したように、 $t-1$ 年度に有期契約でかつ非正規雇用であった雇用者を対象として、 t 年度に①同一職場内で無期かつ正規となった者を「無期転換正規雇用」、②無期かつ非正規となった者を「無期転換非正規雇用」、③有期かつ正規となった者を「有期正規雇用転換」、④転職や失職した者を「転職・失職」、⑤ t 年度も継続して有期かつ非

⁵ 小前(2022)を参考にした。

⁶ JHPS/KHPS の「職位」の調査項目において、「1.常勤の職員・従業員(正規社員)一役職なし」、「2.常勤の職員・従業員(正規社員)一役職あり」、「3.常勤の職員・従業員(正規社員)一経営者」を選択したものを正規雇用、「4.契約社員」、「5.アルバイト・パートタイマー」、「6.派遣社員」、「7.嘱託」を選択したものを非正規雇用と定義した。

正規のままの者を「有期非正規雇用(継続)」と定義した。同様に、図2で示したように、 $t-1$ 年度に有期契約かつ正規雇用であった雇用者を対象として、⑥ t 年度に同一職場内で無期かつ正規となった者を「無期転換正規雇用」、⑦転職や失職した者を「転職・失職」、⑧継続して有期かつ正規のままの者を「有期正規雇用(継続)」と定義した。 $t+1$ 年度以降も同じ職場で勤続し、かつ契約期間の有無・雇用形態が t 年度と同じ場合、再度転換者としてカウントしている。以下、本稿では①②③④⑥⑦をまとめて「(労働条件の) 転換」⑤⑧を「(労働条件の) 継続」と呼称する。

本稿の主眼は無期転換ルールの政策評価にあるため、第4節の有期労働者の労働条件の転換・継続の選択メカニズムに関する分析では、特に①無期転換正規雇用②無期転換非正規雇用⑥無期転換正規雇用の3つの無期転換に焦点を当てつつ、それらの選択確率に影響を与える要因を明らかにする。これに加え、当該分析ではさらにサンプルを2013年以前と2014年以降に分けて分析することで、無期転換ルールが施行された2014年以降に⑤転職・失職⑧転職・失職の選択確率が変化していないかを明らかにすることができる。

図1 有期非正規雇用者の転換パターン

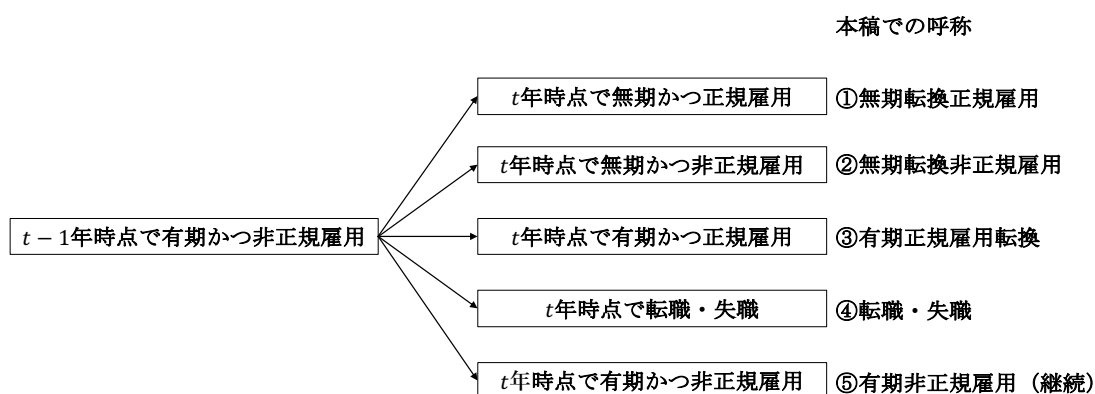
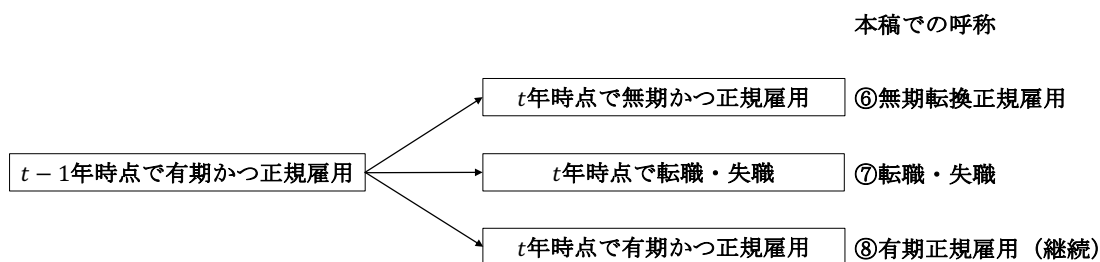


図2 有期正規雇用者の転換パターン



(3) 利用する変数

本稿では以下の変数を利用する。まず、個人属性には男性を1とする男性ダミー、既婚者を1とする既婚ダミー、年齢については、20歳代、30歳代、40歳代、50歳代、60歳代を1とする年代ダミー、勤続年数については、勤続3年未満、勤続3年目から勤続7年目、そして勤続8年目以上の7つのダミー変数、最終学歴については中学・高校卒ダミー、大学卒ダミー、大学院卒ダミー、短大・高専・専門卒ダミーを用いる。就業には労働組合に加入している者を1とする労

働契約加入ダミー、雇用保険に加入しているものを1とする雇用保険加入ダミー、管理職に就いている者を1とする管理職ダミー、専門職⁷に就いている者を1とする専門職ダミーを用いる。従業員規模については、30人未満、30人以上99人未満、100人以上499人以下、500人以上、官公庁の5つのダミー変数を用いる。業種については、建設業、製造業、卸売・小売業・飲食業・宿泊業、金融・保険業・不動産業、運輸・通信情報業、ユティリティ業、医療・福祉、教育・学習支援業、その他サービス業、農林水産業ほかの11個のダミー変数を用いる。

(4) 記述統計量

本稿の分析で用いる変数の記述統計量は表1のとおりであり、分析期間全体のサンプルに加え、上記で定義した8つの転換および継続パターンにおける各変数の平均値も示している。8つのグループの観測数はそれぞれ①767、②1452、③227、④1405、⑤8265、⑥993、⑦140、⑧521となっており、⑤有期非正規雇用(継続)が最も多くなっている。また、④転職・失職、⑦転職・失職は定義上、 t 年時点で勤続年数が0となるため、掲載を省略している。

表1では全サンプルの特性とともに各転換・継続グループにおける労働者特性を概観することができる。まず個人属性に着目すると、②無期転換非正規雇用、⑤有期非正規雇用(継続)の男性ダミーの平均値が低いことから女性の割合が多いことが分かる。この結果は、非正規雇用全体として女性の割合が高いことが関係している。最終学歴が大学院の者に着目すると、他に比べて⑦転職・失職、⑧有期正規雇用(継続)の割合が高いが、その要因として有期正規雇用には医者や教員などの高度な学習経験を要する職業に従事している労働者が含まれるためだと考えられる。⑦転職・失職、⑧有期正規雇用(継続)の専門職ダミーの数値が高いことから同様の要因が考えられる。就業属性の雇用保険に着目すると、①無期転換正規雇用、③有期正規雇用、⑥無期転換正規雇用、⑧有期正規雇用ではいずれも9割近くが雇用保険に加入していることがわかる。この結果は雇用保険に加入している人ほど正社員転換する傾向があるという先行研究(高橋, 2021)と類似している一方、転換制度が整っていることで加入率が高まっているなどといった逆の因果性も考えられる。後者の可能性については、固定効果モデルを用いることで時間不変の企業固有効果を除去することで推計する。アウトカム変数を見ると、年収は非正規雇用である②無期転換非正規雇用、⑤有期非正規雇用(継続)と④転職・失職で低くなっている。④転職・失職と⑦転職・失職で大きな差が生じているのは、専門職か否かが影響していると考えられる。仕事満足度とGHQ12に着目すると、継続して有期雇用の人に比べて無期転換している人の方が低いことから、無期転換によって負の影響が生じている可能性が考えられる。従業員規模について、転職・失職した人を除いて、いずれの雇用契約、職位においても500人以上の割合が高いことから従業員規模が大きいほど転換が起こりやすいと言える。その要因として業績が安定しており、労働環境が整っている大企業ほど、中小企業に比べて無期転換制度や正社員転換制度を利用しやすいことが考えられる。また業種ではアルバイト・パートタイムの基幹化が進んでいる

⁷ JHPS/KHPSの「仕事の内容」の調査項目において、「9.専門的・技術的職業従事者(企業などの研究・技術者、保健医療、法務従事者、教員、芸術家など)」を選択したものを専門職に従事していると定義した。

とされる小売・卸売業、飲食業（西村, 2004）の割合は、②無期転換非正規雇用において高くなっている。また医療・福祉、教育・学習支援業では⑦転職・失職、⑧有期正規雇用の割合が高くなっている。この結果から有期正規雇用者において正規社員でありながら雇用契約期間の定めがある教員や医者などが多く含まれている可能性が示唆される。

表 1 記述統計量

変数名	全体	有期非正規雇用					有期正規雇用		
		①無期転換 正規雇用	②無期転換 非正規雇用	③有期 正規雇用転換	④転職・失職	⑤有期 非正規雇用 (継続)	⑥無期転換 正規雇用	⑦転職・失職	⑧有期 正規雇用 (継続)
個人属性									
男性ダミー	0.481	0.488	0.141	0.551	0.216	0.176	0.702	0.757	0.756
既婚ダミー	0.849	0.738	0.823	0.819	0.780	0.842	0.831	0.779	0.885
年齢	47.687	45.522	49.468	53.515	46.989	50.529	49.292	53.136	55.370
勤続年数	12.561	8.802	7.466	16.295	-	8.020	17.865	-	17.907
学歴									
中学卒・高校卒ダミー	0.487	0.409	0.518	0.398	0.479	0.513	0.336	0.429	0.382
大学卒ダミー	0.257	0.295	0.140	0.336	0.201	0.184	0.449	0.314	0.371
大学院卒ダミー	0.021	0.016	0.005	0.027	0.015	0.009	0.027	0.093	0.093
短大・高専・専門卒ほか	0.235	0.280	0.337	0.239	0.305	0.294	0.187	0.164	0.154
就業									
労働組合加入ダミー	0.206	0.325	0.124	0.165	0.085	0.151	0.375	0.063	0.207
雇用保険加入ダミー	0.550	0.930	0.637	0.869	0.468	0.723	0.908	0.545	0.892
管理職ダミー	0.056	0.016	0.000	0.063	0.007	0.006	0.126	0.143	0.214
専門職ダミー	0.172	0.239	0.124	0.313	0.165	0.152	0.308	0.381	0.342
アウトカム変数									
年収	383.437	368.295	150.358	332.350	154.054	166.087	571.600	464.840	605.124
週平均労働時間	38.748	43.756	27.821	39.977	30.933	30.933	44.627	39.434	42.518
仕事満足度	5.319	5.331	5.433	6.265	4.405	5.443	5.558	4.884	6.009
GHQ12	21.866	21.134	21.318	21.767	20.458	21.621	22.002	22.459	22.066
従業員規模ダミー									
30人未満	0.368	0.160	0.182	0.143	0.291	0.094	0.112	0.298	0.139
30人以上99人以下	0.143	0.200	0.220	0.188	0.188	0.149	0.197	0.155	0.180
100人以上499人以下	0.185	0.270	0.255	0.175	0.243	0.269	0.201	0.214	0.250
500人以上	0.242	0.322	0.329	0.368	0.216	0.409	0.385	0.298	0.333
官公庁	0.063	0.048	0.014	0.126	0.061	0.079	0.106	0.036	0.098
業種									
建設業	0.085	0.039	0.020	0.049	0.030	0.023	0.038	0.012	0.087
製造業	0.169	0.110	0.128	0.164	0.111	0.114	0.160	0.107	0.176
卸売・小売業・飲食業・宿泊業	0.206	0.120	0.348	0.102	0.265	0.304	0.081	0.083	0.109
金融・保険業・不動産業	0.049	0.040	0.073	0.062	0.051	0.065	0.088	0.083	0.050
運輸・通信情報業	0.093	0.181	0.072	0.071	0.079	0.075	0.133	0.119	0.043
ユティリティ業	0.014	0.012	0.009	0.000	0.002	0.009	0.021	0.024	0.017
医療・福祉	0.117	0.206	0.158	0.159	0.183	0.149	0.165	0.262	0.182
教育・学習支援業	0.062	0.060	0.053	0.177	0.082	0.083	0.139	0.143	0.151
その他サービス業	0.126	0.211	0.126	0.146	0.130	0.114	0.115	0.155	0.118
公務	0.046	0.008	0.006	0.066	0.047	0.058	0.054	0.012	0.052
農林水産業ほか	0.021	0.000	0.001	0.004	0.007	0.003	0.001	0.000	0.002

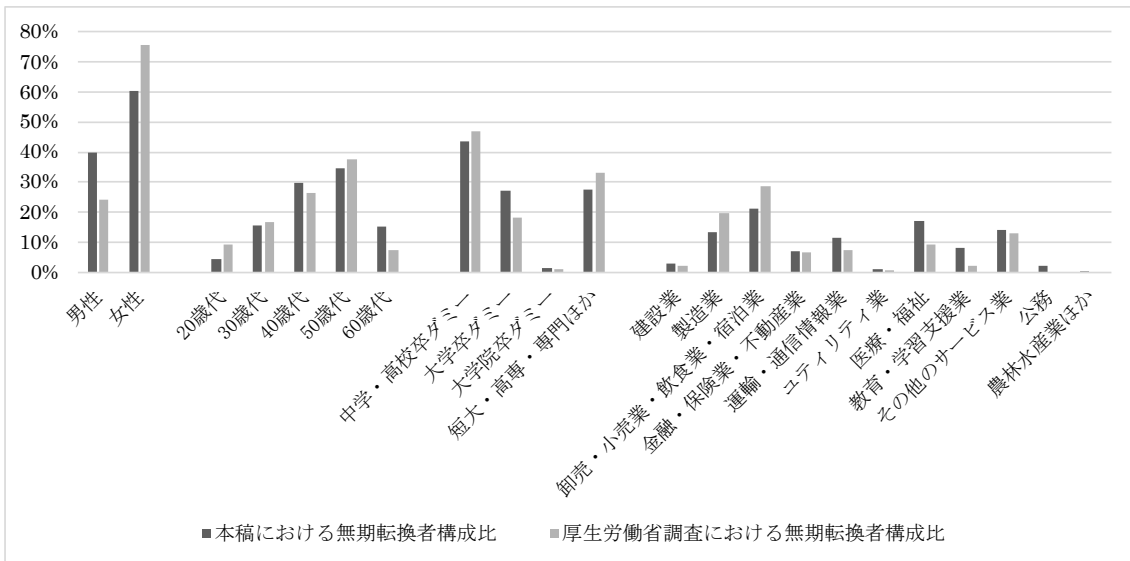
備考1： サンプルサイズはそれぞれ①767②1,452③227④1,405⑤8,265⑥993⑦140⑧521である。

備考2： 数値は平均値を掲載している。

備考3： 転職・失職者は勤続年数が0にリセットされるため記載を省略した。

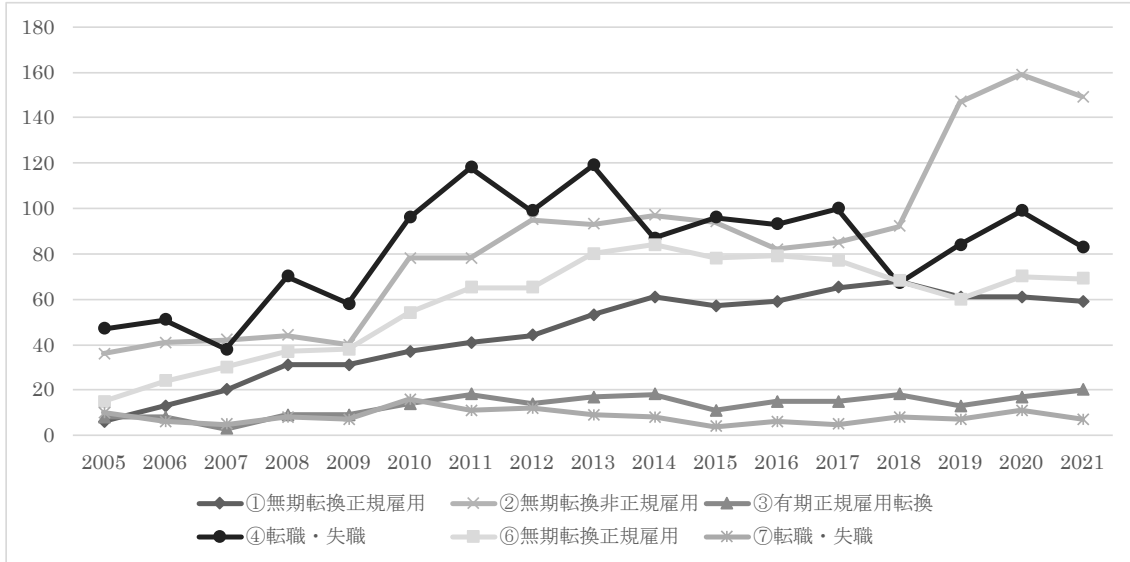
また、前節で述べたとおり本稿では転換者を独自に定義しているため、実際の転換者のデータと乖離がないか検証した。図3では、無期転換者の実態について調査した『令和3年有期労働契約に関する実態調査(個人調査)』(厚生労働省)における無期転換者の性別、年齢層、最終学歴、業種のデータと、本稿で定義した無期転換者(ここでは①無期転換正規雇用、②無期転換正規雇用、⑥無期転換正規雇用を併せたものを指す)の各変数データを突合した。図3では、性別に15%ほど乖離が認められるが、その他の変数の誤差は概ね5%以内に収まっている。本稿における転換者の属性は概ね実状に沿ったものであるが、こうした若干の統計上の誤差があることに注意されたい。

図 3 無期転換者の構成比の比較



また、JHPS/KHPS における各年度における転換者数の構成比を図 4 に示した。この図をみると、②無期転換非正規雇用の数が 2019 年を機に急増していることがわかる。これは、2013 年に制定された無期転換ルールから 5 年が経って、無期転換該当者が現れた結果であると考えられる⁸。また、図からは、その他の転換者数の推移には目立った増減がないこともわかり、これらの転換者については無期転換ルールの影響は顕著に受けなかったことが示唆される。

図 4 JHPS/KHPS における労働条件の転換数の推移



⁸ JHPS/KHPS は毎年 1 月に調査されるため、無期転換した年と回答した年で 1 年のタイムラグが生じる。また、2019 年に JHPS は新規コーホートを追加しているが、定義上転換者数は当年にその影響を受けない。

4. 労働条件の転換・継続の選択に関する分析

(1) 個人属性および就業属性に関する分析

本節では、前節で確認した転換者・継続者の特性を踏まえ、性別や年齢、学歴などの個人属性、および労働組合の加入有無や業種などの就業属性に着目し、これらの要因が労働者の雇用転換・継続の選択に与える影響を多項ロジットモデルによって分析する。推計式は以下のとおりである。

$$\left. \begin{array}{l} \text{①無期転換正規雇用} \\ \text{②無期転換非正規雇用} \\ \text{③有期正規雇用転換} \\ \text{④転職・失職} \\ \text{⑤有期非正規雇用(継続)} \end{array} \right\} = \Lambda(\beta \text{Individual}_{it} + \gamma \text{Employment}_{it} + \lambda_t) \quad (1)$$

$$\left. \begin{array}{l} \text{⑥無期転換正規雇用} \\ \text{⑦転職・失職} \\ \text{⑧有期正規雇用(継続)} \end{array} \right\} = \Lambda(\beta' \text{Individual}_{it} + \gamma' \text{Employment}_{it} + \lambda_t) \quad (2)$$

ここで Individual_{it} は i の t 年における性別、年齢層、最終学歴などの個人属性変数ベクトル、 Employment_{it} は i の t 年における労働組合加入ダミー、雇用保険加入ダミー、管理職ダミー、専門職ダミー、製造業をベースとした業種ダミー、従業員規模が 30 人未満をベースとした従業員規模ダミーなどの就業属性変数ベクトル、 λ_t は時間固有効果、 $\Lambda(\cdot)$ は累積ロジスティック分布関数を表す。個人・就業属性変数ベクトルの係数の推計結果をみることで、どのような要素が労働同条件の転換・継続の選択メカニズムに影響を与えるかを明らかにすることができる。被説明変数のとりうる選択肢について、まず (1) 式では転換前が有期非正規雇用であった者について分析しており、ベースを⑤有期非正規雇用(継続)とし、その他の選択肢に対してそれぞれ①無期転換正規雇用、②無期転換非正規雇用、③有期正規雇用転換、④転職・失職を対応させている。(2) 式では転換前が有期正規雇用であった者について分析しており、ベースを⑧有期正規雇用(継続)とし、その他の選択肢には⑥無期転換正規雇用、⑦転職・失職を対応させている。

表 2 は推計結果を示しており、(1)、(2)、(3)、(4) 列はそれぞれ①無期転換正規雇用、②無期転換非正規雇用、③有期正規雇用転換、④転職・失職について、ベースを⑤有期非正規雇用(継続)とし、転換前の雇用形態が有期非正規雇用であった者について分析している。(5)、(6) 列はそれぞれ⑥無期転換正規雇用⑦転職・失職について、ベースを⑧有期正規雇用(継続)とし、転換前の雇用形態が有期正規雇用であった者について分析している。ここで用いる多項ロジットモデルは、ある選択肢をベースとして分析する推計法であり、係数はそのベースに対する差を示すこととなる。本節では、(1)、(2)、(3)、(4)列の 4 列で 1 つ、(5)、(6)列の 2 列で 1 つの推計結果を示している。

推計結果の個人属性を見ると、(1)、(3)、(4)列の男性ダミーの係数が統計的に有意に正である

ことから女性に比べ男性の方が有期非正規雇用の継続よりも正規社員の転換、あるいは転職・失職する者が多いことがわかる。男性は女性に比べ正規社員転換が選択されやすいという結果は、正規社員転換の要因について分析した高橋(2012)、玄田(2008)の結果と整合的である。また、(1)、(4)、(6)列の年齢層ダミーに注目すると 60 歳代の係数が統計的に有意に負であることから、60 歳代の労働者は 20 歳代の労働者に比べ、無期転換や転職・失職することなく、同一の労働条件を継続して選択しやすいことが読み取れる。このことは、定年後の再雇用制度に無期転換ルールが適用されない⁹ことが影響していると考えられる。(1)、(5)列の学歴ダミーに着目すると、大学卒の係数が統計的に有意に正であることから、最終学歴が大学の者は、中学・高校卒の者に比べて無期転換しやすい傾向があることがわかる。また(5)列の大学院卒の係数が統計的に有意に負であることから、中学・高校卒の者に比べて大学卒の者は無期転換を選択しにくい傾向があることがわかる。無期転換は原則、現行の労働条件を保持したまま、契約期間だけが無期になるという規定がなされている場合が多く、大学院卒の者はステップアップを見込んで、あえて無期転換を選択しなかった可能性が考えられる。

就業属性の労働組合加入ダミー、雇用保険加入ダミーに着目すると、(1)、(3)列の係数はともに統計的に有意に正、(4)列において有意に負であることから労働組合および雇用保険に加入しているほど正規雇用転換を選択しやすく、また転職・失職しにくいことがわかる。この結果は雇用保険の加入が正規雇用転換確率を高めることを明らかにした高橋(2021)の研究と同様の結果である。また雇用保険加入ダミーの(2)列の係数が負に有意になっていることから、雇用保険に加入することで、雇止めや解雇の心理的不安が軽減され、無期転換を選択するインセンティブが減少するためと考察できる。管理職ダミーでは、(1)、(3)列の係数が統計的に有意に正、(2)列では有意に負であることから正規雇用転換は選択されやすい一方で、無期転換は選択されにくいことが読み取れる。同様に専門職ダミーを見ると、(1)、(3)列で統計的に有意に正、(5)列では有意に負であることから、専門職に従事している人ほど非正規雇用から正規雇用に転換しやすく、正規雇用者においては無期転換を選択しにくい傾向があることがわかる。また従業員規模を見ると、(1)、(2)、(3)、(4)列においてほとんどの係数が統計的に有意に負になっていることから、従業員規模が大きいほど転換や転職することなく、同条件の環境で労働を継続する者が多いことがわかる。最後に、業種について着目すると、卸売・小売業・飲食業・宿泊業では(1)、(3)、(5)列の係数が統計的に有意に負であることからこれらの業種においては正規雇用転換が起こりにくく、また有期正規雇用者が無期転換する確率も低いことが読み取れる。医療・福祉においては、(2)列の係数が統計的に有意に負であることから無期転換が起こりにくく、また教育・学習支援業においては(1)、(2)、(4)列で有意に正、(3)列で有意に負という結果から正規雇用への転換は起こるものの、無期転換は起きにくいということが読み取れる。

⁹ 有期雇用特別措置法によると、「適切な雇用管理計画を策定し、都道府県労働局長から認定を受けた雇用主のもとで、定年を迎えた後も雇用される有期雇用労働者（継続雇用の高齢者）について、無期転換申込権が発生しない特例」が設けられている。

表 2 個人属性および就業属性に関する推計結果

	⑤ 有期非正規雇用 (継続) (ベース)				⑧ 有期正規雇用 (継続) (ベース)	
	① 無期転換正規雇用 (1)	② 無期転換非正規雇用 (2)	③ 有期正規雇用転換 (3)	④ 転職・失職 (4)	⑥ 無期転換正規雇用 (5)	⑦ 転職・失職 (6)
個人属性						
男性ダミー	1.550*** (0.120)	-0.00307 (0.108)	1.431*** (0.202)	0.571*** (0.120)	-0.0457 (0.188)	0.315 (0.392)
既婚ダミー	0.0107 (0.124)	-0.134 (0.0930)	-0.278 (0.234)	-0.139 (0.120)	-0.0579 (0.245)	-0.526 (0.389)
年齢層ダミー (ベース: 20歳代)						
30歳代	0.137 (0.274)	0.209 (0.238)	1.229 (0.771)	-0.269 (0.208)	0.266 (0.424)	0.586 (0.872)
40歳代	0.157 (0.279)	0.122 (0.233)	1.190 (0.786)	-0.571*** (0.205)	-0.319 (0.430)	0.347 (0.882)
50歳代	-0.545* (0.281)	0.198 (0.231)	1.078 (0.790)	-1.178*** (0.216)	0.128 (0.422)	0.0788 (0.872)
60歳代	-2.004*** (0.299)	-0.309 (0.237)	1.587** (0.778)	-1.895*** (0.233)	-2.017*** (0.427)	-0.405 (0.876)
学歴ダミー (ベース: 中学・高校卒)						
大学卒	0.559*** (0.115)	-0.141 (0.0997)	0.0957 (0.197)	0.0885 (0.119)	0.585*** (0.182)	0.419 (0.394)
大学院卒	-0.462 (0.389)	-0.524 (0.456)	-0.664 (0.638)	0.327 (0.369)	-1.244*** (0.328)	0.344 (0.637)
短大・高専・専門卒ほか	0.0789 (0.120)	0.0294 (0.0766)	-0.00492 (0.215)	-0.0347 (0.103)	0.198 (0.232)	0.390 (0.487)
就業属性						
労働組合加入ダミー	1.160*** (0.112)	-0.141 (0.0980)	0.457** (0.210)	-0.311** (0.149)	0.285* (0.167)	-1.814*** (0.626)
雇用保険加入ダミー	1.382*** (0.159)	-0.428*** (0.0715)	0.865*** (0.227)	-0.265*** (0.0935)	-0.155 (0.256)	-0.681 (0.432)
管理職ダミー	0.979*** (0.398)	-34.77*** (0.198)	1.626*** (0.365)	0.684 (0.458)	-0.272 (0.225)	-0.0802 (0.462)
専門職ダミー	0.589*** (0.147)	-0.0931 (0.119)	0.768*** (0.199)	-0.219 (0.150)	-0.376* (0.228)	0.295 (0.515)
従業員規模 (ベース: 30人未満)						
30人以上99人以下	-0.475*** (0.159)	-0.297*** (0.109)	-0.416 (0.277)	-0.910*** (0.127)	0.562** (0.271)	-0.828* (0.495)
100人以上499人以下	-0.941*** (0.151)	-0.794*** (0.106)	-0.890*** (0.279)	-1.272*** (0.121)	0.223 (0.273)	-0.930** (0.466)
500人以上	-1.305*** (0.156)	-0.984*** (0.103)	-0.725*** (0.271)	-1.840*** (0.134)	0.613** (0.259)	-0.331 (0.444)
官公庁	-0.436* (0.239)	-1.646*** (0.316)	-0.218 (0.403)	-1.123*** (0.225)	0.436 (0.369)	-2.281 (1.615)
業種 (ベース: 製造業)						
建設業	0.131 (0.278)	-0.220 (0.232)	0.0502 (0.385)	0.173 (0.254)	-0.652* (0.393)	-15.27*** (0.490)
卸売・小売業・飲食業・宿泊業	-0.986*** (0.196)	-0.0135 (0.111)	-0.696** (0.315)	-0.119 (0.150)	-0.885*** (0.282)	-0.200 (0.675)
金融・保険業・不動産業	-0.186 (0.244)	0.249 (0.152)	0.398 (0.356)	0.236 (0.233)	0.765** (0.300)	1.149* (0.681)
運輸・通信情報業	0.408** (0.179)	-0.187 (0.154)	-0.621* (0.353)	-0.101 (0.200)	1.114*** (0.319)	1.835*** (0.694)
ユティリティ業	0.350 (0.349)	-0.0820 (0.322)	-13.81*** (0.321)	-1.190 (0.753)	0.941* (0.555)	0.312 (1.190)
医療・福祉	0.137 (0.184)	-0.340** (0.135)	0.00236 (0.313)	0.00316 (0.178)	-0.110 (0.251)	0.560 (0.604)
教育・学習支援業	-0.843*** (0.227)	-0.758*** (0.180)	0.724** (0.286)	-0.367* (0.222)	-0.409 (0.325)	0.0872 (0.706)
その他サービス業	0.565*** (0.165)	-0.0884 (0.132)	-0.0621 (0.283)	0.0343 (0.168)	-0.0935 (0.260)	0.922 (0.567)
公務	-2.344*** (0.525)	-1.989*** (0.439)	-0.294 (0.498)	-0.397 (0.270)	-0.105 (0.455)	0.383 (1.736)
農林水産業ほか	-14.75*** (0.517)	-0.796 (0.757)	1.205 (1.234)	0.538 (0.568)	-15.97*** (1.071)	-16.45*** (1.270)
年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
観測数	9,460	9,460	9,460	9,460	1,341	1,341
擬似決定係数	0.1231	0.1231	0.1231	0.1231	0.2022	0.2022

注 1 : *** p<0.01, ** p<0.05, *p<0.1

注 2 : 数値は係数、括弧内はロバスト標準誤差

(2) 勤続年数に関する分析

ここでは、無期転換ルールの制定によって労働者の転換の選択がどのように変化したのかについて調査するため、2013年以前と2014年以降の勤続年数に着目し、分析を行った。特に無

期転換権が得られる勤続5年目前後に注目し、その変化について考察する。仮に無期転換ルールの施行により、無期転換を阻害する目的での雇止めが発生していた場合、2014年以降は勤続年数が5年目に近づくにつれて、④、⑦の転職・失職が選択されやすくなるはずである。推計式は以下の通りである。

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{①無期転換正規雇用} \\ \text{②無期転換非正規雇用} \\ \text{③有期正規雇用転換} \\ \text{④転職・失職} \\ \text{⑤有期非正規雇用(継続)} \end{array} \right\} = \Lambda(\gamma Duration_{it-1} + X_{it} + \lambda_t) \quad (3)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{⑥無期転換正規雇用} \\ \text{⑦転職・失職} \\ \text{⑧有期正規雇用(継続)} \end{array} \right\} = \Lambda(\gamma' Duration_{it-1} + X_{it} + \lambda_t) \quad (4)$$

ここで、 $Duration_{it-1}$ は*i*の*t*-1年度における勤続年数、 X_{it} はコントロール変数を示し、コントロール変数には(1)、(2)式における個人・企業属性変数ベクトルを含めている。また、転職・失職者は*t*年度の勤続年数が0にリセットされることから、*t*-1年度の勤続年数を用いている。

表3は2013年以前の勤続年数に関する推計結果、表4は2014年以降の勤続年数に関する推計結果である。ただし、(1)の推計で用いた個人属性および就業属性をコントロールしている。表3と表4を比較すると、表4の(2)列では2014年以降に勤続年数7年目を除いて、勤続年数が3年以上の係数が統計的に有意に正に変化していることから無期転換ルールの施行によって無期転換を選択する傾向が強くなっていることがわかる。一方、表3および表4の(4)列においては、表3の勤続3年目を除いたすべての係数が統計的に有意に負となっており、無期転換ルールによって転職・失職者がどのように変化したかについて、明確な違いは表れていない。また表4の(5)列では、勤続6年目の係数が統計的に有意に正となっていることから、無期転換ルールによる影響が及んでいる可能性が示唆される。

表3 勤続年数に関する推計結果 (2013年以前)

	⑤有期非正規雇用 (継続) (ベース)				⑧有期正規雇用 (継続) (ベース)	
	①無期転換正規雇用	②無期転換非正規雇用	③有期正規雇用転換	④転職・失職	⑥無期転換正規雇用	⑦転職・失職
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
勤続年数ダミー(前年度) (ベース: 3年未満)						
勤続3年目	0.921*** (0.290)	-0.337 (0.232)	-0.394 (0.769)	-0.299 (0.248)	-0.567 (0.585)	-2.707* (1.439)
勤続4年目	0.772** (0.326)	-0.191 (0.238)	0.407 (0.595)	-0.743** (0.323)	0.611 (0.623)	-1.362 (1.219)
勤続5年目	1.004*** (0.330)	-0.302 (0.260)	0.695 (0.594)	-0.958*** (0.365)	-0.184 (0.631)	-16.57 (1.983)
勤続6年目	1.217*** (0.332)	-0.0913 (0.257)	1.177** (0.519)	-0.950** (0.405)	-0.466 (0.642)	-1.250 (1.088)
勤続7年目	1.437*** (0.371)	-0.131 (0.299)	-0.383 (1.067)	-1.641*** (0.605)	0.390 (0.767)	-16.92 (2.764)
勤続8年以上	0.800*** (0.265)	-0.122 (0.161)	0.910** (0.387)	-0.823*** (0.232)	1.395*** (0.373)	0.356 (0.676)
コントロール変数	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
観測数	3,170	3,170	3,170	3,170	454	454
擬似決定係数	0.1520	0.1520	0.1520	0.1520	0.2958	0.2958

注1 : *** p<0.01, ** p<0.05, *p<0.1

注2 : 数値は係数、括弧内はロバスト標準誤差

表4 勤続年数に関する推計結果 (2014年以降)

	⑤有期非正規雇用 (継続) (ベース)				⑧有期正規雇用 (継続) (ベース)	
	①無期転換正規雇用	②無期転換非正規雇用	③有期正規雇用転換	④転職・失職	⑥無期転換正規雇用	⑦転職・失職
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
勤続年数ダミー(前年度) (ベース: 3年未満)						
勤続3年目	0.602** (0.249)	0.311** (0.156)	0.203 (0.576)	-0.630*** (0.205)	0.378 (0.516)	-0.0562 (0.914)
勤続4年目	1.017*** (0.232)	0.434*** (0.161)	0.917* (0.499)	-0.645*** (0.222)	-0.234 (0.511)	-0.0722 (0.843)
勤続5年目	0.882*** (0.249)	0.362** (0.170)	0.957* (0.502)	-0.876*** (0.259)	0.574 (0.537)	-0.706 (1.187)
勤続6年目	1.002*** (0.246)	0.290* (0.171)	0.764 (0.532)	-0.953*** (0.265)	1.106* (0.588)	-13.94 (1.188)
勤続7年目	1.173*** (0.251)	0.176 (0.189)	1.343*** (0.479)	-0.731*** (0.267)	0.0118 (0.518)	-14.90 (1.140)
勤続8年以上	1.521*** (0.162)	0.390*** (0.105)	1.521*** (0.303)	-1.309*** (0.162)	1.206*** (0.280)	-1.137** (0.514)
コントロール変数	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
観測数	6,093	6,093	6,093	6,093	816	816
擬似決定係数	0.1530	0.1530	0.1530	0.1530	0.2695	0.2695

注1 : *** p<0.01, ** p<0.05, *p<0.1

注2 : 数値は係数、括弧内はロバスト標準誤差

5. 労働条件の転換が労働者の仕事・生活の質のアウトカムに与えた影響に関する分析

本節では労働条件の転換後、年収や週平均労働時間、仕事満足度といった仕事の質やGHQ12のようなメンタルヘルス指標がどのように推移して行くかを、転換者(トリートメントグループ)と継続者(コントロールグループ)を時系列比較したダイナミック DID (イベントスタディ) 分析によって推計する。ダイナミック DID 分析は、政策変更の影響を処置群と対照群で比較し、政策効果を推計する DID 分析を拡張した分析である。政策変更などのイベントのタイミングが同時ではなく、段階的に生じた際に、そのタイミングの前後で処置群と対照群のアウトカムの差がどのように変化しているかを比較し、政策効果を推計できる点が特徴である。

本稿ではパネルデータを用いることで、例えば仕事満足度が高いから無期転換を選択するなどといった逆の因果性を排除しながら年ごとの労働者のアウトカムの推移をみる事ができる。

推計式は以下のとおりである。

$$Y_{it} = \sum_{j \neq -1} \beta_j \mathbf{1}(t - \text{convertyear}_i = j) + \alpha_i + \lambda_t + X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

ここで、 Y_{it} は*i*の*t*年度における年収やメンタルヘルス指標などのアウトカム、 convertyear_i は*i*が労働条件を転換した年、 α_i は個人・企業固有效果、 λ_t は時間固有效果、 X_{it} はコントロール変数ベクトル、 ε_{it} は撓乱項である。コントロール変数には第4節の推計で用いた個人属性、就業属性を含んでいる。また、 $\mathbf{1}(A)$ は*A*が真であるならば1をとるダミー変数であり、 $\sum_{j \neq -1} \beta_j \mathbf{1}(t - \text{convertyear} = j)$ は労働者の転換年のラグ項・リード項と係数 β_j の線型結合である。例えば $j = 0$ は転換年を表し、 $j = 1$ は転換の1年後時点を表す。ここで、多重共線性を排除するため、 $j = -1$ をベースとして除外している。したがって、ラグ項・リード項の係数 β_j は転換者と継続者における、転換する1年前と比較した際のアウトカムの差異を表す¹⁰。

実際に分析する前に、転換が行われる前後での各アウトカムの平均値の推移について予備的分析を行う。以下では、労働者ごとに転換が行われた年を0と設定し、そのアウトカムの平均値の5年前後の推移を描いた。まず、図1の年収についてみると、転換前後に大きな変化は見られないことがわかる。次に図2の週平均労働時間に着目すると、③有期正規雇用転換および④転職・失職が転換後に増加と減少を繰り返していることが読み取れる。また、⑥無期転換正規雇用に着目すると、無期転換直後に週平均労働時間が減少しているため、雇用の安定性が増大したことで、怠業のインセンティブが増加するという怠業仮説が成り立っている可能性を示唆している。図3の仕事満足度についてみると、①無期転換正規雇用および③有期正規雇用転換は転換後、大きく低下しており、④転職・失職においては向上していることがわかる。特に①無期転換正規雇用においては、無期転換権の獲得にあたって転換前は仕事のモチベーションが向上するものの、転換後は年が経つにつれて低下していることから、こちらも怠業仮説が成立している可能性を示唆される。⑦転職・失職においては、1年から2年にかけて向上し、その後は大きく低下している。最後に、図4のGHQ12に着目すると、すべての転換形態において、また転換前後に関わらず年ごとによって変動が大きいことが読み取れる。

図1 転換前後の収入（万円）の平均値の推移

¹⁰ 分析概要や Stata コード、結果の解釈の方法については、Clarke and Tapia-Schythe(2021)を参照した。

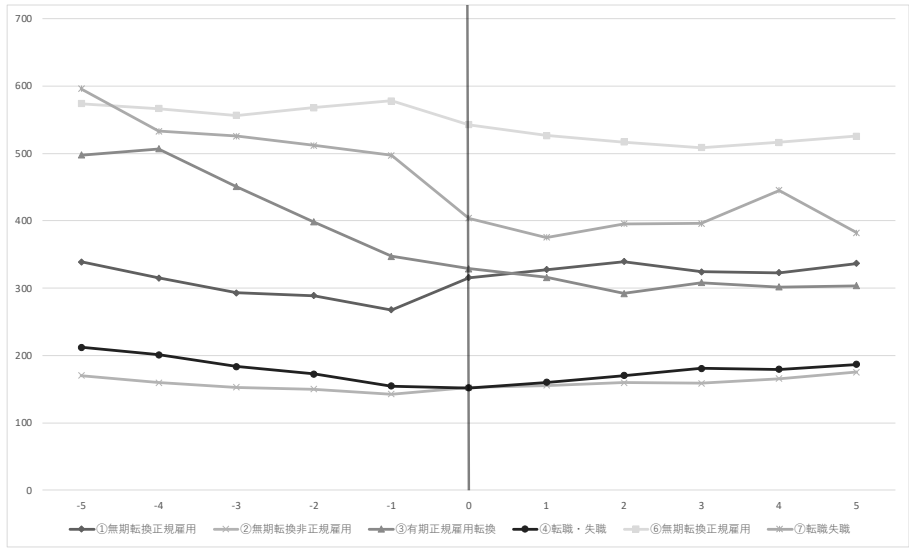


図2 転換前後の週平均労働時間の平均値の推移

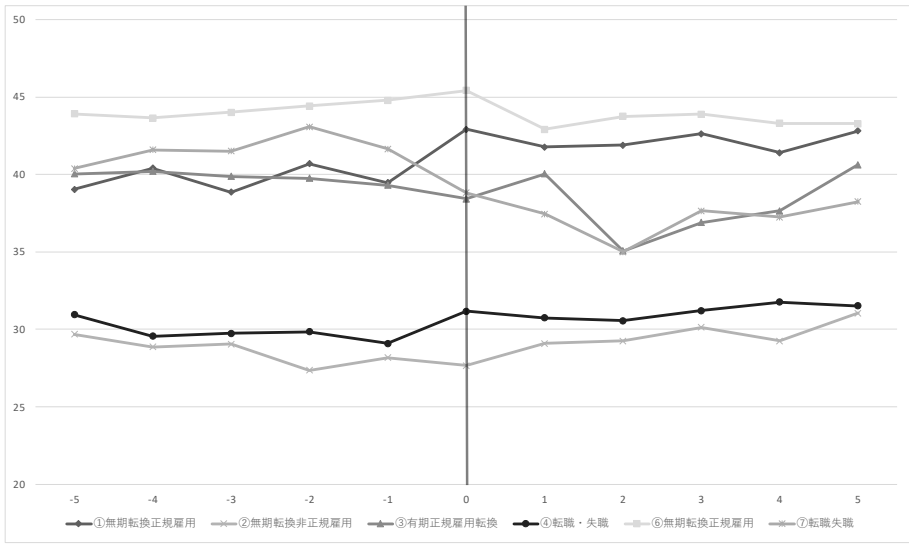


図3 転換前後の仕事満足度の平均値の推移

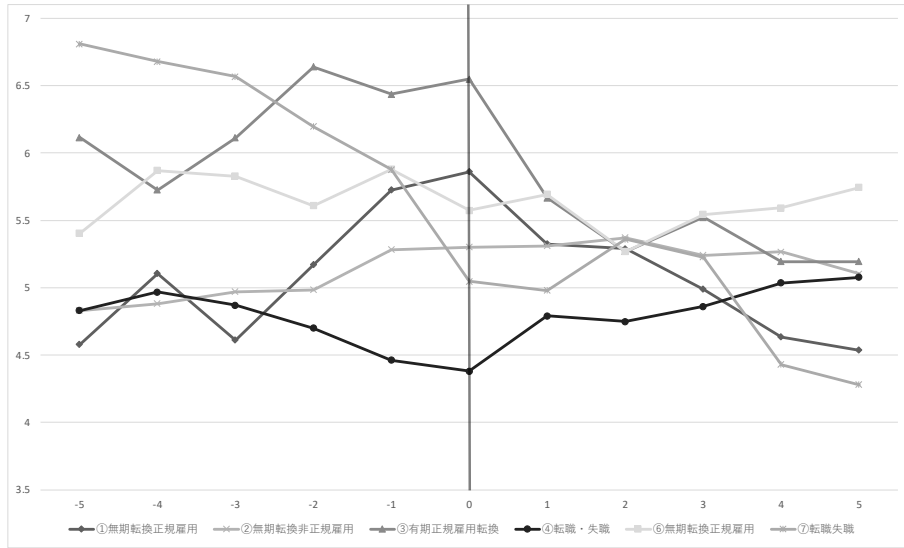


図4 転換前後の GHQ12 の平均値の推移

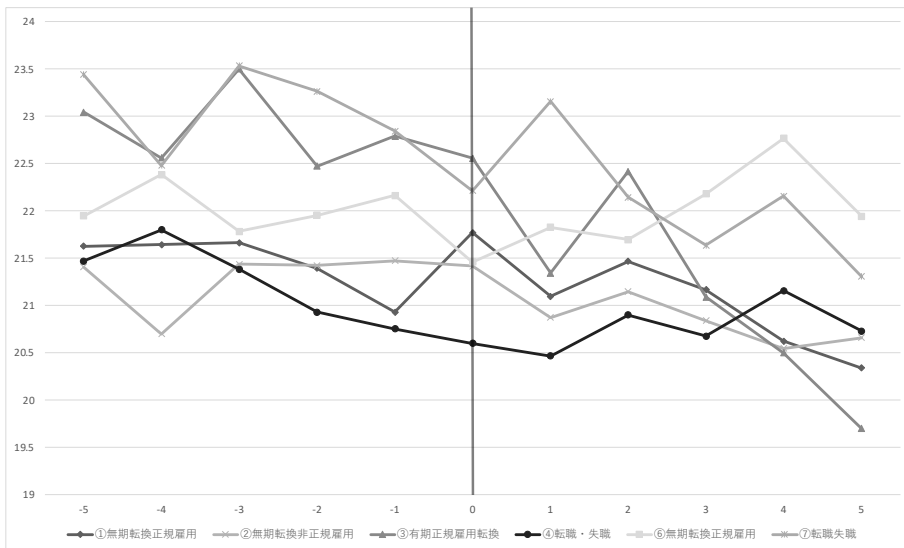


図5から図8における各図は、第3節で定義した労働条件の転換と対応したダイナミック DID 分析の結果を表している。図の見方として、労働条件の転換が行われた年を0年とし、転換の5年前後に着目する。図の横軸と平行な線は、労働条件の転換が行われる1年前の仕事・生活の質のアウトカムの平均値を示しており、転換のj年前後のアウトカムの差異のベースとなっている。また、図の縦線は95%信頼区間を、各点は点推定値を表している。ダイナミック DID 分析を行う際に、平行トレンドの仮定が満たされているかを確認するため、労働条件の転換が行われる前 ($j \leq -2$) におけるリード項の係数が全て0であるという帰無仮説 H_0 を次のように設定する。

$$H_0: \beta_{-5} = \beta_{-4} = \beta_{-3} = \beta_{-2} = 0 \quad (6)$$

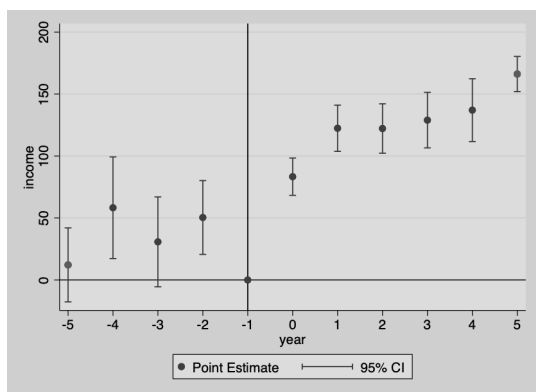
各図の下部に、(6) 式の F 検定の結果を掲載している。p 値が 0.1 未満である場合、有意水準 10% 未満で帰無仮説を棄却できることとなり、処置群と対照群の転換前のアウトカムに差異がないという平行トレンドの仮定が満たされないことを意味する。

(1) ダイナミック DID 分析による転換前後の平均年収の推移

まず、平行トレンドの仮定が満たされているものを確認すると、図 5②、⑦のみであり、その他では平行トレンドの仮定が満たされていないことには留意が必要といえる。その上で図 5①をみると、転換直後に賃金は点推定値で約 83 万円上昇しており、転換 1 年以降は 100 万円以上増加して行っている。これは非正規社員から正規社員へと移行が行われたことによる影響だと考えられる。同様に、図 5③においても、転換後に有意に年収が増加している。これに対し、図 5②では転換前後での年収に統計的に有意な差異は確認できず、単に有期から無期に転換するだけでは、年収は増加しないことが読み取れる。このことは図 5⑥においても成り立っている。また、図 5④では、転職・失職後は年収に有意な変化はみられなかったのに対し、図 5⑦では転職・失職の 3、4 年後に年収が有意に増加している。このことは、有期非正規労働者は転職しても賃金が増加しにくい一方で、有期正規労働者は転職によって賃金の増加が起りやすいということが示唆される。

図 5 ダイナミック DID 分析による転換前後の平均年収の推移

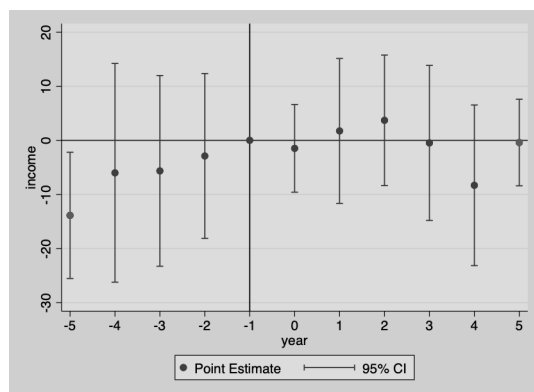
①無期転換正規雇用



<平行トレンドの検定 : p 値=0.002>

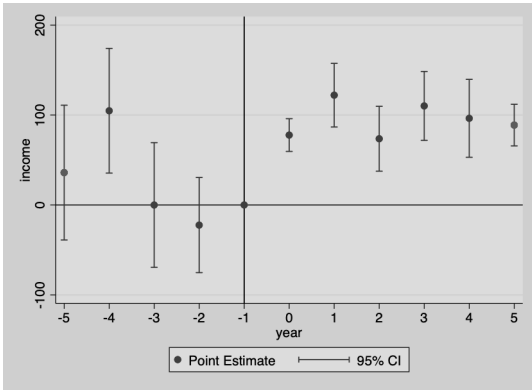
③有期正規雇用転換

②無期転換非正規雇用

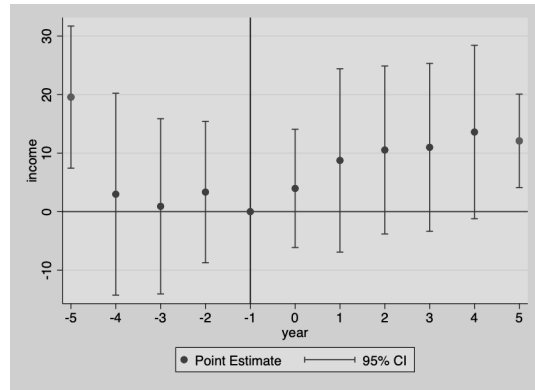


<平行トレンドの検定 : p 値=0.1980>

④転職・失職

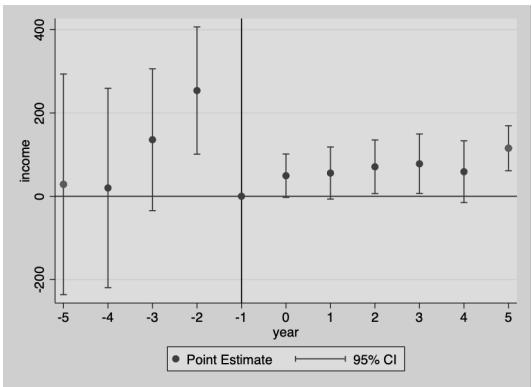


<平行トレンドの検定 : p 値=0.0349>



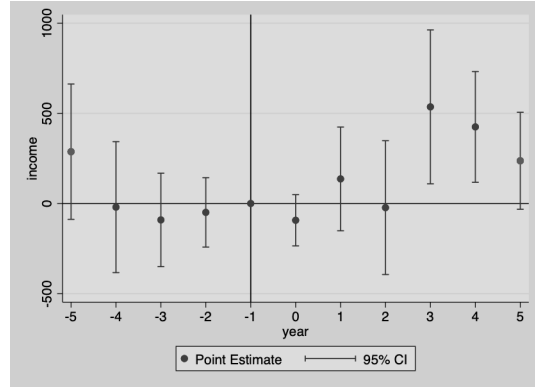
<平行トレンドの検定 : p 値=0.0385>

⑥無期転換正規雇用



<平行トレンドの検定 : p 値=0.0143>

⑦転職・失職



<平行トレンドの検定 : p 値=0.5269>

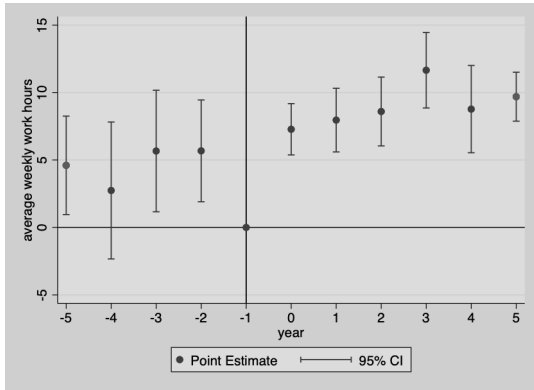
(2) ダイナミック DID 分析による転換前後の週平均労働時間の推移

図 6 では、労働条件の転換 5 年前後における週平均労働時間の推移を分析している。平行トレンドの仮定が成立しているものは、図 6 の②、③、④、⑦のみであることに留意しつつ、図 6 ①をみると、転換後に週平均労働時間は有意に増加していることが読み取れる。この傾向は③にも当てはまっており、先ほど示した年収の増加は、労働時間の増加によって生じたものであると考えられる。図 6②、⑤の結果をみると、転換した後に労働時間にはほとんど有意な変化は見られず、ここでもやはり、有期から無期への転換ではなく、非正規から正規への転換が、労働時間に影響を与えることが示唆された。ただし、予備的分析で見られたような、怠業仮説が成り立っているという明確な根拠は見つからなかった。

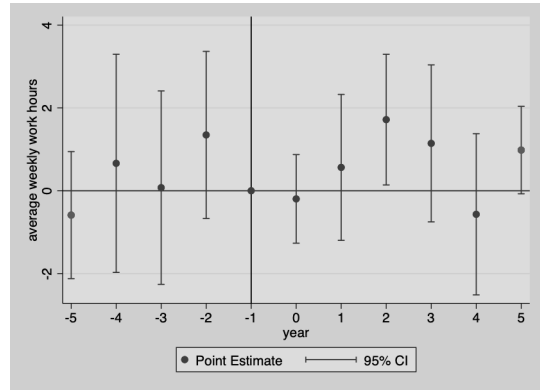
図 6 ダイナミック DID 分析による転換前後の週平均労働時間の推移

①無期転換正規雇用

②無期転換非正規雇用

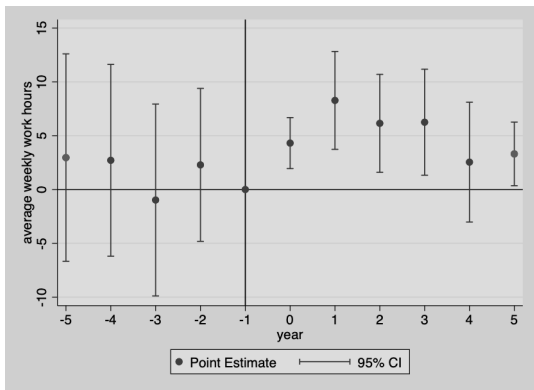


< 平行トレンドの検定 : p 値=0.0003 >



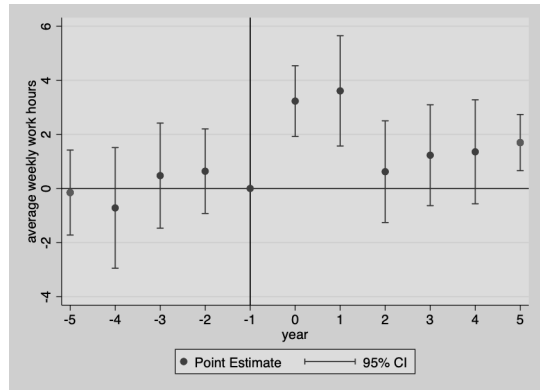
< 平行トレンドの検定 : p 値=0.6257 >

③有期正規雇用転換



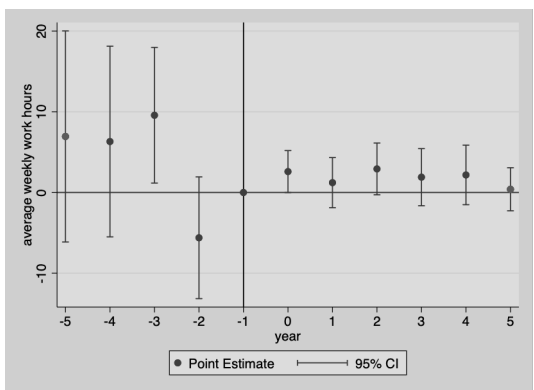
< 平行トレンドの検定 : p 値=0.8852 >

④転職・失職



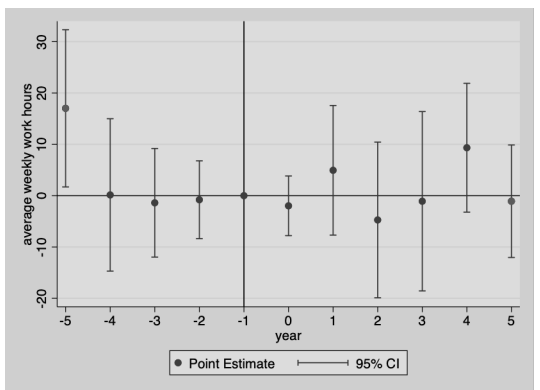
< 平行トレンドの検定 : p 値=0.8519 >

⑥無期転換正規雇用



< 平行トレンドの検定 : p 値=0.0512 >

⑦転職・失職



< 平行トレンドの検定 : p 値=0.2881 >

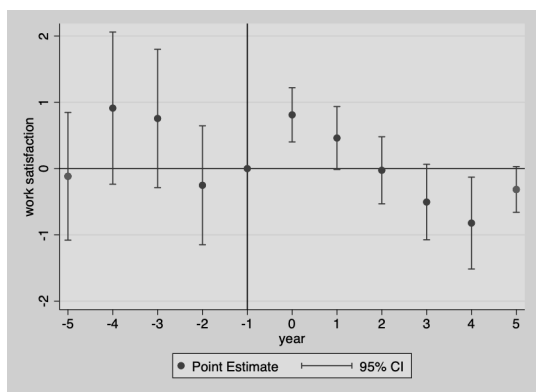
(3) ダイナミック DID 分析による転換前後の仕事満足度の推移

図 7 では、労働条件の転換後の仕事満足度の推移について分析した結果を掲載している。図 7 では、平行トレンドの仮定はすべての分析において成立している。有意な変化があったものに着

目すると、図 7①では転換の直後に仕事満足度は有意に増加するも、その後徐々に減少し、転換の 4 年後には有意に減少することが確認できる。このことは、先ほどの推計結果を総合して考えると、転換直後は、年収の増加や地位の向上によって仕事に対する満足感は一時的に向上するも、労働時間や責任の重さが増加することで、転換してしばらく経った後、仕事満足度が転換の 1 年前に比べて減少したと考察できる。あるいは、無期転換後に怠業インセンティブが増加し、仕事に対するエンゲージメントが減少した結果、仕事満足度が減少したという怠業仮説が成立している可能性が示唆される。また、図 7③でも同様に、正規雇用転換の直後は仕事満足度が向上するが、その後は転換の 1 年前とほとんど変わらなくなったことが読み取れる。

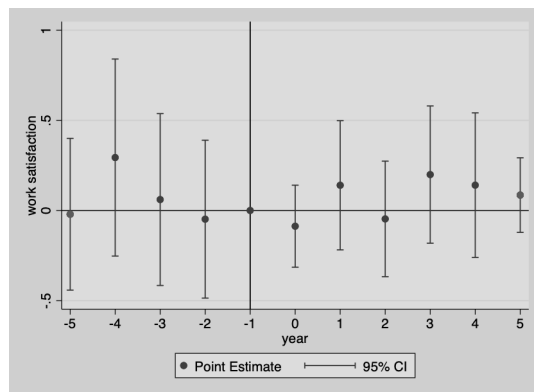
図 7 ダイナミック DID 分析による転換前後の仕事満足度の推移

①無期転換正規雇用



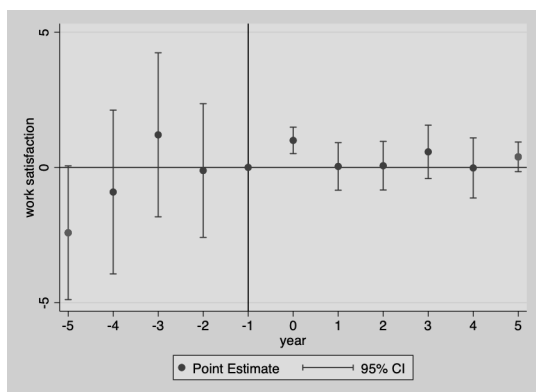
< 平行トレンドの検定 : p 値=0.3073 >

②無期転換非正規雇用



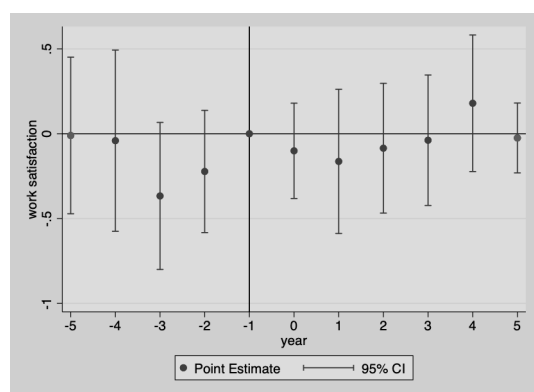
< 平行トレンドの検定 : p 値=0.8714 >

③有期正規雇用転換



< 平行トレンドの検定 : p 値=0.3283 >

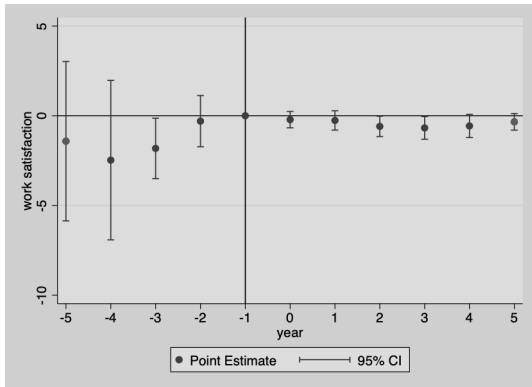
④転職・失職



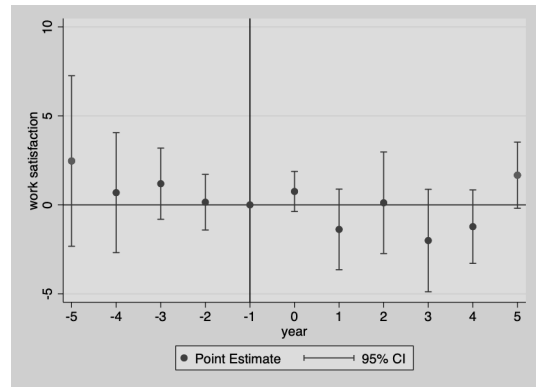
< 平行トレンドの検定 : p 値=0.4004 >

⑥無期転換正規雇用

⑦転職・失職



<平行トレンドの検定 : p 値=0.2046>



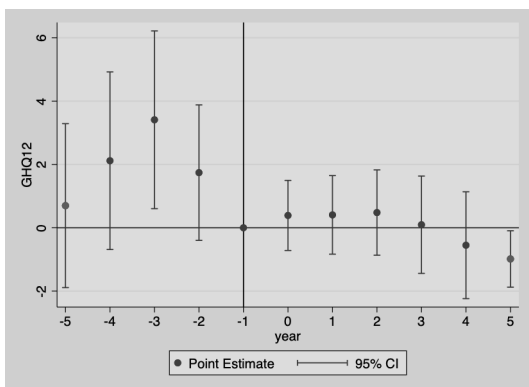
<平行トレンドの検定 : p 値=0.6496>

(4) ダイナミック DID 分析による転換前後の GHQ12 の推移

図 8 では、労働条件の転換の 5 年前後におけるメンタルヘルス指標 GHQ12 の推移を掲載している。本稿の分析ではリーカット法を採用しており、GHQ12 は値が高いほどメンタルヘルスが悪化していることを示す。当分析では、平行トレンドの仮定が満たされているのは、図 8 の②、③、④、⑥のみである一方で、有意な変化が観察されたものはほとんどないことがわかり、有期から無期への転換、非正規から正規への転換のいずれもメンタルヘルスに影響を及ぼさないことが示唆された。当分析で用いた GHQ12 は年ごとの変動が大きく、労働条件の転換が労働者のメンタルヘルスに与える影響をうまく捉えきれなかったなどの可能性が考えられる。

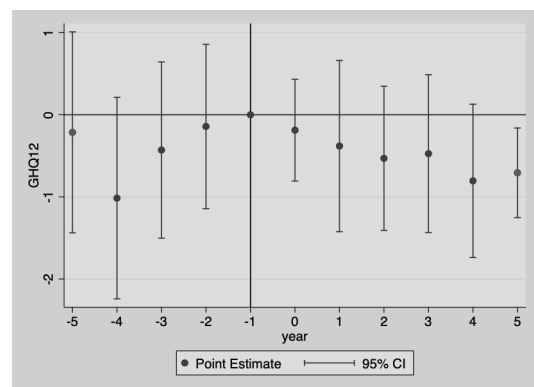
図 8 ダイナミック DID 分析による転換前後の GHQ12 の推移

①無期転換正規雇用



<平行トレンドの検定 : p 値=0.0333>

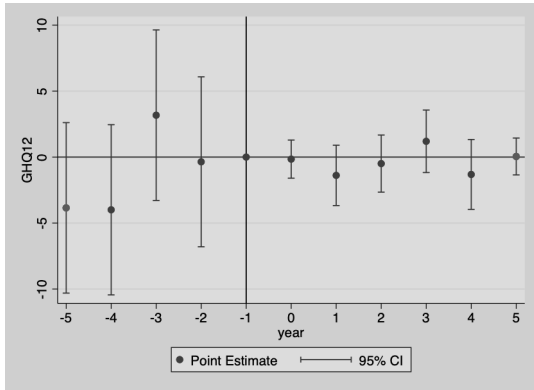
②無期転換非正規雇用



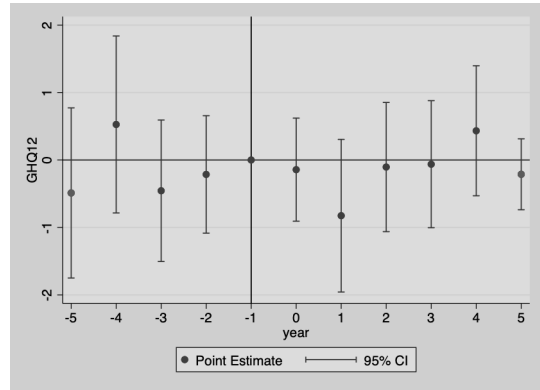
<平行トレンドの検定 : p 値=0.5154>

③有期正規雇用転換

④転職・失職

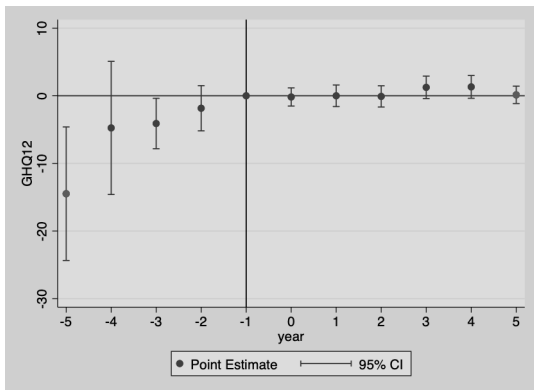


<平行トレンドの検定 : p 値=0.4370>



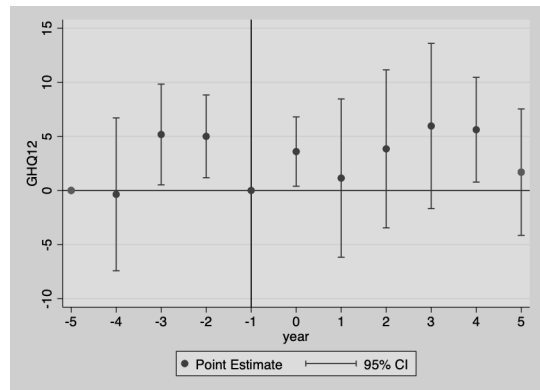
<平行トレンドの検定 : p 値=0.7048>

⑥無期転換正規雇用



<平行トレンドの検定 : p 値=0.0086>

⑦転職・失職



<平行トレンドの検定 : p 値=0.0152>

6. 無期転換ルールの施行が勤続年数と転職・失職確率に与えた影響に関する分析

本節では、無期転換ルールの施行によって、労働者の勤続年数の長さ及び転職・失職確率がどのように変化したかを、DID 分析によって推計する。第 1 節で述べたように、無期転換ルールの制定の第一の目的は労働者を雇止めから保護することであるが、雇用者が労働者に対し 5 年以上契約を更新させない、または契約 5 年を目前に雇止めを行うといったことがなされ、問題視されている。こうした背景を踏まえ、無期転換ルールの施行前後で、労働者の勤続年数が短くなっていないか、転職・失職確率が増加していないかを DID 分析によって明らかにする。推計式は以下の通りである。

$$Duration_{it} = \beta TRE_i \times AFTER_t + \gamma TRE_i + \delta AFTER_t + X_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$D_{it} = \Phi(\beta' TRE_i \times AFTER_t + \gamma' TRE_i + \delta' AFTER_t + X_{it} + \alpha'_i + \lambda_t) \quad (8)$$

ここで、(1) 式の $Duration_{it}$ は i の t 年における勤続年数、 TRE_i は i が有期労働者である場合 1 をとるダミー変数、 $AFTER_t$ は t が 2014 年以降である場合 1 をとるダミー変数、 X_{it} は前節で用いたものと同じ変数を含んだコントロール変数ベクトル、 α_i は個人・企業固有効果、 λ_t は時間固有効果、 ε_{it} は攪乱項を表しており、固定効果モデルを用いて推計を行っている。また、(2) 式の D_{it} は転職・失職ダミー、 $\Phi(\cdot)$ は累積標準分布関数を表しており、変量効果プロビットモデルを用いて推計を行っている。

実際に DID 分析を行う前に、予備的分析として 2013 年以前に有期労働者と無期労働者の勤続年数の長さ及び転職・失職確率に平行トレンドの仮定が成立しているかを検証する。図 9 では、有期労働者（処置群）と無期労働者（対照群）のそれぞれの勤続年数の平均値の推移を示した。図を見ると、2013 年以前ではおおそ両者の平均勤続年数の推移は対応しているように見える。同様に、図 10 では有期労働者と無期労働者のそれぞれの転職・失職ダミーの平均値の推移を示した。図を見ると、2008 年以降、おおそ両者には平行トレンドの存在が示唆される。

図 9 処置群と対照群の勤続年数の平均値の推移

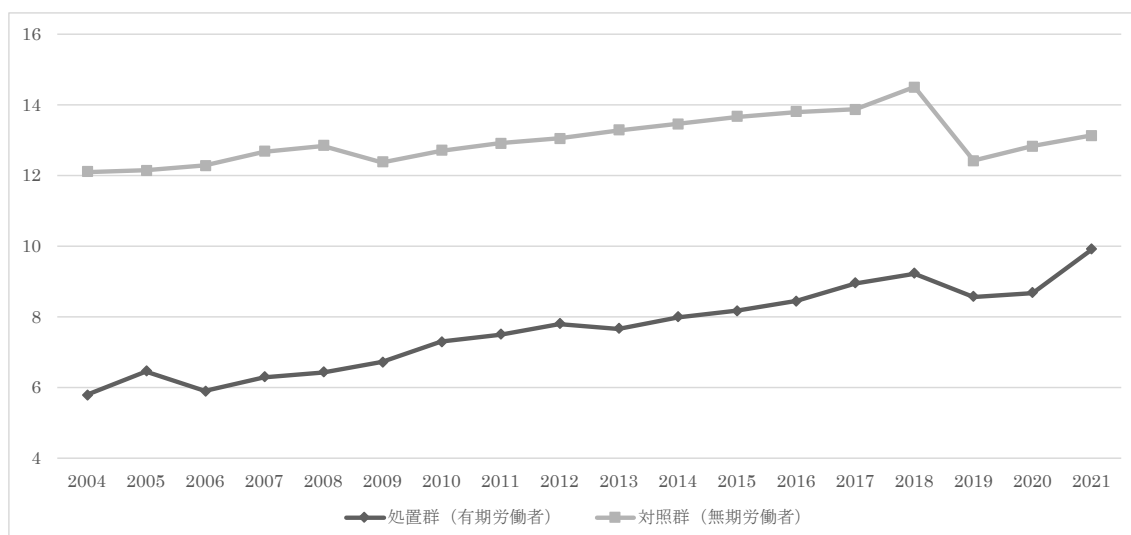
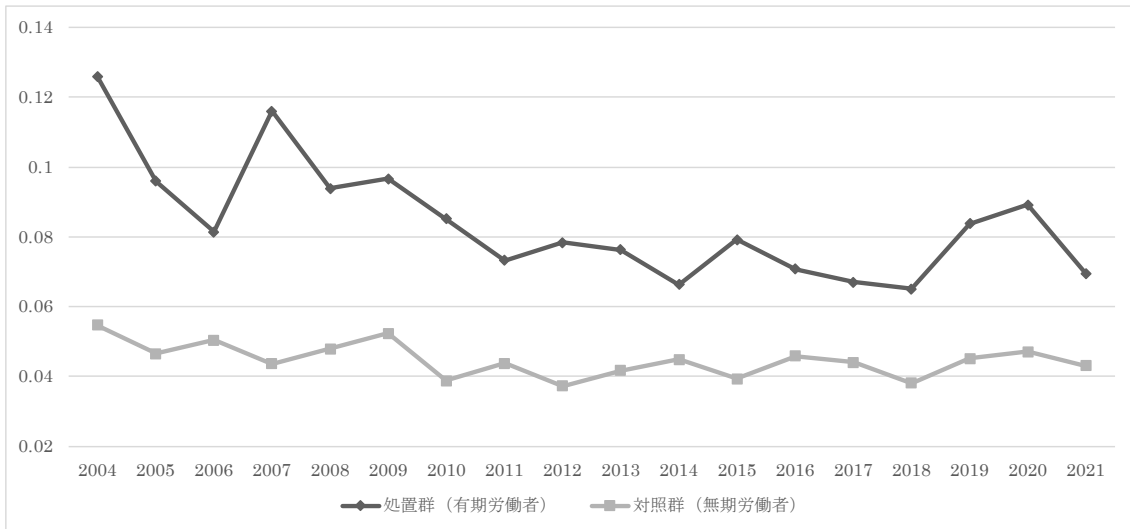


図 10 処置群と対照群の転職・失職ダミーの平均値の推移



上記の視覚的な検証に加え、平行トレンドの仮定が成立しているかを統計的に検証すべく、以下の2つの推計式を分析する。

$$Duration_{it} = \sum_{\tau=2005}^{2021} \beta_{\tau} Tre_i \times 1(t = \tau) + \gamma Tre_i + \sum_{\tau=2005}^{2021} \delta_{\tau} 1(t = \tau) + X_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$D_{it} = \Phi\left(\sum_{\tau=2005}^{2021} \beta'_{\tau} Tre_i \times 1(t = \tau) + \gamma' Tre_i + \sum_{\tau=2005}^{2021} \delta'_{\tau} 1(t = \tau) + X_{it} + \alpha'_i + \lambda_t\right) \quad (10)$$

(1) 式では勤続年数を、(2) 式では転職・失職ダミーを被説明変数においており、前者では固定効果モデルを、後者では変量効果モデルを使用している。また、分析サンプルを男女に分けており、多重共線性を排するため2004年ダミーを除外して推計を行っている。2013年以前 ($\tau \leq 2013$) の有期労働者ダミーと年ダミー交差項および有期労働者ダミーの係数の推計結果を表5に示した。表5の(1)・(2)列では勤続年数の長さを、(3)・(4)列では転職・失職確率の推計結果を男女別に掲載しており、有期労働者ダミーと年ダミーの交差項の係数値が統計的有意性を示していなければ、平行トレンドの仮定が満たされていることを意味する。

表5の(1)列をみると、2006年以降の年ダミーと有期労働者ダミーの交差項の数値が統計的有意性を示しており、平行トレンドの仮定が満たされていないことがわかる。反対に、(2)列は2013年以前の年ダミーの交差項が統計的に有意でないため、平行トレンドの仮定がほとんど満たされていることを意味する。同様に、(3)列では2013年以前の交差項がすべて統計的に有意ではないため、平行トレンドの仮定が成立している。最後に、(4)列の年ダミーの交差項を見ると、その半数近くが統計的有意性を示しているため、平行トレンドの仮定が満たされていないと考えられる。

表5 平行トレンドの仮定の統計テストの結果

	勤続年数		転職・失職確率	
	男性 (1)	女性 (2)	男性 (3)	女性 (4)
有期労働者ダミー×				
2005年ダミー	-0.122 (0.739)	-0.154 (0.343)	0.127 (0.287)	-0.269 (0.232)
2006年ダミー	-1.675** (0.739)	-0.161 (0.348)	0.109 (0.285)	-0.546** (0.226)
2007年ダミー	-1.317* (0.708)	-0.408 (0.338)	0.156 (0.262)	-0.0482 (0.207)
2008年ダミー	-1.107 (0.730)	-0.173 (0.337)	0.127 (0.285)	-0.304 (0.205)
2009年ダミー	-1.624** (0.673)	-0.209 (0.316)	0.237 (0.272)	-0.583*** (0.209)
2010年ダミー	-1.682** (0.665)	-0.499 (0.316)	0.249 (0.242)	-0.245 (0.190)
2011年ダミー	-2.439*** (0.665)	-0.283 (0.316)	0.169 (0.248)	-0.542*** (0.191)
2012年ダミー	-3.350*** (0.662)	-0.391 (0.315)	0.330 (0.238)	-0.283 (0.190)
2013年ダミー	-4.163*** (0.673)	-0.596* (0.316)	0.0904 (0.251)	-0.360* (0.191)
有期労働者ダミー	1.070* (0.591)	0.0752 (0.280)	0.288 (0.197)	0.460*** (0.158)
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	35,718	28,346	34,133	27,204
ID数	6,253	5,553	5,989	5,349
決定係数	0.325	0.312	-	-
log likelihood	-	-	-5087.035	-5990.2152

注1 : *** p<0.01, ** p<0.05, *p<0.1

注2 : 数値は係数、括弧内は標準誤差

次に、(7)式と(8)式の DID 分析の推計結果を表 6 に示した。表 6 の (1)・(2) 列は勤続年数を、(3)・(4) 列は転職・失職確率の推計結果を示しており、それぞれ男女別の分析結果を掲載している。勤続年数の推計結果をみると、(1) 列の有期労働者ダミーと 2014 年以降ダミーの交差項が負に有意となっている。このことは、男性の有期労働者の勤続年数が、2014 年以降約 0.88 年短くなっていることを意味する。ただし、表 5 で確認したように、(1)列では平行トレンドの仮定が成立していないことに留意されたい。(2) 列をみると、交差項の係数が統計的に負に有意であることから、女性の有期労働者の勤続年数は 2014 年以降約 0.26 年減少していることが読み取れる。表 5 でみたように、女性の有期労働者の勤続年数には平行トレンドの仮定が成立しているため、ここでの推計結果にはバイアスは少ないといえる。

転職・失職確率の推計結果をみると、(3) 列における交差項の係数は統計的に有意でないため、2014 年以降、男性有期労働者の転職・失職確率は有意に変化していないことがわかる。一方、

(4) 列をみると、交差項の係数は統計的に負に有意であり、2014年以降、女性有期労働者の転職・失職確率は減少したことが読み取れる。ただし、ここでは平行トレンドの仮定が成立していないことに留意が必要である。

以上の結果より、平行トレンドの仮定が成立している(2)・(3)列の結果に基づくと、2014年以降、①女性の有期労働者の勤続年数は減少し、②男性の有期労働者の転職・失職確率は変化しなかったことがわかる。①の結果は、無期転換ルールの施行は雇止めを増加させたことを、②の結果は、無期転換ルールの施行は雇止めの発生確率を変化させなかったことを示唆しており、政策の目的である雇止めの減少は達成されたとは言い難いと指摘できる。

表6 無期転換ルール施行後の雇用契約期間の長さや転職・失職確率の変化に関するDID分析結果

	勤続年数		転職・失職確率	
	男性 (1)	女性 (2)	男性 (3)	女性 (4)
有期労働者ダミー×2014年以降ダミー	-0.884*** (0.198)	-0.262*** (0.0905)	-0.0587 (0.0812)	-0.146** (0.0579)
有期労働者ダミー	-1.152*** (0.158)	-0.279*** (0.0784)	0.463*** (0.0618)	0.134*** (0.0442)
2014年以降ダミー	9.977*** (0.241)	7.879*** (0.198)	-0.201** (0.0992)	0.168* (0.101)
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	35,718	28,346	34,133	27,204
ID数	6,253	5,553	5,989	5,349
決定係数	0.322	0.312	—	—
log likelihood	—	—	-5092.9739	-6002.2348

注1：*** p<0.01, ** p<0.05, *p<0.1

注2：数値は係数、括弧内は標準誤差

7. おわりに

有期労働者を雇止めから保護する目的で制定された無期転換ルールによって、年収や仕事満足度、および雇止めの発生にはどのような影響があったのだろうか。本稿では『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』のパネルデータを用い、労働者を無期転換者だけでなく、正規雇用転換、および転職・失職者などに細分化し、彼らの属性を比較しながら、労働者の仕事満足度やメンタルヘルスの変化に着目した。

まず、労働条件の選択について、性別や年齢、学歴などの個人属性、また従業員規模や業種などの就業属性の観点から多項ロジットモデルを用いて分析した。その結果、女性に比べて男性は正規雇用転換を選択しやすく、また60代以上の労働者は同一の労働条件を選択しやすいことが明らかになった。また大学院を卒業した者は無期転換を選びにくい傾向があることも示された。就業属性に関しては、卸売・小売業・飲食業・宿泊業では正規社員転換が、医療・福祉業、教育・学習支援業では無期転換が起こりにくいことがわかった。

次に、労働条件の転換が、年収、週平均労働時間、仕事満足度、GHQ12に与える影響について、ダイナミック DID 分析を用い、転換の前後でそれらがどのように変化したかについて分析した。その結果、非正規雇用者が正規雇用転換を行なった場合、週平均労働時間が増加し、年収および仕事満足度が増加した。ただし、GHQ12 はいずれの労働条件の転換も影響を与えなかった。このことからわかる通り、他の労働条件を一定としたまま、雇用契約期間が有期から無期へと転換しても、仕事のアウトカムに正の影響を及ぼさないことが示唆される。

さらに、無期転換ルール施行後の雇止めの発生に与えた影響を推計するため、有期労働者を処置群、無期転換ルールの影響が現れ始めると考えられる 2014 年以降を処置後と定義し、男女別にサンプルを分けて DID 分析を行った。その結果、平行トレンドの仮定が成り立っていたものに着目すると、2014 年以降、女性の有期労働者の勤続年数は有意に短くなっており、また、男性の転職・失職確率には有意な変化が見られなかった。このことは、無期転換ルール施行後に、かえって雇止めが増加した可能性を示唆している。

このような結果を踏まえると、無期転換ルールの施行によって労働者の待遇が改善させたとはいえ難い。むしろ、無期転換ルールの施行によって雇止めが増えた可能性を考慮すると当該制度の改善が必要であると指摘できる。具体的には、無期転換ルールのように有期雇用から無期雇用へ転換するのではなく、非正規雇用から正規雇用への転換を促すような制度の設計が重要といえる。

最後に、本稿の課題点や今後の展望について言及する。まず、第 4 章の労働条件の転換が仕事のアウトカムに与える影響に関するダイナミック DID 分析、および第 5 章の無期転換ルール施行後の雇止めの発生に関する DID 分析では、すべての推計において平行トレンドの仮定が成立しているわけではないという点である。そのため、本稿で得られた分析結果は、少なからずバイアスが生じていることに留意されたい。また、第 5 章の分析において、勤続年数の減少、および転職・失職確率が有意に変化しなかったことは必ずしも雇止めの増加を示唆するわけではないため、注意が必要である。また、労働条件を転換した者のサンプルサイズが少なかったため、推計に問題が生じた可能性がある点も考慮しなければならない。例えば、⑤有期非正規労働者（継続）のサンプルサイズは 8,265 である一方で、③有期正規雇用転換のそれは 227 に留まる。さらに、2020 年以降はコロナのパンデミックの影響を除外できず、必ずしも無期転換ルールが雇止めを増加させたと断言できない。いずれにしても、無期転換ルールに関する研究が少ないため、当該制度について研究することは意義のあることといえる。

参考文献

〈論文、書籍〉

Buraimo, B., Frick, B., Hickfang, M., and Simmons, R. (2015). "The economics of long - term contracts in the footballers' labour market." *Scottish Journal of Political Economy*, 62(1), pp.8-24.

Frick, Bernd. (2011). "Performance, salaries, and contract length: Empirical evidence from German soccer." *International Journal of Sport Finance*, 6(2), pp.87.

Güell, Maia, and Barbara Petrongolo. (2007). "How binding are legal limits? Transitions from temporary

- to permanent work in Spain." *Labour economics* ,14(2), pp.153-183.
- Kalleberg, Arne L. (2009). "Precarious work, insecure workers: Employment relations in transition." *American sociological review* ,74(1), pp.1-22.
- Lazear, Edward P. (1981). "Agency, earnings profiles, productivity, and hours restrictions." *The American Economic Review* ,71(4), pp.606-620.
- Scoppa, Vincenzo. (2010). "Shirking and employment protection legislation: Evidence from a natural experiment." *Economics Letters*, 107(2), pp.276-280.
- 阿部正浩. (2010). 「非正規雇用増加の背景とその政策対応. 労働市場と所得分配」(シリーズ「バブル/デフレ期の日本経済と経済政策」) 慶應義塾大学出版会.
- 小倉一哉. (2007). 「非正社員の基幹労働力化と満足度」. 『日本労務学会誌』, 9(2), pp. 36-51.
- 神林龍. (2015). 「非正社員の働き方と正社員への転換」. 『経済研究』, 66(1).
- 久米功一・鶴光太郎. (2013). 「非正規労働者の雇用転換-正社員化と失業化」. RIETI DiscussionPaper Series.
- 玄田有史. (2008) 「内部労働市場下位層としての非正規」. 岩波書店.
- 玄田有史. (2009). 「正社員になった非正社員」. 『日本労働研究雑誌』, 586, pp. 34-48.
- 小杉礼子. (2010). 「非正規雇用からのキャリア形成」. 『日本労働研究雑誌』, 52(9), pp. 50-59.
- 島貫智行. (2007) 「パートタイマーの基幹労働力化が賃金満足度に与える影響」. 『日本労働研究雑誌』, 568.
- 高橋美保・森田慎一郎・石津和子. 「正規雇用・非正規雇用・完全失業者のメンタルヘルスの比較検討」.
- 高橋勇介. (2021). 「パネルデータからみた非正規雇用の現状と正規雇用への転換」. 『経済政策ジャーナル』, 17(2), pp. 1-12.
- 武石恵美子. (2003). 「非正規労働者の基幹労働力化と雇用管理の変化」. 『ニッセイ基礎研究所報』, 26, pp. 1-36.
- 鄭康守. (1996). 「効率賃金論と賃金経路」. (No Title).
- 鄭真己・山崎喜比古. (2003). 「情報サービス産業における労働職場環境特性が労働者の心身の健康, 職務不満足及び離職意向に及ぼす影響」. 『産業衛生学雑誌』, 45(1), pp. 20-30.
- 西野史子. (2006). 「パートの基幹労働力化と正社員の労働」. 『社会学評論』, 56(4), pp. 847-863.
- 中尾和彦. (2004). 「電機産業における請負労働者の活用と請負適正化の課題」. 『日本労働研究雑誌』, (526).
- 永田瞬. (2009). 「非正規労働と労働者保護: 均等待遇政策の検討」. 『季刊経済理論』, 46(2), pp. 58-69.
- 野田一夫. (1996). 「大学改革 教授評価に「競争原理」(大学教員任期制)」. 『大学体育』, 23(1),

pp. 42-44.

- 朴弘文・平野光俊. (2008). 「非正規労働者の質的基幹化と組織の境界- 分業モデルの構築-」. 『日本労務学会誌』, 10(1), pp. 17-30.
- 福田順. (2018). 「動学的労働需要関数を用いた一般労働者とパートタイム労働者の代替・補完関係の検討: 自己回帰ベクトルを用いた誤差修正モデル (VECM) による実証分析」. 『評論・社会科学』 = Hyoron Shakaikagaku (Social Science Review), 127, pp. 37-56.
- 増井淳. (2014). 「企業の雇用調整行動と有期雇用政策」. 『応用経済学研究』, 7, pp. 79-96.
- 森川正之. (2010). 「企業業績の不安定性と非正規労働-企業パネルデータによる分析」. *RIETI ディスカッション・ペーパー*.
- 山本勲. (2010). 「賃金調整・雇用調整とフィリップス曲線の変化: 90年代の変化とその背景. 労働市場と所得分配」 『バブル/デフレ期の日本経済と経済政策(慶應義塾大学出版会)』, 6巻, pp. 47-80.
- 横田伸子. (2018). 「ジェンダーの視点から見た韓国における有期雇用の実態と変化: 非正規職保護法施行(2007年)後の超短時間パートの増大を中心に」. 『関西学院大学社会学部紀要』, (128), pp. 99-113.

〈ウェブサイト〉

- 小前和智 (2022) 「非正規雇用の正規転換と無期転換—労契法と派遣法の改正、コロナ禍を通じて変わったか」 リクルートワークス研究所 (<https://www.works-i.com/column/jpsed2022/detail005.html>) (最終閲覧日:2023年12月13日)
- 『「無期転換ルールと多様な正社員の雇用ルール等に関する現状」結果』 (厚生労働省) (<https://www.mhlw.go.jp/content/11201250/000796181.pdf>) (閲覧日:2023年11月21日)
- 「無期転換ルールへの対応状況等に関する調査」(2020) (<https://www.jil.go.jp/institute/research/2020/202.html>) (最終閲覧日:2023年11月29日)
- 「労働力調査結果」(総務省統計局) (<https://www.stat.go.jp/data/roudou/report/index.html>) (最終閲覧日:2023年11月21日)

〈新聞記事〉

- 『雇用上限5年 労組「撤廃を」 パタゴニアに署名3万筆提出』 (朝日新聞) 2023年6月14日 朝刊 24頁
- 『任期付き研究者「雇止め」 継続未定4割の5000人』 (日本経済新聞) 2023年2月8日 朝刊 39頁