



Recruit
Works
Institute

Works Discussion Paper Series

No.64

フリーランスの働き方、参入と
定着・退出に関する研究

小前 和智

フリーランスの働き方、参入と定着・退出に関する研究[†]

小前和智（リクルートワークス研究所）

2023年8月2日

要旨

本研究はフリーランスとして働く者の属性を概観したうえで、フリーランスへの参入や、フリーランスの定着・退出要因としての収入の影響について分析した。性別では男性のほうが、若年よりも高年齢層のほうが、配偶関係では無配偶者のほうがフリーランスとして働く人の割合が高い。また、フリーランスの年間収入の分布は正社員のそれよりも低位に偏っており、平均では正社員の半分程度である。しかしながら、時間あたり収入では正社員との差は1割程度である。

さらに、雇用からフリーランスへの参入についての分析では、女性が雇用かフリーランスかの選択する際に、時間あたり賃金が高ければ雇用の拘束性の高さを受け入れる可能性が高まるといった、補償賃金的な要素として時間あたり賃金が機能していることが観察された。

最後に、フリーランスとして働く者の収入が翌年の就業状態の変化に与える影響について分析した。収入の高さはフリーランスから退出して雇用労働者、家族従業者、無業者といった状態に移行する確率を低める一方で、事業の拡大を通してフリーランスから離れることが示された。しかしながら、内生性を除去するために個別効果を考慮したモデルでは、収入の効果が観察されなくなった。内生性を考慮することは今後の課題として残る。

キーワード フリーランス、就業状態間移行、参入、退出

[†]本稿は、リクルートワークス研究所の客員研究員事業の成果の一部である。本稿執筆にあたっては研究会のメンバーである、萩原牧子氏、孫亜文氏、茂木洋之氏、大谷碧氏の各氏より、また、最終報告の場において、神林龍教授（武蔵大学）、鈴木竜太教授（神戸大学）、梅崎修教授（法政大学）より大変貴重なコメントを頂戴した。記して深く感謝申し上げたい。なお、本稿に残された誤りはすべて筆者の責任である。

1. イントロダクション

本研究は、日本のフリーランスの属性、フリーランスの参入、定着・退出と収入の関係について論じる。日本では、2010年代後半に入り、非雇用で働く層に対する政策的なあり方が議論されるようになってきた。厚生労働省の「働き方の未来 2035—一人ひとりが輝くために」や「雇用類似の働き方に関する検討会」、経済産業省「雇用によらない働き方に関する研究会」、さらに内閣府（2019）など、政策立案に向け実態把握がなされるようになっていく。

他方で、先行研究で整理するように、非雇用としての働き方は歴史的にも古くから存在するにもかかわらず、雇用ほど研究が進んでいない。Web of Science を用い「Independent Contractor」や「Freelance」といった用語で論文を検索すると、1990年代以降論文数は増えてきてはいるが、雇用に関する研究と比較して圧倒的に少なく、その実態について相当な部分が明らかになっていない。

このように研究蓄積が少ないなか、2010年代にはオンラインプラットフォームを活用することによって活動するフリーランス（一部はギグワーカーとも呼ばれる）が出てきた。オンラインでの仕事の受注は取引コストを大きく下げ、急速な非雇用就業者の増大をもたらしており、21世紀における仕事の創出にとって重要であるとも論じられている（Carnell、2016）。また、オンラインを通じた非雇用の働き方の拡大は旧来の法令では対応しきれないこともあり、欧米を中心に活発に議論されるようになってきたが（佐口、2016）、その根底にはフリーランスを中心とした非雇用の働き方には不安定性や継続の困難さが根底にあると考えられる。

こうした問題意識をもとに本稿では、フリーランスへの参入や、フリーランスの定着・退出に収入がどのように影響しているかについて分析を行う。

2. 先行研究

フリーランスは雇人のいない自営業主あるいは内職に分類される。そこで、先行研究を整理するにあたっては、フリーランスという用語以外にも、自営業主やインディペンデントコントラクターといった用語も含めて検索した。既存研究の多くでは雇用労働者との性質上の比較（Posner、2021；佐野ほか、2012；石山、2021）、一国における自営業主数の推計（Katz and Krueger、2016；高橋、2018）など、そもそもフリーランスあるいはそれに接続的な概念の就業者がどのような働き方や属性であるのか、あるいはどの程度の人口が従事しているのかといった点に着目した研究が多い。

Katz and Krueger（2016）は、1995年から2015年 alternative work arrangements の数の推計を行っている。それによれば、2015年のアメリカにおけるインディペンデントコントラクターが就業者全体に占める割合は6.9%であり、1995年と比較するとその割合は上昇してきている。また、1995～2015年の間、インディペンデントコントラクターとして働く男性の割合は低下し、女性は大きく上昇するなど、構成に変化が現れていることを指摘する。

日本では高橋（2018）が自営業主の推計を行っている。それによれば、20～69歳の就業者に占める本業自営業主の割合は6.9%である。また、小規模な事業を営んでいる自営業主が従来の統計からの把握から漏れていることを明らかにし、その数が467万人にも及ぶことを示している。

このような研究蓄積が存在する一方で、フリーランスとその周辺的な就業者を題材として統計的な分析を行った研究はほとんどみられない。周（2013）は、独自の調査結果を用い、子どもをもつ有配偶女性を対象として個人請負として働くことの容易さを日本とアメリカで比較している。その結果、両国ともに正社員として働いた場合と比較して個人請負の年間収入は低くなるものの、アメリカでは個人請負であっても長時間就業が比較的受け入れられやすいのに対して、日本では金銭的な不利益を多少被ったとしても長時間の就業を避ける傾向があることを指摘している。周（2013）は回帰分析を用いて個人請負の行動特性の要因を論じた数少ない研究であるものの、対象が子どもをもつ有配偶女性に限定されており、より広くフリーランスの特徴を明らかにする必要がある。

玄田（2021）は新型コロナウイルス感染拡大に伴う緊急事態宣言発出時のフリーランスへの影響を分析している。感染拡大による売上高の減少が観察される一方で、一定の割合のフリーランスが売上高を確保していることを指摘する。そのうえで、フリーランスの継続や売り上げの確保にはテレワーク環境の構築が重要な役割を担っていたことを明らかにしている。後述のように、フリーランスの継続率は他の就業形態と比較して低位にとどまっている。このような状況から考えると、より一般的にフリーランスの継続性を高める要因を論じることは需要であると考えられる。

このように、フリーランスの研究蓄積には統計的推定を用いた実証分析もいくつかみられるものの、その数はかなり限られる。そこで本研究では、まず、フリーランスの属性について記述し、そのうえでフリーランスへの参入や、フリーランスの定着・退出において収入がどの程度影響しているのかを論じる。

なお、日本では、2010年代から定年年齢が引き上げられてきた。2021年の改正高齢法は「70歳まで働く機会の確保」を努力義務と位置付けるなど、定年年齢の引き上げへ向けて法整備が進められている。このような動きと関連し、一定年齢まで従業員として働いてきた者を業務委託へ移行させる動きがみられる（リクルートワークス研究所、2021）。こうした動きは、高齢者雇用の観点からのアプローチという点で、従来議論されてきた雇用・非雇用の差異からフリーランスの働き方を論じてきた視点とは異なる。しかしながら、定年をきっかけに労働市場から退出する可能性のあった層を非雇用によって労働市場に留めることから、今後多くの先進国で高齢化がより一層進展することを鑑みれば、フリーランスのあり方に少なからず影響を及ぼすものと考えられる。

3. 分析

3.1. データ

本研究では、リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査」(以下、JPSED)の第1~6回の個票データを用いる。2016年より毎年1月に実施されるもので、インターネット上に事前登録されたモニターに対して前年12月時点での状況等について質問が行われる。本調査は、パネル調査としてはサンプルサイズが大きく、設問も多岐に渡る点に強みがある。公的統計では設問が限られるために、定義によっては、フリーランスのその実数や属性を捉えることが難しい。また、多くのパネル調査ではサンプルサイズがJPSEDほど大きくないために、就業者に占める割合が高くないフリーランスを分析することが困難である。これらの点がフリーランス研究を難しくさせてきた。JPSEDを用いることでフリーランスとして働く者の経年変化を追いつつ、その他の就業形態との比較も行うことができる。JPSEDは第1回の有効回答数が49、131であり、第2回時点以降に追加された回答者も加えて第6回時点での有効回答数は50、677であった(直近の第5回から第6回の継続率は78.9%、第1回からの6年間の継続率は38.1%である)。

全国就業実態パネル調査には各年の標本をウェイトバックするための単年ウェイト(クロスセクションウェイト)とパネル調査期間中の脱落の影響を補正する脱落ウェイトが用意されている。本研究では、プールドデータを用いた分析に留まらず連続する2か年あるいは3か年の状態変化を利用した分析まで、分析ごとに対象とする調査期間の長さが異なる。これらすべての分析方法に利用可能となる適当なウェイトがないことを考慮し、回帰分析ではウェイトを使用せずに分析を行った。ただし、日本のフリーランス研究が少なく、公的な統計からもフリーランスの実態を捉えにくいことを考慮し、記述統計ではクロスセクションウェイトを用いて記載することとした(ウェイトの利用有無は各表に記載した)。

また、先行研究において整理したように、日本では定年退職を迎える前後からの働き方としてフリーランスが注目されることもある。ただ、このあとで論じるように、フリーランスは個人の働き方や生活との両立を考えたいうえで選択されることも多い。こうしたフリーランスの働き方の多様性に加えて、定年退職前後での労働供給行動の変化を考慮することは分析を困難にする。以上の観点から、分析対象を20~59歳に絞った。

3.2. 定義と記述統計

本研究におけるフリーランスを定義したうえで記述統計を示す。本研究ではフリーランスを(1)雇人のいない自営業主あるいは内職であり、(2)実店舗をもたず、(3)農林漁業(産業)に従事しない就業者と定義する。Katz and Krueger (2016)や高橋(2018)で指摘されるように、自営業主やインディペンデントコントラクターなどの就業形態は公的統計での設問で把握できない者が生じてしまうことも課題ではあるが、それ以外の課題として、似たような概念の用語が複数存在し整理されてこなかった点も挙げられる。そこで本研究では、自らがフリーランスか否かという回答によるのではなく、上記の3つの条件を満たすかによってフリーランスか否かを判断した。

表1には、属性ごとにフリーランスがどの程度の割合を占めるかを示した。表側に属性、

表頭に就業状態を記載し、表中の数字は行パーセントである（横方向に足し合わせると 100 となる）。まず、性別では男性の方がフリーランスの割合が高い。年齢階級別にみると、20 歳代から 50 歳代にかけて高年齢層にいくほどフリーランスの割合が高くなっていく。役員・自営業主・内職（フリーランスを除く）も同様に高年齢層で割合が高い傾向であることや、雇用労働者の割合は高年齢層にいくほど低下していることなどから、経験を積む中でスキルや人脈を形成し独立するために、このような年齢階級による濃淡がみられる可能性がある。配偶関係では無配偶者のほうが、また子どもの有無では子どもがいないほうが割合は高い。配偶者がいる者を対象として配偶者の年間収入階級別にみても、明らかな差異はみられなかった。最後に、職業別の割合を確認すると、専門的・技術的職業従事者、建設・採掘従事者と分類不能の職業においてフリーランスの割合が高かった。高い専門性やスキルを生かして独立する像が考えられる一方で、建設業などにおける一人親方的な存在も想定され、フリーランスのなかにも幅広い働き方の就業者が含まれることがわかる。

続いて、図 1 には年間収入と時間あたり収入の分布を示した。上段の図は年間収入の分布であり、フリーランスのほかに正社員、正社員以外の雇用労働者の分布を掲載した。フリーランスの分布は他の 2 つよりも低く平らな形状をしていることから、分散が大きいことがわかる。年間収入の平均では正社員の半分程度であり、正社員以外の雇用労働者よりも高い。

次に、年間収入と 12 月の標準的な週労働時間から算出した時間あたり収入みると、ここでも正社員よりも低い方に分布が偏っていることがわかる。ただし、年間収入では平均が正社員の半分程度であったが、時間あたり収入の差異は 1 割ほどと比較的小さい。

3.3. 雇用からフリーランスへの参入

前小節の表 1 からは年齢の高い層でフリーランス率が高く、経験を積むなかでスキルや人脈を形成し独立している可能性が考えられた。また図 1 からはフリーランスは短時間就業ではあるものの正社員と比較しても時間あたりの収入が低くないことが観察された。

そこで本小節では、雇用からフリーランスへの参入要因を分析する。仮に、スキルの高い層が雇用からフリーランスへ移行しているのであれば、雇用労働者として働いているときの時間あたり賃金とフリーランスへの参入率に正の相関がみられるはずである。

フリーランスの参入に関わるもうひとつの要因は、ワークライフバランスである。フリーランスとして働く者のなかには「自分の都合の良い時間に働きたい」、「自分の体調で就業可能な仕事」、「家事・育児・介護等と両立しやすい」など個別の事情に合わせた働き方を重視するためにフリーランスを選択している層もみられる（補表）。そのような層が少なくないことは、正社員と比較して時間あたり収入が必ずしも低くない一方で、年間収入では正社員の半分程度となっていることとも関連しているかもしれない。このような観点から、参入要因としてワークライフバランスにストレスを抱えていたかどうかを観察することとする。

表 2 では雇用労働者として働く者が翌年にフリーランスへ参入した場合に 1、それ以外に

0をとる変数を被説明変数としてプロビットモデルを用いて分析した。性別や雇用形態による異質性を考慮し、4つのサブサンプルに分けて分析した。男性では、時間あたり賃金及びWLBストレスを感じていたどちらも翌年のフリーランスの参入確率に影響しない。他方で、女性では有意水準にばらつきがみられるものの、時間あたり賃金が高いほど翌年のフリーランスへの参入確率が低下し、WLBストレスを感じた場合にフリーランスへの参入確率が上がるとの結果が示された。

時間あたり賃金の効果は、男性では有意な結果が得られず、女性では予想と反対の符号となった。女性において、時間あたり賃金が高いほどフリーランスへの参入確率が低くなるこの結果をWLBストレスの結果とあわせて考えると、雇用労働者として自由度がある程度制限される場合でもあっても、賃金が高ければ雇用労働者として就業継続するといった補償賃金的な関係があるかもしれない、そこで、WLBストレスを感じている（ダミー変数）と時間あたり賃金との交差項を用いた分析を行ったが、有意な結果は得られなかった。

なお、フリーランスへの参入が比較的時間あたりの収益性が高い職業に偏っている可能性を考慮して、職業分類（208職種）の中央値をそれぞれ算出し、回答者が属する職業における時間あたり賃金の中央値を説明変数に加えたモデルも実施したが（モデル2、4、6、8）、加えなかったモデルと推定結果に大きな差異はみられなかった。

3.4. フリーランスからの移行

表2には連続する2年間での就業状態間の変化を示した。表側にはある年（ t 年）における就業状態を、表頭部分にはその翌年（ $t+1$ 年）の就業状態が記載されている。表2によれば、フリーランスは1年間で4割程度が他の就業状態に移行している。雇用労働者の場合、翌年に他の就業状態に移行するのはわずか5%未満であり、対照的である。ただ、移行確率が高いことがフリーランスの業としての撤退を意味するわけではない。フリーランスからの移行先の就業状態として最も多いのは役員・自営業主・内職（15.1%）であるが、これらの内訳をみると役員・自営業主（雇人あり）になった、あるいは自営業主（雇人なし）のままであっても実店舗をもつようになった者がほとんどである。したがって、役員・自営業主・内職への移行は事業の拡大による可能性がある。次に割合の大きい順に、フリーランスから無業者（12.9%）、雇用労働者（11.7%）への移行が続く。

フリーランス以外の就業形態からフリーランスへ移行では、役員・自営業主・内職（フリーランスを除く）からの割合が最も高い。これは事業の拡大によるフリーランスからの移行とは逆に、事業を縮小などによってフリーランスへ移行している層も一定数いることを示唆している。

フリーランスの翌年の就業状態を推定するにあたってのモデルとしては多項ロジットモデルが考えられる。多項ロジットモデルを採用するにあたってIIA（independence from irrelevant alternatives）が満たされているかを検討する必要がある。本分析で想定される被説明変数（翌年の就業状態）のアウトカムとして表2の就業状態を想定した場合、可能であ

れば事業を拡大しようとする層と、たとえフリーランスが軌道に乗っても拡大せずに自らのワークスタイルに合った働き方を自営業主（雇人なし）・内職として続けることを希望する層がいると考えられる。こうした状況においては、任意のアウトカムを抽出した際にそれらを選択する相対確率が等しいとの IIA の条件は崩れてしまう。そこで、本分析では、多項ロジットモデルを採用せず、翌年にフリーランスとして就業継続するか他の就業状態に移行するかの二項変数を被説明変数としてプロビットモデルを実施することとした。また、JPSED が大規模パネル調査とはいえ、日本ではフリーランスがそれほど一般的でないために観測数には限りがある。このことから、被説明変数として扱う移行先のアウトカムとして「翌年に雇用労働者、家族従業者、無業」と「翌年に役員、自営業主・内職（フリーランス以外）」の2つにまとめた。

表4上段（モデル1～8）は、フリーランスから「翌年に雇用労働者、家族従業者、無業」に移行した場合に1、そのほかの場合に0をとる変数を被説明変数としてプロビットモデルで分析したものである。ここでは、時間あたり収入あるいは年間収入の対数値を説明変数とした結果（モデル1、3、5、7）に加えて、回答者の職業（208職種）の中央値を変数に加えた分析も行った（モデル2、4、6、8）。

まず、フリーランスから「翌年に雇用労働者、家族従業者、無業」への移行確率の推定結果（モデル1～8）をみると、無配偶者では時間あたり収入が「雇用労働者、家族従業者、無業」への移行に影響を与えず、年間収入が有意に負の値を示している。すなわち、無配偶者は年間収入が低いと「雇用労働者、家族従業者、無業」へ移り、高いほどこれらの就業状態への移行確率が低下する。

職業別の収入の中央値を加味したモデル2と4における本人の収入（ $\ln(\text{earnings}_i)$ ）の限界効果を、加味しなかったモデル1、3とそれぞれ比較すると限界効果と有意水準どちらにおいても変化がみられなかった。同一の職業の中央値（ $\ln(50\text{pt}_{\text{occupation}})$ ）はモデル2、4どちらも非有意であったことから、職業に起因する収入の水準ではなく、本人の年間収入の多寡が「翌年に雇用労働者、家族従業者、無業」に移行するか否かに影響していることがわかる。

続いて、有配偶者でも同様の推定を行った。無配偶者で用いた制御変数に加えて配偶者の年間収入（対数）を説明変数に加えた。有配偶者では、無配偶者とは異なり、時間あたり収入が有意に負の値を示した。無配偶者では、時間単位での効率性は「雇用労働者、家族従業者、無業」への移行に影響しなかったが、有配偶者の場合には影響を及ぼす。これは、有配偶者の場合、家事などの生活との両立を考えてフリーランスを選択しているとすれば時間あたりの収入の効率性を重視する可能性がある。また、配偶者の収入も加味して家計を考慮することができる（ただし、配偶者の年間収入は非有意）ために時間的な効率性が有意になっている可能性もある。

年間収入の限界効果は有意に負の結果となり、職業別収入の中央値を加えたモデルでも限界効果の大きさに変化がなく、職業に起因する収入の水準が「翌年に雇用労働者、家族従

業者、無業」に移行するか否かに影響しない点で同様の結果となった。配偶者の年間収入はいずれのモデルでも有意ではなかった。

表4下段のモデル9~16には「翌年に役員、自営業主・内職（フリーランス以外）」に移行した場合に1、それ以外で0をとる被説明変数とした推定結果を示した。表3で議論したように、フリーランスから「翌年に役員、自営業主・内職（フリーランス以外）」への移行の多くは従業員を雇い入れたり、実店舗をもつためにフリーランスから離れている。したがって、モデル9~16で推定する時間あたり収入や年間収入の効果としては正の値が予想される。

無配偶者を対象としたモデル9によれば、時間あたり収入の効果は有意に負の値を、年間収入は有意でないとの結果となった。これは、無配偶者の場合には週就業時間が長いほど「翌年に役員、自営業主・内職（フリーランス以外）」への移行確率が高くなっている一方で、年間収入はそれほど高くなっていないことが原因であると考えられる。無配偶者ではの場合、事業拡大に向けて事業展開を進めることが、その年の収入は高めなくとも、翌年以降の事業の拡大につながっている可能性がある。

有配偶者についてみると、予想通りに時間あたり収入、年間収入額ともに高いほど「翌年に役員、自営業主・内職（フリーランス以外）」への移行確率が高くなっているとの結果が得られた。

職業別収入の中央値と、有配偶者における配偶者の年間収入（対数）は非有意であった。したがって、これらの2つの要素はフリーランスから「翌年に雇用労働者、家族従業者、無業」、「翌年に役員、自営業主・内職（フリーランス以外）」どちらに移行する確率に対しても影響が観察されなかった。

表4の結果から、時間あたり収入あるいは年間収入がフリーランスとして就業継続、他の就業状態に移行に対して影響を及ぼす可能性が示された。生業としてフリーランスを営む以上、生活に必要な収入が十分に得られない、あるいは他の就業形態で働いたほうが十分に稼ぐことができると判断される場合にはフリーランスを離れる可能性が考えられる。その一方で、雇人のない自営業主あるいは内職者として十分に稼ぐことができ、その後の事業展開も開けていると考えるのであれば事業を拡大する方向でフリーランスを離れる可能性がある。ただし、ここまでの分析では内生性には対処していない。そこで、次小節ではこれらの分析上の課題に対処した分析を行う。

3.5. 個別効果を考慮したモデル

本小節では、一階差分モデルによる分析によって表3で生じた内生性の問題に対処する。一階差分モデルは連続する2期間の同一変数の差分に回帰することによって個別効果の影響を消すことができる。一階差分モデルによって消すことのできる個別効果とは、たとえばもともと事業拡大を視野にフリーランスを始めたか否かなど、フリーランス参入への動機といった要素である。これらの影響を除いたうえで直近の収入の変化分がフリーランスか

ら他の就業状態への移行に影響を及ぼしたかを観察することができる。

表 4 は一階差分モデルの推定結果であるが、結果としてどのモデルにおいても有意な変数は見出されなかった。この解釈としては、次の 2 つが考えられる。ひとつは、個別効果によって生じる内生性を除去すると収入が就業状態の移行に与える影響はなくなるというものである。もうひとつの解釈は、個別効果による内生性を除去したとしても収入の効果は存在するが、その収入の効果とはある期間の差分によるものでなく、ある一定の生活水準を満たすことのできる絶対的な収入を超えられるか否かにあるというものである。

これらの解釈のどちらが確からしいかについては表 4 の結果からは判断できず、ここまでの結果からは直近の収入の変化によって有意な影響は観察されない点は確かめられたが、収入の絶対額が影響するか否かについては追加の分析を行う必要がある。その際、そもそも雇用者からフリーランスへ移行する確率が低い一方で、フリーランスから他の就業状態へは移行は比較的生じやすいといった確率的な非対称性を十分に考慮すべきであり、今後の課題である。

4. 結びに代えて

本研究はフリーランスとして働く者の属性を概観したうえで、フリーランスへの参入や、フリーランスの定着・退出要因としての収入の影響について分析した。フリーランスをはじめとする雇なしの自営業主は歴史的にも古くから労働市場に存在していたにもかかわらず、雇用労働者と比べて定量的な分析による研究が進んでいない。本研究は、フリーランスを対象に統計的推定を用いた数少ない実証研究である。

属性からフリーランスの特徴を捉えると、性別では男性のほうが、若年よりも高年齢層のほうが、配偶関係では無配偶者のほうがフリーランスとして働く確率が高い。フリーランス、正社員、正社員以外の雇用労働者で収入の分布を比較すると、フリーランスの年間収入の分布は正社員のそれよりも低位に偏っており、平均では正社員の半分程度である。しかしながら、時間あたり収入では正社員との差は 1 割程度である。

本研究は収入がフリーランスへの参入、定着あるいは他の就業状態への移行に与える影響を観測した。雇用からフリーランスへの参入を分析するにあたっては、スキルの高さの代理指標として時間あたり賃金に回帰した。その結果、男性では時間あたり賃金の効果は観察されず、女性では時間あたり賃金が高いほどフリーランスへの参入確率が低くなるという結果が得られた。女性が雇用かフリーランスかの選択する際には、時間あたり賃金が高ければ雇用の拘束性の高さを受け入れる可能性が高まるといった、補償賃金的な要素として時間あたり賃金が機能しているものと考えられる。他方で、記述統計からはスキルや人脈を蓄積した者ほどフリーランスへ参入しやすいと予測されたが、そのような結果が得られなかった。

次に、フリーランスとして働く者の収入が翌年の就業状態の変化に与える影響について分析した。収入の高さはフリーランスから退出して雇用労働者、家族従業者、無業者といっ

た状態に移行する確率を低める一方で、事業の拡大を通してフリーランスから離れることが示された。しかしながら、内生性を除去するために個別効果を考慮したモデルでは、収入の効果が観察されなくなった。この結果が、収入はそもそもフリーランスの継続あるいは他の就業状態への移行に影響しないためなのか、それとも直近の収入の変化が意思決定に影響を及ぼさないのかを明らかにするために、より詳細な分析が必要なものと考えられる。

今後、より詳細な検討をするにあたっては、本稿では検討できていない次のいくつかの点を考慮する必要がある。前節末尾において記載した移行確率の非対称性への対処のほか、フリーランスの定着・退出に与える個別効果を明示的に扱うこともひとつである。本稿での個別効果の除去は一階差分モデルを用いることによって推定モデルの特性から除去された。しかしながら、一階差分モデルを含む固定効果モデルはその分析フレームワークの特性上、直近の変化分や分析対象期間の平均からの乖離（あるいは乖離が生じるもの）しか説明変数にできない。こうした分析によっては対象とできない変数を扱うためにも、フリーランス参入時で本人がもつ意思（フリーランス参入後のどのように事業展開するつもりなのか）を考慮した分析が必要である。本稿の分析からも、フリーランスの働き方（たとえば、本人が想定している労働供給量）にはかなりの幅があり、雇用労働者と比較すれば個人の意思に沿った労働供給がなされる可能性が高いものと考えられる。そうした個人間の異質性を前職などの情報から明示的に扱うことのできるよう、分析モデルを考える必要がある。その他にも、2020年は感染症の世界的な流行によってフリーランスの労働供給の意思にはよらない需要側の要因によって収入が少なからず変動しているはずであり、そのような状況を利用した分析も考えられる。

参考文献

Carnell、 Kate (2016) "Self-Employment: The Key to Job Creation in the 21ST Century" Journal of Management and Organization、 22(6)、 pp752-753.

Katz、 Lawrence F.; Krueger、 Alan B. (2016) "The Rise and Nature of Alternative Work Arrangements in the United States、 1995-2015" NBER Working Paper Series.

Posner、 Eric A. (2021) "The Economic Basis of the Independent Contractor/Employee Distinction" Texas Law Review、 100(2)、 pp353-387.

石山恒貴 (2021)「雇用によらない働き方におけるワーク・エンゲイジメントの規定要因—雇用者とフリーランスの比較分析」日本労働研究雑誌、No.726、pp67-87.

玄田有史 (2021)「コロナ禍に踏みとどまったフリーランスとは——テレワーク・オンラインの効用」樋口美雄・労働政策研究・研修機構『コロナ禍における個人と企業の変容—働き方・生活・格差と支援策』慶應義塾大学出版会.

佐口和郎 (2016)「Online Gig Economy における新しい働き方に関する予備的考察」、CIRJEJ-277.

佐野嘉秀、佐藤博樹、大木栄一 (2012)「個人請負就業者の「労働者性」と就業選択」日本労働研究雑誌、No.624、pp55-69.

周燕飛 (2013)「子持ち既婚女性にとっての個人請負就業」日本労働研究雑誌、No.632、pp61-74.

高橋陽子 (2018)「日米における自営業主数の計測」JILPT Discussion Paper Series DP18-07.

内閣府政策統括官(経済財政分析担当) (2019)「日本のフリーランスについて—その規模や特徴、競業避止義務の状況や影響の分析」政策課題分析シリーズ 17

リクルートワークス研究所「データで見る日本のフリーランス 本業＝フリーランス 324万人のリアル」Works Report 2020.

リクルートワークス研究所「社員から個人事業主(業務委託)へのトランジション～プロ人材を生かす近未来のモデル～」Works Report 2021.

図表

表1 属性と就業状態

	フリーランス	雇用労働者	役員・自営業主・内職 (フリーランスを除く)	家族従業者	無業者 (失業・非労働力)	総数	
男性	3.7	80.7	7.6	0.9	7.2	100	
女性	2.4	69.3	3.0	1.8	23.5	100	
20～29歳	2.2	81.5	3.2	0.9	12.3	100	
30～39歳	2.4	78.7	2.9	1.0	15.0	100	
40～49歳	3.3	74.6	5.8	1.5	14.7	100	
50～59歳	3.9	68.4	8.2	1.7	17.7	100	
無配偶	3.8	78.9	4.3	1.1	11.9	100	
有配偶	2.5	72.1	6.1	1.5	17.8	100	
子どもなし	3.8	76.7	4.4	1.2	13.9	100	
子どもあり	2.3	73.3	6.3	1.5	16.6	100	
年配 間偶 取者 入の	～199万円 200～399万円 400～599万円 600万円～	2.5 2.6 2.4 2.2	79.5 73.1 65.2 74.7	7.2 5.7 4.1 7.8	1.0 2.3 1.8 0.8	9.8 16.3 26.4 14.5	100 100 100 100
管理的職業従事者	0.9	75.8	23.3	0.1	-	100	
専門的・技術的職業従事者	5.3	88.4	5.7	0.5	-	100	
事務従事者	1.1	94.5	3.0	1.5	-	100	
販売従事者	2.2	91.2	5.1	1.6	-	100	
サービス職業従事者	3.2	83.5	9.4	4.0	-	100	
保安職業従事者	0.2	98.3	1.6	0.0	-	100	
農林漁業従事者	0.0	40.9	26.5	32.6	-	100	
生産工程従事者	1.3	94.2	3.8	0.8	-	100	
輸送・機械運転従事者	2.3	94.8	2.6	0.3	-	100	
建設・採掘従事者	8.3	78.9	9.2	3.6	-	100	
運搬・清掃・包装等従事者	2.3	95.0	1.9	0.8	-	100	
分類不能の職業	14.2	76.5	7.0	2.3	-	100	

対象：20～59歳、既卒者

各年のクロスセクションウェイト（xa）を使用

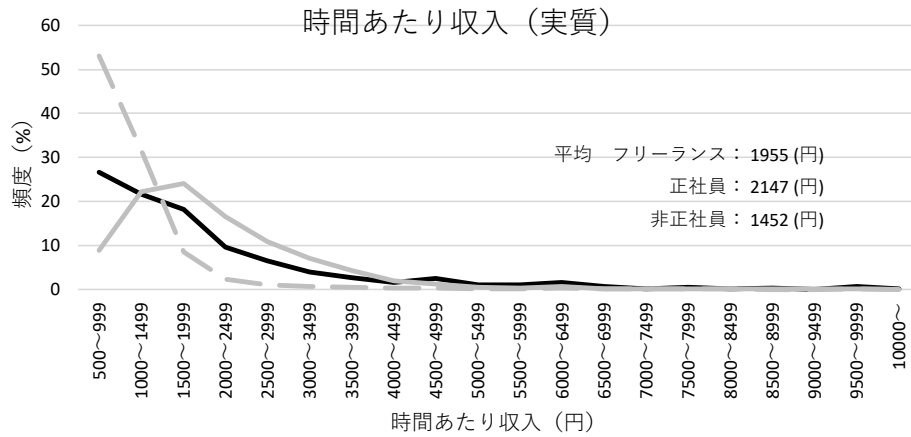
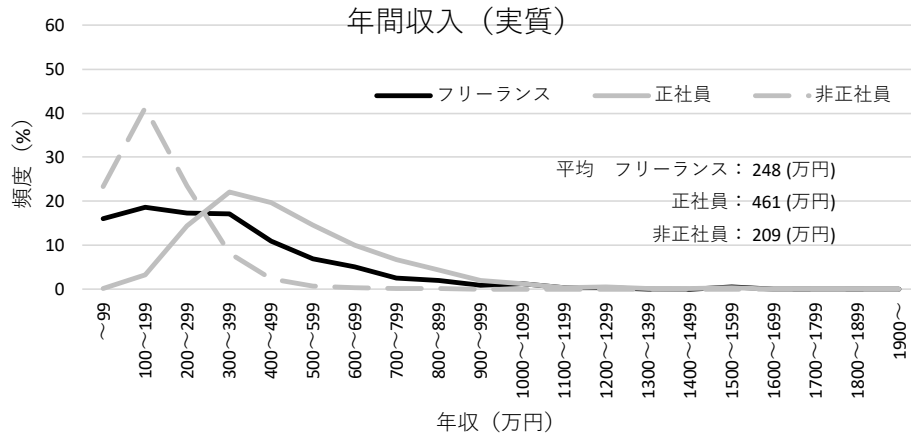


図1 年間収入

表2 雇用からフリーランスへの参入（プロビットモデル）

モデル	1	2	3	4	5	6	7	8
対象	男性正社員	男性正社員	女性正社員	女性正社員	男性非正社員	男性非正社員	女性非正社員	女性非正社員
被説明変数	翌年にフリーランス に参入=1	翌年にフリーランス に参入=1	翌年にフリーランス に参入=1	翌年にフリーランス に参入=1	翌年にフリーランス に参入=1	翌年にフリーランス に参入=1	翌年にフリーランス に参入=1	翌年にフリーランス に参入=1
ln(hourlywage)	-0.001 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.002 *** (0.001)	-0.002 *** (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.002 * (0.001)	-0.002 * (0.001)
ln(50pl _{occupation})		-0.002 (0.001)		-0.001 (0.002)		0.000 (0.006)		0.001 (0.004)
WLBストレスを感じる	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.002 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.003 ** (0.001)	0.003 ** (0.001)
観測数	45266	45266	15397	15397	13669	13669	22377	22377
疑似決定係数	0.0916	0.0922	0.1263	0.1270	0.0685	0.0686	0.0725	0.0725

対象：20～59歳雇用労働者（既卒）

制御変数（参照点）：年齢5歳階級（40～44歳）、子どもの有無（なし）、学歴（高校卒業業者）、産業大分類（製造業）、職業大分類（事務職）、調査年（2019年）

表中上段は限界効果、下段括弧内はクラスター構造に頑健な標準誤差を示す。有意水準：* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

表3 就業状態間の移動

t年\ t+1年	フリーランス	雇用労働者	役員・自営業主・内職 (フリーランスを除く)	家族従業者	無業者 (失業・非労働力)	総数
フリーランス	59.0	11.7	15.1	1.4	12.9	100
雇用労働者	0.5	95.2	1.2	0.3	2.8	100
役員・自営業主・内職 (フリーランスを除く)	5.1	18.6	71.9	1.9	2.6	100
家族従業者	2.8	17.4	8.0	63.3	8.5	100
無業者 (失業・非労働力)	2.5	14.9	0.9	0.6	81.1	100

対象：20～59歳（既卒者）であり、少なくとも連続する2か年に回答した者

ウェイトは、20～64歳を対象とした連続する2年間の脱落ウェイト（xa17_l16_s, xa18_l17_s, xa19_l18_s, xa20_l19_s, xa21_l20_s）を使用

表4 ベースラインモデル（プロビットモデル）

モデル	1	2	3	4	5	6	7	8
対象	無配偶者	無配偶者	無配偶者	無配偶者	有配偶者	有配偶者	有配偶者	有配偶者
被説明変数	翌年に雇用労働者、家族従業者あるいは無業=1	翌年に雇用労働者、家族従業者あるいは無業=1	翌年に雇用労働者、家族従業者あるいは無業=1	翌年に雇用労働者、家族従業者あるいは無業=1	翌年に雇用労働者、家族従業者あるいは無業=1	翌年に雇用労働者、家族従業者あるいは無業=1	翌年に雇用労働者、家族従業者あるいは無業=1	翌年に雇用労働者、家族従業者あるいは無業=1
ln(hourlywage)	-0.006 (0.012)	-0.006 (0.012)			-0.027 ** (0.013)	-0.027 ** (0.013)		
ln(50pt _{occupation})		-0.019 (0.074)				-0.123 (0.086)		
ln(yearlyearnings)			-0.070 *** (0.008)	-0.070 *** (0.008)			-0.066 *** (0.010)	-0.066 *** (0.010)
ln(50pt _{occupation})				-0.023 (0.040)				-0.055 (0.041)
配偶者の年間収入（対数）					0.003 (0.014)	0.003 (0.014)	0.003 (0.014)	0.003 (0.014)
観測数	1313	1313	1313	1313	1002	1002	1002	1002
疑似決定係数	0.1141	0.1142	0.1595	0.1598	0.1671	0.1691	0.1976	0.1994
モデル	9	10	11	12	13	14	15	16
対象	無配偶者	無配偶者	無配偶者	無配偶者	有配偶者	有配偶者	有配偶者	有配偶者
被説明変数	翌年に役員、自営業主・内職（フリーランス以外）=1	翌年に役員、自営業主・内職（フリーランス以外）=1	翌年に役員、自営業主・内職（フリーランス以外）=1	翌年に役員、自営業主・内職（フリーランス以外）=1	翌年に役員、自営業主・内職（フリーランス以外）=1	翌年に役員、自営業主・内職（フリーランス以外）=1	翌年に役員、自営業主・内職（フリーランス以外）=1	翌年に役員、自営業主・内職（フリーランス以外）=1
ln(hourlywage)	-0.021 ** (0.009)	-0.020 ** (0.009)			0.024 ** (0.012)	0.024 ** (0.012)		
ln(50pt _{occupation})		-0.053 (0.053)				-0.022 (0.059)		
ln(yearlyearnings)			0.003 (0.007)	0.002 (0.007)			0.055 *** (0.012)	0.055 *** (0.012)
ln(50pt _{occupation})				0.005 (0.027)				0.008 (0.032)
配偶者の年間収入（対数）					0.005 (0.011)	0.005 (0.011)	0.004 (0.011)	0.004 (0.011)
観測数	1311	1311	1311	1311	1005	1005	1005	1005
疑似決定係数	0.2080	0.2089	0.2035	0.2035	0.1794	0.1795	0.2004	0.2004

対象：20～59歳、既卒

制御変数（参照点）：性別（男性）、年齢5歳階級（40～44歳）、子どもの有無（なし）、学歴（高校卒業者）、産業大分類（製造業）、職業大分類（事務職）、調査年（2019年）

表中上段は限界効果、下段括弧内はクラスター構造に頑健な標準誤差を示す。有意水準：* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

表5 個別効果を考慮したモデル（一階差分モデル）

モデル	1	2	3	4
対象	無配偶者	有配偶者	無配偶者	有配偶者
被説明変数	翌年に雇用労働者、家族 従業者あるいは無業=1	翌年に雇用労働者、家族 従業者あるいは無業=1	翌年に役員、自営業主・内職 (フリーランス以外)=1	翌年に役員、自営業主・内職 (フリーランス以外)=1
ln(hourlywage)	-0.014 (0.022)	-0.021 (0.027)	-0.001 (0.014)	0.020 (0.015)
ln(50pt _{occupation})	0.001 (0.044)	-0.061 (0.052)	0.026 (0.031)	0.009 (0.040)
配偶者の年間収入（対数）		0.006 (0.023)		-0.018 (0.019)
観測数	912	679	912	679
疑似決定係数	0.0025	0.0129	0.0549	0.0927

対象：20～59歳，既卒

制御変数（参照点）：調査年（2019年）

表中上段は限界効果，下段括弧内はクラスター構造に頑健な標準誤差を示す。

有意水準：* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

補表 フリーランスの就業理由の構成

フリーランスの就業理由	最もあてはまる理由 (単一回答)の構成比 (%)	あてはまる理由 (複数回答)の構成比 (%)
家事・育児・介護等と両立しやすいから	4.5	11.1
自分の体調で就業可能な仕事だから	12.9	23.9
自分の都合の良い時間に働きたいから	32.5	56.7
家計の補助・生活費・学費等を得たいから	8.8	20.2
通勤時間が短いから	1.1	8.9
専門的な技能等をいかせるから	28.9	38.5
家業だから・家族が事業をしているから	6.0	7.2
正規の職員・従業員の仕事がないから	2.0	4.2
その他	3.4	3.9
総数	100	-

対象：20歳以上の既卒者

ウエイトは各年の集計ウエイト (xa) を使用