

投稿論文

正規雇用者の副業の保有と転職、賃金の関係* ～パネルデータを用いた実証分析～

何 芳**

<要旨>

日本では、政策的に副業・兼業を普及促進させようとする動きが見られるが、副業を持つことの効果に関する実証研究はあまり蓄積されていない。本稿は、「日本家計パネル調査」を用いて、正規雇用者に着目して、副業の保有とその後の転職、本業の賃金との関係について分析を行った。分析では、パネルデータの特徴を活かし、パネル固定効果モデルを用いた。個人の異質性に配慮するため、全サンプルを用いた推計の他、副業が許可されている企業に勤める「副業可」の個人や、転職を希望する個人、副業を希望する個人、現職の継続を希望する個人のそれぞれのサンプルを用いた推計も行った。

本稿の分析の結果、転職を希望する男性の正規雇用者においては、副業経験は転職確率を高める効果を持つことが明らかとなった。この結果は、副業・兼業が、労働市場の流動性や仕事と労働者のマッチングの質を高める効果を持つことを示唆する。さらに本稿では、副業経験は転職経由で、男女正規雇用者の本業のその後の賃金を高める効果があることも確認された。これは、副業が人的資本の蓄積と生産性の向上につながる可能性を示唆するものと考えられる。

JEL Classification Codes : J24, J63, J31

Keywords : 副業、転職、賃金

* 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」の個票データの提供を受けた。また、慶應義塾大学の野由香子教授、日本女子大学の周燕飛教授、独立行政法人労働政策研究・研修機構の小野晶子副統括研究員から貴重なコメントを頂いた。ここに記して、感謝の意を申し上げます。

** 何芳：独立行政法人 労働政策研究・研修機構 研究員。

**Multiple Job Holding:
A Panel Investigation of the Effects on Turnover and Wages in Japan**

By Fang HE

Abstract

This study examines the effects of multiple job holding by regular employees on their primary jobs' turnover and wage rate, using the Japan Household Panel Survey (2005–2018). To verify the potential differences caused by individual heterogeneity, in addition to the total sample, regressions were also conducted using samples of individuals working at an enterprise that allows multiple job holding, individuals wishing to change their jobs, individuals wishing to have multiple jobs, and individuals who want continue at their current jobs. The results were subsequently compared.

The estimation results show that, for male regular employees wishing to change their jobs, multiple job holding will raise the probability of job turnover, which might have positive effects on enhancing labor market fluidity and raising the quality of matching between workers and jobs. Moreover, multiple job holding raises the afterward wage rate through job turnover for both male and female regular employees, which suggests that it might also positively affect human capital accumulation and productivity.

JEL Classification Codes: J24, J63, J31

Keywords: Multiple Job Holding, Turnover, Wage

1. はじめに

日本では、政府による「働き方改革」のうち「柔軟な働き方がしやすい環境整備」の一環として、副業・兼業の普及促進が進められている¹。その背景には、副業・兼業を希望する個人が年々増加傾向にある²ことや、副業を持つことによって、新しいスキルの取得や人的資本の蓄積が促進され、生産性の向上と労働市場におけるマッチングの質の改善などが期待できることが理由として挙げられている。日本の現状では、大企業を中心に副業・兼業を認めていないところが多い。ただ、トレンド的に副業を認める企業は増加傾向にあり³、また新型コロナウイルスのパンデミックをきっかけに、副業を希望する労働者⁴も増加傾向にある。

これまでの副業・兼業に関する研究は、本業との関係を念頭に置き、誰が副業を持っているのか(川上 2017)、副業・兼業を持つことの動機(Shishko and Rostker, 1976; Conway and Kimmel, 1998; Dickey et al., 2011; Wu et al., 2009; Renna and Oaxaca, 2006; Böheim and Taylor, 2004; 川上 2021)について考察するものが多い。近年になって、副業を持つことの効果に関心が持たれ、その例として、Panos et al. (2014)、Kawakami (2019) が挙げられる。Panos et al. (2014) は、本業と副業の仕事内容の差異と転職の関係について調べており、Kawakami (2019) は、副業経験が本業の賃金に与える影響について考察している。

副業の効果として、具体的にどのようなものが考えられるのだろうか。まず、副業も職業経験の1つであると考えれば、これを経験することによって、新しいスキルの取得や人的資本の蓄積につながる OJT (On-The-Job Training) であると考えられる。あるいは、起業や転職を考える人にとっては、失業せずに、希望する仕事に必要な技能を習得できる手段の1つであると考えられる。この意味で副業は、労働市場の流動性を高

¹ 「働き方改革実行計画」が2017年3月28日の働き方改革実現会議で決定され、「働き方改革関連法案」が、2019年4月から順次、労働基準法を始めとする関連法令の改正が施行された。厚生労働省が発表した定義によると、「働き方改革」とは、働く人びとが、個々の事情に応じた多様で柔軟な働き方を自分で「選択」できるようにするための改革である。具体的には、「非正規雇用の処遇改善」「賃金引上げと労働生産性向上」「長時間労働の是正」「柔軟な働き方がしやすい環境整備」などが内容とされている。副業・兼業の普及促進は、「柔軟な働き方がしやすい環境整備」の一環とされている。日本では、副業・兼業を禁止する法的規制はないが、厚生労働省が公表したモデル就業規則では、労働者の遵守事項に、「許可なく他の会社等の業務に従事しないこと」という規定があった。2018年1月にモデル就業規則が改定され、上記の遵守事項が削除され、副業・兼業についての規定が新設された。新たな規定では、労働者に対し、事前に会社に所定の届出を行うことが義務づけられているが、企業の利益を害する場合を除き、勤務時間外において、他の会社等の業務に従事することができるとしている。

² 出所：厚生労働省「副業・兼業の促進に関するガイドライン」(2018年1月策定、2020年9月改定)
<https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11200000-Roudoukijunkyouku/0000192844.pdf>

³ 帝国データバンクが2021年2月に実施した「新型コロナウイルス感染症に対する企業の意識調査」(調査対象は全国23,702社で、有効回答企業数は11,073社)によると、副業・兼業を認めている企業は18.1%で、2017年2月調査より7.7%ポイント増加している。また、企業規模別では、副業・兼業を認めている割合は、大企業(13.1%)が最も低く、小規模企業(21.7%)と比べ、1割弱の差がある。

<https://www.tdb.co.jp/report/watching/press/p210304.html>

⁴ 労働政策研究・研修機構が実施した「新型コロナウイルス感染拡大の仕事や生活への影響に関する調査」によると、新型コロナ問題後に副業を始めた割合は3.5%で、今後、始めるつもりは18.1%である。

<https://www.jil.go.jp/press/documents/20210430a.pdf>

め、転職や起業を通じて仕事と労働者のマッチングの質を高めると期待することも考えられる。また、人的資本のさらなる蓄積によって、転職の有無と関係なく、副業経験は労働者の生産性の向上と賃金の上昇につながる可能性があるとも考えられる。そしてさらに、雇用が不安定な場合、副業を持つことによって所得を増やしたり、複数の仕事を持つことで、すべての仕事を同時に失い、失業するリスクを減らすことができる。この意味で、副業はリスクヘッジの手段として利用でき、雇用の安定性を保つ役割を果たすことができる。実際に正規雇用労働者（以下、正規雇用者）と比べ、雇用が比較的不安定な非正規雇用労働者（以下、非正規雇用者）において、副業者比率が高い⁵。理論的には、副業を持つことで、上記の様々な効果が期待されるが、実証分析が蓄積されていないため、実際にそのようになっているのかは不明である。

本稿は、慶應義塾大学の「日本家計パネル調査」（JHPS/KHPS）の個票データを用いて、正規雇用者に着目して、副業経験と転職、本業の賃金（率）との関係について考察する。転職は労働市場の流動性、賃金率は生産性の代理指標として利用する。パネルデータを用いることで、同一個人の就業状態、転職、所得、労働時間の時系列変化を把握することができ、個人の異質性をコントロールした分析や副業経験とその後の転職行動、賃金の変化の関係を追跡して分析を行うことができる。さらに、JHPS/KHPS から職場での副業禁止の有無も識別できるようになっており、この情報を利用して、副業が禁止されている労働者と副業が許可されている労働者における違いに考慮した分析が可能である。また、副業保有の意欲や転職の意欲を有する個人に限定した「副業か転職希望」のサンプルを用いた推計も行う⁶。

正規雇用者に着目する理由は、下記となる。日本の労働市場では、雇用形態によって労働時間の制約や就業規則などが異なり、非正規雇用者は、正規雇用者と比べ、賃金が低く、福利厚生が少なく、雇用が不安定であるが、企業からの縛りが弱く、労働時間の決定に一定の自由度があるとの特徴がある。これにより、副業経験と転職、本業の賃金の関係は、正規雇用者と非正規雇用者にとって、異なるメカニズムが働いている可能性がある。企業による副業禁止の割合も、非正規雇用者と比べ、正規雇用者のほうが高く（図表3-1を参照）、副業・兼業の普及促進によって、正規雇用者のほうがより影響を受けることになる。さらに、JHPS/KHPS から、非正規雇用者では雇用形態によって、副業禁止の割合に大きな差が存在し、非正規雇用者の中で副業禁止割合の高い嘱託と契約社員については利用できるサンプルサイズが小さいなど、分析上の課題も多い。上記のことを踏まえ、本稿の分析は、正規雇用者に限定する。なお、本稿における正規雇用者は、調査票において、「常勤の

⁵ 本稿の図表3-1（JHPS/KHPSにおける副業者比率）を参照されたい。

⁶ JHPS/KHPS では、2007年から「現職の継続意欲」について調査している。「あなたは、今現在なさっている仕事を今後も続けますか」という質問に対して、「現在の仕事を続けたい」、「現在の仕事のほかに別の仕事もしたい」、「他の仕事に変わりたい」、「仕事をすっかりやめてしまいたい」の4つの選択肢が設けられている。分析では、「現職の継続意欲」の調査項目において、「現在の仕事の他に別の仕事もしたい」と回答した個人を「副業希望」、「他の仕事に変わりたい」個人を「転職希望」、「現在の仕事を続けたい」個人を「継続希望」と考える。

職員・従業員（正規社員）」と特定される個人を指す⁷。性別に関しては、男性と女性では賃金水準や就業機会など直面する労働市場の状況が異なり、副業保有の効果も異なる可能性がないかを確認するため、男女で分けたサンプルごとに分析を行う。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、副業・兼業に関する先行研究をサーベイし、第3節では、分析に利用するデータを紹介し、性別と雇用形態による副業者比率の違いを確認する。第4節では、計量分析を行い、副業経験と転職の関係、副業経験と本業の賃金の関係について考察し、その結果について説明する。第5節では、結論をまとめる。

2. 先行研究

副業を持つインセンティブについて、これまでの先行研究では、金銭的動機と非金銭的動機に分けて説明されている。金銭的動機とは、直接収入を得ることを指しており、非金銭的動機とは、起業や転職の準備の一環とする新しいスキルの取得や人的資本の蓄積、雇用が不安定な場合のリスクヘッジなどを指している。また、副業の仕事内容によって満足感が得られることも非金銭的動機としている。

海外の研究では、金銭的動機による副業の保有は、主に本業の労働時間と所得の制約を用いて説明されている。時間外労働の上限規制や仕事量などで本業の労働時間と所得に制約がある場合、本業で所得を増やすことが難しくなる。そこで、家計支出の増加や世帯員の失業などによる家計所得の減少、景気変動による本人の所得の低下などが発生した場合に、労働者が望む所得水準に達するために、副業・兼業をすることになる。先行研究でも、Paxson and Sicherman（1996）は、本業の労働時間の変動が副業の保有に影響していることを確認しており、Friesen（2001）は、時間外労働の上限規制が副業の保有率を高めることを観察している。さらに、Bell et al.（1997）は、本業の所得の減少が副業の労働時間の増加につながることを確認している。

論理的に考えて、本業からの勤労所得が、労働者が望む水準と長期的にかけ離れている場合、副業より転職を選択したほうが望ましいことになる。ただし、本業に非金銭的報酬（non pecuniary benefits）があるかどうかによって、選択が異なることもある。ここでの非金銭的報酬とは、仕事の快適さや安定性、勤務地などが考えられる。Lundborg（1995）は、

⁷ JHPS/KHPS において、「勤め人（雇用主と雇用関係にある人）」の調査対象者に対し、「あなたの会社での職位は、次のどれに当てはまりますか」という質問に、「①常勤の職員・従業員（正規社員）－役職なし」、「②常勤の職員・従業員（正規社員）－役職あり」、「③常勤の職員・従業員（正規社員）－経営者」、「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」の選択肢が設けられている。本稿の分析では、「常勤の職員・従業員（正規社員）」を用いて、正規雇用者を特定した。その理由は、「常勤の職員・従業員」とそれ以外の雇用者（④－⑦）では、賃金水準や就業規則、雇用の安定性などに違いが存在すると考えているからである。さらに、雇用者のうち経営者は雇用主に近い立場になっている特殊なグループのため、③を分析対象から外した。脇坂（2011）が指摘するように、「正社員」（正規雇用者）という用語には、明確な定義はなく、職場での呼称を統計区分として用いられている。本稿では、調査対象者の職位に関する回答に基づき、正規雇用者を特定したが、その他の条件を加えるなど、正規雇用者の特定の仕方や定義の仕方の違いによって、分析対象の範囲にズレが生じる可能性があることは否めない。

本業の非金銭的報酬と副業・兼業の関係を分析しており、本業に非金銭的報酬がある場合、本業の所得低下は副業・兼業を増加させるが、本業に非金銭的報酬がない場合、本業の所得低下は転職を促すことを確認している。Lundborg (1995) の分析結果を踏まえて考えると、本業の非金銭的報酬と労働市場におけるその他の仕事の非金銭的報酬に差異が少なく、また副業保有の原因が金銭的動機のみの場合、副業の保有は、労働者にとって目標とする所得水準に達するための一時的な手段に過ぎないはずである。しかし、現状では、副業保有の長期化が確認される (Böheim and Taylor, 2004; Panos et al., 2014)⁸。副業の仕事内容によって本業と異なる満足感が得られる場合 (Böheim and Taylor, 2004) や、よりよい労働条件の仕事への転職が難しく、副業がリスクヘッジと所得水準を維持するための手段として利用される場合、副業の長期化が発生しやすいと考えられる。一方、起業あるいは転職に必要な新しいスキルを取得するための手段として副業が利用される場合、副業経験は、転職を促す効果があると期待される。

副業を持つことの効果について、Panos et al. (2014) は、イギリスのパネル調査を用いて、本業と副業の仕事内容の差異と転職との関係について考察し、本業と異なる仕事内容で副業を始めた場合、翌年に仕事内容を変えて転職する確率が高いことを明らかにした。また、副業経験がある場合、賃金上昇に伴う転職をする確率が高いことが確認されている。Kawakami (2019) は、「慶應義塾家計パネル調査」を用いて、必要とするスキルの内容(タスク)の違いに着目して、副業経験が本業の賃金に与える影響について分析を行った。その結果、フルタイム就業で管理職と専門職 (intelligent tasks) に従事している個人でその後転職していない場合、副業経験は本業の賃金を高める効果があるが、パートタイム就業で、定型手仕事業務 (physical tasks) に従事している個人は、副業経験は本業の賃金にマイナスの影響があることが観察された。

本稿が利用するデータでは、副業の仕事内容が把握できないため、Panos et al. (2014) と同様の分析はできないが、日本のパネル調査データを用いて、副業経験と転職の関係について確認する。Kawakami (2019) では、フルタイム就業者とパートタイム就業者に分けて分析を行っており、副業の保有に関する時間制約の観点からは、労働時間に基づく分類が妥当だと思われる。しかし、日本の労働市場の構造を考えると、正規雇用者と非正規雇用者には雇用の安定性や賃金水準、時間外労働の有無・頻度、副業に関する企業の規定などに違いが存在し、本稿では、雇用形態による違いを念頭に置き、正規雇用者に着目して分析を行う。副業を持つことの効果を考察することを目的とする本稿は、以下の特徴を持つ。まず、日本の労働市場における雇用形態による労働条件の違いに配慮し、正規雇用者に着目して分析を行う。さらに、副業・兼業の普及促進が労働市場に与えるプラスの影響とし

⁸ Böheim and Taylor (2004) は、イギリスのパネル調査「British Household Panel Survey」を利用して、10%の労働者が毎回の調査で副業を保有しており、副業保有者の2/3は2期連続で副業を保有していることが確認されている。日本については、JHPS/KHPSを用いて、調査期間中に副業経験のある60歳未満の男女およびその配偶者をプールして集計したところ、男性では25.2%、女性では19.8%が2期連続で副業を保有していることが確認された。

て、仕事と労働者のマッチングの質の改善が挙げられているが、それを確かめるため、副業経験と転職の関係についての分析を行う。最後に、副業経験と賃金の関係の分析について、前期副業経験と過去2期の副業経験のパターンと現職の本業の賃金の関係について分析を行った上、背後のメカニズムを解明するため、転職をした場合の副業経験と本業の賃金の関係についても分析を行う。

3. 利用するデータ

3.1 データの構造

本稿の分析では、慶應義塾大学「日本家計パネル調査」(JHPS/KHPS)の2005年～2018年の個票データを利用する。JHPS/KHPSは、KHPSとJHPSからなる。両調査は毎年2月に実施されており、KHPSは2004年から、JHPSは2009年から調査が始まっている。初回調査における対象者は層化2段階無作為抽出法によりサンプルが抽出されている。調査初年度にはKHPSは20～69歳の男女4,005人、JHPSは20歳以上の男女4,022人から有効回答が得られた。また、KHPSでは2007年には1,419人、2012年に1,012人の調査対象者が追加されている。加えて、2014年調査よりKHPSとJHPSは調査票と調査方法の統合を行い、JHPS/KHPSになった。JHPS/KHPSは、調査対象者の年齢、学歴、家族構成、就業形態、所得などの社会的経済的属性情報をカバーしている。

副業保有の有無については、JHPS/KHPSでは、「昨年1年間(1月～12月)に、あなたは主なお仕事の他に副業となるお仕事をしましたか」という質問で調査している。該当質問に関しては、KHPSは2004年から、JHPSは2012年から調査している。ただし、KHPSの2004年調査では、「副業をした」、「していない」の2つの選択肢で調査しており、2005年以降の調査では、「副業をした」、「副業は禁止されているので、していない」、「副業は許されているが、していない」の3つの選択肢で調査している⁹。本稿では、統一性を保つため、KHPSの2005年～2018年データとJHPSの2012年～2018年データを利用する。サンプルサイズを確保するため、調査対象者およびその配偶者の情報の両方を利用する。

3.2 JHPS/KHPSにおける副業者比率

ここでは、JHPS/KHPSにおける副業者比率の特徴を確認する。図表3-1は性別と雇用形態別に、JHPS/KHPSの60歳未満の調査対象者およびその配偶者の副業者比率を示している。図表3-1からは、男女ともに、正規雇用者のほうが「副業をした」比率が低く、職場での「副業禁止」の比率が高いことが確認される。副業者比率は年次による変動があり、サンプル全体の平均を見ると、男性正規雇用者の3.8%、非正規雇用者の15.6%、女性正規雇用者の4.3%、非正規雇用者の11.0%である。職場での副業禁止の比率については、男性

⁹ JHPS/KHPSの質問項目では、「副業は禁止されているが、(ひそかに)副業をした」個人は識別ができない。

正規雇用者の72.1%、非正規雇用者の28.4%、女性正規雇用者の70.9%、非正規雇用者の20.8%である。副業者比率と副業禁止の比率のいずれも、性別による違いが存在し、そして、性別による違いよりも雇用形態による違いのほうが大きいことが伺える。

また、集計表を掲載していないが、非正規雇用者でも雇用形態によって、副業禁止の比率に大きな差が存在することはJHPS/KHPSから確認されている。JHPS/KHPSの60歳未満の非正規雇用者の個人のサンプルでは、嘱託の場合、男性では49.0%、女性では46.8%、契約社員の場合、男性では40.9%、女性では44.1%、派遣社員の場合、男性では24.7%、女性では21.6%、アルバイト・パートタイマーの場合、男性では12.5%、女性では16.4%が職場で副業を禁止されている。

図表3-1 JHPS/KHPSにおける副業者比率

調査年次	正規雇用者						非正規雇用者					
	男性			女性			男性			女性		
	副業をした	副業禁止	サンプルサイズ	副業をした	副業禁止	サンプルサイズ	副業をした	副業禁止	サンプルサイズ	副業をした	副業禁止	サンプルサイズ
2005	4.4	68.7	1,439	3.9	69.3	433	24.8	28.5	137	13.0	17.0	695
2006	4.7	70.6	1,263	3.5	69.1	369	14.6	25.5	110	14.0	15.1	616
2007	3.3	69.1	1,752	3.8	69.1	502	9.4	27.5	149	9.5	17.8	876
2008	3.4	72.5	1,545	4.8	69.4	461	9.0	23.8	122	9.1	17.4	837
2009	3.1	73.4	1,411	4.5	71.2	420	8.4	22.4	107	7.7	18.7	779
2010	2.7	72.2	1,290	3.4	70.9	382	8.3	25.0	96	8.5	21.1	738
2011	2.0	72.7	1,192	4.1	69.3	339	13.1	29.8	84	9.4	20.3	700
2012	3.4	72.5	2,534	4.4	70.7	802	14.2	32.4	204	11.8	22.3	1,410
2013	3.2	71.8	2,378	3.7	72.2	724	12.5	30.7	192	8.4	23.1	1,322
2014	4.5	73.3	2,168	4.4	74.3	686	21.7	32.9	161	11.5	23.5	1,261
2015	4.7	72.4	2,011	4.4	73.4	617	19.0	28.8	153	10.9	23.3	1,221
2016	4.6	73.4	1,846	5.1	71.1	584	23.0	23.8	126	13.4	22.4	1,153
2017	4.4	73.2	1,685	4.8	71.3	537	19.6	29.9	107	12.1	21.3	1,064
2018	3.6	72.7	1,548	4.8	66.9	516	18.2	30.3	99	13.8	20.8	971
Total	3.8	72.1	24,062	4.3	70.9	7,372	15.6	28.4	1,847	11.0	20.8	13,643

注：60歳未満の調査対象者およびその配偶者について集計。

3.3 分析に用いるサンプルの限定

本稿は、正規雇用者に着目して、副業の保有と転職、賃金の関係について、分析を行う。第4節の実証分析では、利用するサンプルを、60歳未満の調査対象者およびその配偶者で、経営者でない雇用者かつ非農業従事者、官公庁に勤めていない者に限定する。その理由は以下となる。60歳以上では、定年の影響もあり、副業に求めるものや副業が仕事や生活に与える影響はそれ以下の年齢層と比べ、異なる可能性がある。雇用者のうち経営者は雇用主に近い立場になっている特殊なグループのため、分析から除外する。官公庁に勤めている個人は一部特殊な仕事内容を除き、ほとんどが副業禁止であるため、分析から除外する。農業従事者の就業はそもそも季節性があり、副業収入も含めて生計を立てることが常態になっている傾向があるため、分析から除外する。

4. 実証分析

本節では、副業経験とその後の転職、本業の賃金の関係について、前述で特定したサンプルを用いて分析し考察する。副業経験と転職の関係の分析では、能力や転職に対する考えなど観察できない個人の異質性をコントロールするため、線形確率モデルのパネル固定効果モデルを利用する¹⁰。副業経験と本業の賃金の関係についての分析では、最小二乗法（以下、OLS）とパネル固定効果モデルの両方を利用し、その結果を比較する¹¹。

副業経験に関しては、前期副業経験と過去2期の副業経験のパターンのそれぞれについて、その後の転職と本業の賃金の関係を分析する。前期副業経験は、主に副業経験の有無とその後の転職と賃金の関係について分析しているが、過去2期の副業経験のパターンは主に、副業経験の期間の長さによって、その後の転職と賃金に異なる影響をもたらすかを確認している。Böheim and Taylor (2004) と Panos et al. (2014) では、副業期間の長期化を指摘しており、JHPS/KHPS からも調査期間中に副業経験のある個人のうち、男性では25.2%、女性では19.8%が2期連続で副業を保有していることが確認される。副業の保有を、転職をスムーズにさせる踏み台と考える場合、副業の保有が1期だけで希望する職につくことにつながるのか、あるいはより長い期間の副業の保有が必要なのか、過去2期の副業経験のパターンの変数を用いて確認する。

副業経験の期間とその後の賃金の関係について、副業経験が長い場合、人的資本がより蓄積され、その後の賃金にプラスの影響を与える可能性があると思われる。一方、継続的に副業を保有していることは、副業保有は常態であり、副業の内容は転職や人的資本の新たな蓄積に繋がりにくいケースが含まれている可能性もあると考える。副業保有の継続期間によって、その後の転職と賃金との関係が異なるのかを過去2期の副業経験のパターンを用いて確認する。サンプルには、連続2期以上副業を保有しているケースもあると想定される¹²。本稿では、より近い副業経験と、転職や賃金の関係に着目して分析を行う。分析では、過去2期の副業の有無の情報を用いて、「新規副業」、「継続副業」、「その他」の3つのパターンを作成し、2期前に副業を保有していたが、前期に副業をしなかったケースと、過去2期ともに副業を保有していなかったケースをレファレンス・グループの「その他」

¹⁰ 転職の分析では、被説明変数は「1 = 1年前の会社・経営組織から転職した; 0 = その他」のダミー変数である。被説明変数がダミー変数の場合、プロビット分析などの選択モデルが用いられることが多い。しかし、パネルデータを使った固定効果モデルの場合、プロビット分析では一致推定量が得られない。条件付きロジット固定効果モデルの場合、観察期間中に転職経験のある個人のみを用いて推計を行うことになり、偏ったサンプルを利用してしまう可能性がある。本稿では、個人の異質性をコントロールすることを優先し、線形確率モデルのパネル固定効果モデルを利用することにする。

¹¹ 本稿では、副業経験とその後の賃金の関係が問題関心の1つであるが、副業の保有と本業の賃金は、同時決定の可能性もある。この内生性バイアスを補正するために、操作変数法が考えられるが、副業保有の意思決定と相関し、誤差項と相関しない適切な操作変数が見当たらないため、本稿の転職と賃金の関係の分析結果に、内生性バイアスの可能性が残ることは、限界として述べたい。

¹² 観察期間を長くすることで、回答期間が長い個人のサンプルに限定することになり、利用できるサンプルサイズが小さくなり、特殊なサンプルに限定してしまう可能性があるため、本稿では、過去2期の副業経験に着目することにした。

に分類することにした。そして、「新規副業」は、2期前に副業をせず、前期に副業をした場合、「継続副業」とは過去2期ともに副業をした場合、と定義する¹³。

分析では、性別に基づきサブサンプルを分ける。さらに、副業可の企業と副業禁止の企業に勤める労働者には、そもそも違いが存在するため、頑健性のチェックも兼ねて、副業可¹⁴の企業に勤める個人のサンプルに限定した推計も行う。全体サンプルを用いた推計において、副業可ダミーを利用して、副業可の企業と副業禁止の企業に勤める労働者の異質性をコントロールする¹⁵。

さらに、「現在の仕事の他に別の仕事もしたい」（副業希望を持つ）個人と「他の仕事に変わりたい」（転職希望を持つ）個人については、副業の保有が人的資本の蓄積や転職の踏み台として機能する可能性があると思われる。本稿では、「副業希望」と「転職希望」のいずれかを持つ「副業か転職希望」の個人に限定した推計も行う。さらに、「副業希望」と「転職希望」の個人のサンプルでは、異質性が存在する可能性があると考えられるため、「副業希望」と「転職希望」のそれぞれの個人のサンプルに限定した分析も行う¹⁶。転職意欲が副業の保有と転職や本業の賃金との関係に違いをもたらす可能性を確認するため、転職意欲を示さなかった「現在の仕事を続けたい」（以下、「継続希望」）個人のサンプルに限定した推計も行い、「副業希望」と「転職希望」のそれぞれの個人のサンプルに限定した推計の結果と比較する。その結果を論文中に説明し、推計結果を付表で報告する。なお、分析では、「副業可」、「副業希望」、「転職希望」、「継続希望」の個人のサンプルの特定は、いずれも前期（年）情報を利用する。

分析に用いるサブサンプル間の属性の違い

実証分析に入る前に、基本統計量を用いて、分析に用いるサブサンプル間の属性の違いを確認する。図表4-1では、第3.3節で特定した前期正規雇用者の個人のサンプルに関して、男女で分けて集計した。各グループ間の属性の違いを確認するため、「全体」サンプルの平均値と「副業可」、「副業希望」、「転職希望」、「継続希望」のそれぞれの平均値から「全体」サンプルの平均値を引いた結果を示した。「副業可」の企業に勤める個人のサンプルでは、「全体」サンプルと比べ、男女ともに本業の賃金率が低く、勤続年数が長い特徴がある。週労働時間に関して、性別による違いが確認され、男性では、「副業可」の企業に勤める個

¹³ 本来ならば、副業の動機によって、副業経験がその後の転職と賃金にもたらす影響にどのような違いがあるかを考察すべきであるが、JHPS/KHPSでは、副業の動機について、他の属性情報から推測することしかできない。

¹⁴ 分析では、「副業をした」、「副業は許されているが、していない」と選択した個人のサンプルを「副業可」として認識した。

¹⁵ ただ、副業可の企業に勤めるかどうかは、ランダムに配置されるものではなく、労働者の個人選択による決定である。また、副業可の企業に勤めている場合の副業保有に関する意識決定は、時間を通じて変化し、観察できない個人属性と相関する可能性がある。本稿では、パネル固定効果モデルを用いて、個人の異質性をコントロールする試みをしているが、副業保有の内生性問題が払拭できず、副業保有に関する意思決定の個人選択によるセレクション・バイアスが残る可能性があることは否めない。

¹⁶ 「副業希望」、「転職希望」、「継続希望」の個人のサンプルの特定に用いる質問項目の詳細について、脚注6を参照されたい。

人は「全体」サンプルの平均より本業の週労働時間が長い、女性では「副業可」の企業に勤める個人は「全体」サンプルの平均より本業の週労働時間が短い。「副業希望」と「転職希望」の個人のサンプルでは、「全体」サンプルの平均と比べ、男女ともに本業の賃金率、有配偶率、配偶者が正規雇用者である比率が低く、子どもの数が少なく、勤続年数が短いという特徴があり、週労働時間に関して、性別による差が確認された。男性では、「副業希望」と「転職希望」の個人のサンプルの両方において「全体」サンプルの平均より週労働時間は長い、女性では、「副業希望」の個人のサンプルの週労働時間が短く、「転職希望」の個人のサンプルの週労働時間が長い。男女ともに、「転職希望」の個人のサンプルの週労働時間が長いことは、週労働時間の長時間化は転職意欲を高める可能性がある」と推測する。実際の転職率（1年前の会社・経営組織から転職した）を見ると、男女ともに「継続希望」の個人のサンプルの転職率が低く、「転職希望」の個人のサンプルの転職率が高い。女性では、「副業可」と「副業希望」の個人のサンプルは同程度の転職率で、男性では、「副業可」の個人のサンプルの転職率は、「副業希望」の個人のサンプルの転職率より若干高い。「全体」サンプルの平均と比較して、「継続希望」の個人のサンプルは、男女ともに本業の賃金

図表 4-1 基本統計量：分析に用いるサブサンプル間の属性の違い

変数名	男性（前期正規雇用者）					女性（前期正規雇用者）				
	全 体	副 業 可	副 業 希 望	転 職 希 望	継 続 希 望	全 体	副 業 可	副 業 希 望	転 職 希 望	継 続 希 望
	(M1)	[前期]	[前期]	[前期]	[前期]	(F1)	[前期]	[前期]	[前期]	[前期]
	平均値	-M1	-M1	-M1	-M1	平均値	-F1	-F1	-F1	-F1
1=1年前の会社・経営組織から転職した	0.033	0.019	0.008	0.090	-0.013	0.050	0.024	0.024	0.106	-0.020
副業をした [前期]	0.040	0.095	0.040	0.022	-0.007	0.049	0.103	0.075	0.013	-0.007
副業可 [前期]	0.295	0.705	0.081	0.090	-0.023	0.322	0.678	0.172	0.018	-0.022
本業の賃金率 [前期]	2.996	-0.231	-0.308	-0.577	0.118	2.072	-0.288	-0.223	-0.176	0.097
本業の週労働時間 [前期]	47.752	0.061	0.389	0.848	-0.396	40.873	-1.177	-0.636	0.798	-0.268
有配偶 [前期]	0.887	-0.035	-0.076	-0.093	0.014	0.711	-0.007	-0.139	-0.105	0.030
配偶者正規雇用 [前期]	0.515	-0.026	-0.114	-0.064	0.017	0.634	-0.011	-0.108	-0.076	0.021
6歳未満子どもあり [前期]	0.208	-0.028	0.004	0.025	-0.010	0.133	-0.049	-0.062	0.027	0.004
22歳以下で就学前と就学中の子どもの数 [前期]	1.216	-0.071	-0.044	-0.156	0.019	0.835	0.024	-0.056	0.024	0.010
勤続年数 [前期]	23.915	0.549	-1.800	-2.162	0.599	20.621	1.145	-1.831	-2.515	0.832
産業 [前期]										
建設業	0.120	0.068	0.013	-0.003	-0.003	0.035	0.029	0.012	0.011	-0.005
製造業 (ref.)	0.301	-0.059	-0.001	-0.033	0.005	0.159	0.021	-0.011	0.008	-0.006
卸売り・小売業	0.113	-0.018	0.016	0.024	-0.005	0.104	0.024	0.055	0.009	-0.006
飲食業・宿泊業	0.021	0.007	0.003	0.018	-0.003	0.014	0.005	-0.010	-0.006	-0.001
金融・保険業	0.041	-0.026	0.010	-0.017	0.001	0.098	-0.025	-0.004	0.024	-0.005
運輸業	0.100	0.003	-0.039	0.008	0.004	0.018	0.006	-0.010	0.006	0.002
情報サービス・通信業	0.067	-0.004	0.008	0.003	-0.002	0.027	-0.012	0.008	0.007	-0.001
医療・福祉	0.056	0.010	0.008	-0.001	0.004	0.335	-0.030	0.030	-0.009	0.011
教育・学習支援業	0.034	-0.001	-0.020	-0.011	0.004	0.074	-0.040	-0.042	-0.028	0.011
その他サービス業	0.107	0.021	0.007	0.023	-0.005	0.111	0.012	-0.018	-0.020	0.000
その他	0.040	-0.002	-0.006	-0.012	0.000	0.025	0.009	-0.009	-0.003	0.000
企業規模 [前期]										
1～4人 (ref.)	0.035	0.059	0.008	0.015	-0.004	0.052	0.063	-0.005	-0.026	0.001
5～29人	0.172	0.134	0.045	0.078	-0.017	0.262	0.123	-0.005	-0.003	-0.001
30～99人	0.165	0.041	0.000	0.037	-0.003	0.205	-0.011	0.091	0.034	-0.014
100～499人	0.246	-0.051	0.023	0.009	0.002	0.233	-0.083	-0.003	0.012	0.001
500人以上	0.383	-0.182	-0.076	-0.139	0.023	0.249	-0.093	-0.078	-0.018	0.012
年齢階級										
29歳未満	0.042	0.007	0.034	0.028	-0.010	0.106	-0.036	0.054	0.030	-0.021
30～39歳	0.249	-0.019	0.031	0.072	-0.019	0.266	-0.055	-0.001	0.079	-0.014
40～49歳	0.375	-0.016	-0.013	0.008	0.011	0.326	0.041	0.016	-0.027	0.009
50～59歳	0.334	0.029	-0.052	-0.108	0.019	0.303	0.051	-0.069	-0.082	0.026
持ち家 [前期]	0.767	-0.034	-0.016	-0.053	0.014	0.756	0.002	-0.005	-0.029	0.012
市郡規模 [前期]										
政令指定都市	0.291	-0.003	0.021	0.010	0.004	0.280	0.005	-0.008	0.040	0.005
その他の都市	0.611	-0.005	-0.003	0.002	0.004	0.593	-0.001	0.010	-0.024	0.005
町村	0.098	0.007	-0.018	-0.012	-0.008	0.126	-0.005	-0.002	-0.017	-0.010
サンプルサイズ	14,422	4,253	793	1,288	10,265	4,444	1,432	257	502	2,990

注：サンプルの限定方法に関して、第 3.3 節を参照されたい。

率が高く、週労働時間が短く、勤続年数が長いという特徴を持つ。分析に用いるサブサンプル間に属性の違いが確認されたことは、これらのグループ間に異質性が存在することを示唆する。計量分析で個人属性をコントロールして、副業経験と転職、本業の賃金との関係について考察する。

4.1 副業経験と転職の関係

本節では、副業経験と転職の関係について考察する。具体的には、1) 前期の副業経験と転職の関係、2) 過去2期の副業経験のパターンと転職の関係、について分析を行う。

転職の有無について、JHPS/KHPSにおける「あなたは1年前と同じ仕事に就いていますか」の質問を利用する。「1年前の会社・経営組織から転職した」と回答した場合に、「転職した」と認識する。また、今期の転職の意思決定は前期の状態によって決定されるため、年齢以外の説明変数は前期(年)の情報を利用する。

4.1.1 前期の副業経験と転職の関係

計量経済モデル

前期の副業経験と転職の関係について、パネル固定効果モデルを用いて、式(1)に基づき分析する。

$$T_{it}^* = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 M_{it-1} + \beta_2 P_{it-1} + X'_{it-1} \lambda + \epsilon_{it} \quad (1)$$

個人*i*の*t*期における転職の有無 T_{it}^* は、個人の固定効果 α_i 、時間効果 γ_t 、 $t-1$ 期における副業保有ダミー M_{it-1} 、副業可ダミー P_{it-1} 、時間を通じて変化し、転職の意思決定に影響を与える変数列ベクトル X_{it-1} を用いて推計する。[']はベクトルの転置、 ϵ_{it} は誤差項となる。分析では、本業の対数賃金率[前期]、本業の対数週労働時間[前期]、勤続年数[前期]と勤続年数の自乗値[前期]、産業ダミー[前期]、企業規模ダミー[前期]、年齢階級ダミー、有配偶ダミー[前期]、配偶者正規雇用ダミー[前期]、6歳未満子どもありダミー[前期]、22歳以下で就学前と就学中の子どもの数[前期]、持ち家ダミー[前期]、居住地の市郡規模ダミー[前期]を X_{it-1} として用いる。また、同じ個人の異なる時点の誤差項が相関する可能性があるため、推計では個人をクラスタとした標準誤差を用いる。

推計結果

図表4-2は前期副業経験と転職の関係に関するパネル固定効果モデルの推計結果を示している。推計結果から以下のことが確認された。男性では、「全体」(A1)、「副業可」の企業に勤めている個人(A2)、「副業か転職希望」の個人(A3)のいずれのサンプルを用いた推計において、前期に「副業をした」という変数の係数はプラスで統計的に有意である。男性の正規雇用者に関して、前期の副業経験は、転職確率を有意に高めることが確認され

た。女性では、「全体」サンプル（A4）を用いた推計のみ、前期に「副業をした」という変数の係数はプラスで有意である。「副業可」の企業に勤めている個人（A5）と「副業か転職希望」の個人（A6）のサンプルを用いた推計では、副業経験による転職確率の有意な差が確認されなかった。

図表 4-2 推計結果：前期の副業経験と転職の関係（パネル固定効果モデル）

被説明変数： 1 = 1年前の会社・経営 組織から転職した	前期正規雇用者					
	男性			女性		
	全体 A1	副業可 [前期] A2	副業か転職 希望 [前期] A3	全体 A4	副業可 [前期] A5	副業か転職 希望 [前期] A6
	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値
副業をした [前期]	0.0451** (0.0209)	0.0485* (0.0270)	0.193*** (0.0508)	0.0549** (0.0279)	0.0141 (0.0382)	-0.0377 (0.0826)
副業可 [前期]	0.00362 (0.00594)		-0.0119 (0.0245)	0.00758 (0.0125)		0.0669 (0.0466)
定数項	0.382* (0.206)	0.317 (0.483)	1.324 (0.917)	0.534** (0.210)	0.486 (0.559)	0.931 (0.933)
R-squared	0.012	0.036	0.095	0.040	0.095	0.142
Observations	14,422	4,253	2,081	4,444	1,432	759
Number of id	2,754	1,383	922	1,151	578	378

注：すべての推計では、本業の対数賃金率 [前期]、本業の対数週労働時間 [前期]、勤続年数 [前期]、勤続年数の自乗値 [前期]、産業ダミー [前期]、企業規模ダミー [前期]、年齢階級ダミー、有配偶ダミー [前期]、配偶者正規雇用ダミー [前期]、6歳未満子どもありダミー [前期]、22歳以下で就学前と就学中の子どもの数 [前期]、持ち家ダミー [前期]、市郡規模ダミー [前期]、年次ダミーを説明変数として推計に入れている。括弧には、個人をクラスタとした標準誤差を示す。*、**、***は、有意水準 10%、5%、1%を表す。

付表 1 は、前期の副業経験と転職の関係について、現職の継続意欲の質問項目の回答に基づき分けた「副業希望」、「転職希望」、「継続希望」のサブサンプルごとの推計結果を示している。男性に関して、「副業希望」の個人（A7）と「転職希望」の個人（A8）のいずれのサンプルを用いた推計においても、前期に「副業をした」という変数の係数はプラスで統計的に有意であり、前期副業経験は転職確率を高める効果が確認された。「継続希望」の個人（A9）のサンプルを用いた推計では、前期副業経験と転職の関係性が確認されなかった。女性に関して、「副業希望」の個人（A10）と「継続希望」の個人（A12）のサンプルを用いた推計では、前期に「副業をした」という変数の係数は、有意水準 10%でプラス有意である。それに対して、「転職希望」の個人（A11）のサンプルを用いた推計では、前期に「副業をした」という変数の係数は統計的に有意でなく、前期副業経験と転職確率の関係性が確認されなかった。男性の正規雇用者では、転職を希望する個人や副業を希望する個人にとって、前期副業経験は転職確率を高める効果を持つことが示されたのに対し、女性の正規雇用者では、前期副業経験は「転職希望」の個人の転職確率を高める効果が確認されず、転職意欲を示さなかった「副業希望」と「継続希望」の個人の転職確率を高め

る効果が確認された。その理由について、下記のように推測する。図表4-1では、分析に用いる「転職希望」の女性正規雇用者の個人のサンプルの転職率は15.6%で、サブサンプルにおいてもっとも高いことが示され、女性では、転職を希望している場合、副業の保有経験の有無と関係なく、速いスピードで転職している可能性がある。

「副業可」の企業に勤めることと転職確率の関係について、男女ともに「全体」サンプル（図表4-2, A1, A4）と「副業か転職希望」の個人のサンプル（図表4-2, A3, A6）を用いた推計に入れた「副業可」ダミーは、いずれの推計において、統計的に有意でない。ただ、男性の「副業希望」の個人（付表1, A7）のサンプルを用いた推計では、「副業可」ダミーは10%水準でマイナス有意である。

4.1.2 過去2期の副業経験のパターンと転職の関係

計量経済モデル

過去2期の副業経験のパターンと転職の関係について、パネル固定効果モデルを用いて、式(2)に基づき分析する。

$$T_{it}^* = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 MN_{it-1} + \beta_2 MC_{it-1} + \beta_3 P_{it-1} + \beta_4 P_{it-2} + \beta_5 PC_{it-1} + \beta_6 W_{it-1} + X'_{it-1} \lambda + \epsilon_{it} \quad (2)$$

ここでは、 MN_{it-1} は、個人*i*が*t*-2期（2期前）には副業をせず、*t*-1期（前期）には副業をした「新規副業」を表す。 MC_{it-1} は個人*i*が*t*-2期と*t*-1期の2期ともに副業をした「継続副業」を表す。 P_{it-1} は*t*-1期、 P_{it-2} は*t*-2期に副業可の企業に勤めていることを表し、 PC_{it-1} は*t*-2期と*t*-1期の2期ともに副業可の企業に勤めていることを表す。

推計結果

図表4-3は、過去2期の副業経験のパターンと転職の関係の推計結果を示している。男性では、2期前に副業をせず、前期に副業をした「新規副業」と過去2期ともに副業をした「継続副業」の係数は、いずれのサンプルを用いた推計(B1-B3)においても、プラスで統計的に有意である。男性正規雇用者に関しては、「新規副業」と「継続副業」の両方が、レファレンス・グループの過去2期に副業をしなかった個人や2期前に副業をしたが前期にしまった個人と比べ、転職確率が高いことが確認された。女性では、「新規副業」と「継続副業」の係数は、いずれのサンプル(B4-B6)を用いた推計においても、統計的に有意でない。

さらに、性別に「副業希望」、「転職希望」、「継続希望」の個人のサンプルのそれぞれを用いて推計した結果(付表2)、男性の「転職希望」の個人(B8)のサンプルでは「新規副業」と「継続副業」の係数はプラスで統計的に有意であり、転職を希望する男性正規雇用者にとって、副業経験は転職確率を高める効果を持つことが確認された。一方、男性の「副業希望」の個人(B7)と「継続希望」の個人(B9)のサンプルを用いた推計のいずれにおい

でも、「新規副業」と「継続副業」の係数は有意でない。前期副業経験と転職の関係の分析（付表1）では、男性の「副業希望」の個人（A7）のサンプルを用いた推計においても、前期に「副業をした」という変数の係数はプラスで統計的に有意である。男性の「副業希望」の個人のサンプルを用いた推計において、前期副業経験の係数が統計的に有意で、「新規副業」の係数（B7）が統計的に有意でない理由について、主に両者のレファレンス・グループが異なることによると考えられる。男性の「副業希望」の個人のサンプルを用いた推計において、「継続副業」に統計的に有意な影響が確認されていないことは、「副業希望」の個人が、継続的に副業をすることで、現状に満足している可能性を示している。女性に関しては、「副業希望」、「転職希望」、「継続希望」の個人のサンプルを用いた推計において、「新規副業」と「継続副業」の係数のいずれも有意でなく、関係性が確認されなかった。

図表4-3 推計結果：過去2期の副業経験のパターンと転職の関係
(パネル固定効果モデル)

被説明変数： 1 = 1年前の会社・経営組織から転職した	前期正規雇用者					
	男性			女性		
	全体 B1	副業可 [前期] B2	副業か転職 希望 [前期] B3	全体 B4	副業可 [前期] B5	副業か転職 希望 [前期] B6
	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値
新規副業 [2期前に副業をせず、前期に副業をした]	0.0605** (0.0275)	0.0589* (0.0329)	0.212*** (0.0586)	0.000856 (0.0278)	-0.0130 (0.0394)	-0.0366 (0.0909)
継続副業 [過去2期ともに副業をした]	0.0542** (0.0240)	0.0673** (0.0312)	0.154** (0.0693)	0.0777 (0.0538)	0.0677 (0.0664)	0.0293 (0.104)
副業可 [前期]	-0.00535 (0.00749)		-0.0465* (0.0255)	0.0154 (0.0192)		0.0846 (0.0773)
副業可 [2期前]	-0.00513 (0.00766)	0.0176 (0.0121)	-0.0336 (0.0279)	-0.00200 (0.0151)	-0.0305 (0.0228)	-0.00471 (0.0699)
2期連続副業可	0.0278** (0.0121)		0.0518 (0.0385)	-0.00644 (0.0249)		-0.0483 (0.103)
定数項	0.567 (0.394)	0.494 (0.975)	1.444 (1.438)	0.378 (0.284)	0.388 (0.827)	0.232 (1.237)
R-squared	0.024	0.050	0.109	0.051	0.137	0.162
Observations	12,013	3,495	1,822	3,675	1,176	653
Number of id	2,415	1,165	809	976	483	324

注：図表4-1の注と内容は同じ。

図表4-2と図表4-3の推計結果は、性別によって、副業経験とその後の転職との関係性が異なることを示している。男性では、前期副業経験と転職の関係において、「継続希望」（A9）の個人のサンプルを除いたすべてのサブサンプルを用いた推計では、前期副業経験が転職確率を有意に高めることが確認された。また、過去2期の副業経験のパターンと転職の関係において、「全体」（B1）、「副業可」（B2）、「副業か転職希望」（B3）、「転職希望」（B8）の個人のサンプルを用いた推計では、「新規副業」と「継続副業」のいずれもその後の転職確率を有意に高めることが確認された。それに対し、女性では、「副業希望」（A10）と「継続希望」（A12）の個人のサンプルを用いた推計では、有意水準10%で前期副業経験が転職に与えるプラスの影響が確認されたが、過去2期の副業経験のパターンと転職の関

係の分析において、いずれのサブサンプルを用いた推計でも「新規副業」と「継続副業」と転職の関係性が確認されなかった。副業の役割の1つとして、起業準備のための人的資本の蓄積が挙げられているが、起業に関する性別の差が大きく存在する。総務省「就業構造基本調査」2017年調査では、477万1千人の起業者（事業を自ら起こした個人）¹⁷のうち、女性の起業者が占める割合は19.3%である。そもそも起業する女性が少ないため、女性は男性と比べ、起業に必要な人的資本を蓄積し、さらに起業につなげるといった副業経験の機能は働いていない可能性が高い。また、同調査の2017年調査によると、2012年10月以降に前職を辞め現職に就いた雇用者のうち、前職と現職が同じ職業の割合は、男性では43.4%で、女性では48.5%である。転職した場合でも、女性は同じ職業に転職する割合が高いことを示している。男性と比べ、女性は起業と職業を変えた転職の割合が低い特徴がある。このことは、副業経験が女性の転職確率を高める効果が弱いことや「転職希望」の女性の転職確率を高めることが確認されない理由になっている可能性がある。

4.2 副業経験と賃金の関係

本節では、1) 副業経験と本業の賃金の関係、2) 転職した場合の副業経験と賃金との関係について分析を行う。また、1) の分析では、4.1節の分析と同じく、前期と過去2期の副業経験のパターンに分けて考察する。

分析に入る前に、副業経験が本業の賃金上昇につながるメカニズムについて考える。まず、副業が本業の賃金を高める理由については、副業を人的資本の蓄積につながる職業訓練と考える場合、副業経験による人的資本の蓄積は、労働者の生産性を向上させ、それが賃金の上昇につながる可能性があるとして理論的に考えられる。ただし、本業先による依頼でもないため、職業訓練としての副業経験は自己啓発に分類される。本業先が副業経験を評価するかどうか、またどのように評価するかが、副業経験の賃金への効果に影響を与える。本業先の賃金体系が完全に能力とリンクしている場合、副業経験による労働者の生産性の上昇は本業の賃金上昇につながるようになるが、そうでない場合、副業経験が本業の賃金上昇につながらない可能性が高い。また、副業経験による生産性の上昇を本業先で正しくスクリーニングできないことも考えられる。その場合、副業経験による本業の賃金の上昇も観察されないことになる。ただし、これにより労働者が不満を感じ、転職した場合、新しい勤務先で新しく評価してもらうことになるので、転職を通じて副業経験が生産性へのプラスの効果を賃金に反映することが期待できると考えられる。実際にそのようになっているか、本節の3つ目の分析で確かめる。

また、自己啓発が及ぼす賃金への効果について、先行研究が蓄積されており、以下のことが確認されている。自ら行った自己啓発はその種類によって賃金に及ぼす影響が異なる。賃金に効果が出るとしても、3期後、4期後になっている（小林・佐藤 2013; 吉田 2004）。自己啓発が及ぼす賃金への効果の度合いについては、現在の業務に関連する実務的な自己

¹⁷ 「就業構造基本調査」において、起業者には、「自営業主」と「会社などの役員」の2種類が存在する。

啓発は賃金への上昇効果が大きく、そうでない単なるスクーリングなどは賃金への上昇効果が小さい (Kodama et al., 2018)。副業経験の3期後、4期後の効果を分析する場合、サンプルセレクションによって特殊なサンプルに限定してしまう可能性があり、また、サンプルサイズが小さくなるため、本節の分析では、過去2期の副業経験と今期の本業の賃金の関係について考察することにする。

4.2.1 前期副業経験と本業の賃金の関係

本節では、前期の副業経験と本業の賃金の関係についてパネル固定効果モデルと最小二乗法 (OLS) を利用して推計し、その結果を比較する。

計量経済モデルの設定

式 (3) を用いて、パネル固定効果モデルでの推計を行う。

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 M_{it-1} + \beta_2 P_{it-1} + \beta_3 exp_{it} + \beta_4 exp_{it}^2 + \beta_5 Indu_{it} + \beta_6 Occu_{it} + \beta_7 Scale_{it} + X'_{it} \lambda + \epsilon_{it} \quad (3)$$

ここでは、本業の対数賃金率 y_{it} は、個人の固定効果 α_i 、時間効果 γ_t 、 $t-1$ 期における副業保有ダミー M_{it-1} 、副業可ダミー P_{it-1} 、 t 期における個人 i の勤続年数 exp_{it} と勤続年数の自乗値 exp_{it}^2 、産業ダミー $Indu_{it}$ 、職業ダミー $Occu_{it}$ 、企業規模ダミー $Scale_{it}$ 、時間を通じて変化し、賃金に影響を与える変数列ベクトル X_{it} を用いて推計する。

推計結果

前期の副業経験と今期の本業の賃金との関係については、図表4-4で、それぞれOLSと固定効果モデルで推計した結果を示している。図表4-4から、男性に関して、「副業か転職希望」のサンプルを用いた推計では、OLSでの推計(C5)とパネル固定効果モデルでの推計(C6)のいずれにおいても、前期副業経験(前期に副業をした)の係数はプラスで統計的に有意(有意水準10%)であり、前期の副業経験が今期の本業の賃金に対してプラスに影響していることが確認された。「全体」サンプルと「副業可」の企業に勤める個人のサンプルを用いた推計では、分析手法による注目変数の結果の違いが見られた。「全体」サンプルを用いたOLSでの推計(C1)では、前期副業経験の係数はプラスで統計的に有意であり、「副業可」ダミーの係数はマイナスで統計的に有意である。「全体」サンプルのパネル固定効果モデルでの推計(C2)では、前期副業経験と「副業可」ダミーの係数のいずれも統計的に有意でなかった。「副業可」の企業に勤めている個人のサンプルを用いた推計について、OLSでの推計(C3)では前期副業経験の係数はプラスで統計的に有意であるが、パネル固定効果モデル(C4)での推計では、前期副業経験の係数は有意でない。F検定の結果では、プーリングしたOLSよりパネル固定効果モデルのほうが支持されているので、パ

ネル固定効果モデルの推計結果を採用することになる¹⁸。女性に関しては、「全体」、「副業可」の企業に勤めている個人、「副業か転職希望」の個人のいずれのサンプルを用いた推計でも、前期副業経験の係数が統計的に有意でない。女性の正規雇用者に関して、前期の副業経験が今期の本業の賃金の上昇につながることは確認されなかった。

付表3では、前期副業経験と賃金の関係を、「副業希望」、「転職希望」、「継続希望」の個人のそれぞれのサンプルを用いて確認した結果を示している。支持された固定効果モデルでは、男性の「副業希望」、「転職希望」、「継続希望」の個人のサンプルを用いた推計（C14, C16, C18）のいずれも、前期副業経験の係数は有意でない¹⁹。女性では、「転職希望」の個人（C22）のサンプルを用いた推計では、有意水準5%で前期副業経験とその後の本業の賃金について負の関係が見られた。賃金への不満から副業をしている可能性を示唆していると考えられる。

図表4-4 推計結果：前期副業経験と本業の賃金の関係

被説明変数：	前期正規雇用者											
	男性						女性					
	全体		副業可 [前期]		副業か転職希望 [前期]		全体		副業可 [前期]		副業か転職希望 [前期]	
	OLS C1	固定効果 C2	OLS C3	固定効果 C4	OLS C5	固定効果 C6	OLS C7	固定効果 C8	OLS C9	固定効果 C10	OLS C11	固定効果 C12
対数賃金率	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値
副業をした [前期]	0.0861** (0.0426)	0.0420 (0.0324)	0.0725* (0.0391)	0.0728 (0.0451)	0.136* (0.0745)	0.113* (0.0655)	-0.0320 (0.0605)	-0.0614 (0.0525)	-0.00492 (0.0607)	-0.0889 (0.0700)	0.0492 (0.107)	-0.158 (0.113)
副業可 [前期]	-0.0487*** (0.0182)	-0.00447 (0.0156)			-0.0468 (0.0379)	0.00338 (0.0526)	-0.0306 (0.0288)	0.0151 (0.0280)			-0.0720 (0.0522)	0.106 (0.0847)
定数項	0.0537 (0.0744)	-1.549** (0.605)	-0.0966 (0.115)	-0.278 (1.151)	0.173 (0.152)	-2.762 (2.710)	-0.327*** (0.113)	0.159 (0.802)	-0.221 (0.180)	1.592 (1.015)	-0.163 (0.233)	-2.104 (1.619)
R-squared	0.198	0.023	0.221	0.031	0.193	0.051	0.162	0.017	0.155	0.047	0.177	0.083
Observations	14,069	14,069	4,147	4,147	1,983	1,983	4,226	4,226	1,359	1,359	702	702
Number of id	2,675	2,675	1,350	1,350	887	887	1,092	1,092	564	564	353	353

注：すべての推計では、勤続年数、勤続年数の自乗値、職種ダミー、産業ダミー、企業規模ダミー、年齢階級ダミー、有配偶ダミー、市郡規模ダミー、年次ダミーを説明変数として推計に入れている。OLSを用いた推計では、学歴ダミーも説明変数として入れている。括弧には、個人をクラスタとした標準誤差を示す。*、**、***は、有意水準10%、5%、1%を表す。

4.2.2 過去2期の副業経験のパターンと本業の賃金の関係

計量経済モデルの設定

過去2期の副業経験のパターンと本業の賃金の関係について、OLSとパネル固定効果モデルを利用する。パネル固定効果モデルでの推計は、式(4)を用いる。

¹⁸ 紙幅の関係で、パネル変数効果モデルを用いた分析結果を示していないが、Hausman検定の結果、変数効果モデルより固定効果モデルの結果が支持されている。

¹⁹ 図表4-4の男性の「副業か転職希望」の個人のサンプル（C6）を用いた推計では、前期に「副業をした」という変数の係数はプラスで統計的に有意（10%）であるが、付表3の「副業希望」（C14）と「転職希望」（C16）のサブサンプルを用いた推計では、前期に「副業をした」という変数の係数は統計的に有意でない。その理由について、「副業か転職希望」の個人（C6）のサンプルを用いた推計における前期に「副業をした」という変数の係数の有意水準が10%であることや、サンプルを分割したことで、レファレンス・グループも変化したことが影響していると推測する。

$$y_{it}^* = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 MN_{it-1} + \beta_2 MC_{it-1} + \beta_3 P_{it-1} + \beta_4 P_{it-2} + \beta_5 PC_{it-1} + \beta_6 exp_{it} + \beta_7 exp_{it}^2 + \beta_8 Indu_{it} + \beta_9 Occu_{it} + \beta_{10} Scale_{it} + X'_{it} \lambda + \epsilon_{it} \quad (4)$$

ここでは、本業の対数賃金率 y_{it} は、個人の固定効果 α_i 、時間効果 γ_t 、新規副業ダミー MN_{it-1} 、継続副業ダミー MC_{it-1} 、前期副業可ダミー P_{it-1} 、2期前副業可ダミー P_{it-2} 、過去2期ともに副業可ダミー PC_{it-1} 、 t 期における個人 i の勤続年数 exp_{it} と勤続年数の自乗値 exp_{it}^2 、産業ダミー $Indu_{it}$ 、職業ダミー $Occu_{it}$ 、企業規模ダミー $Scale_{it}$ 、時間を通じて変化し、賃金に影響を与える変数列ベクトル X_{it} を用いて推計する。

推計結果

過去2期の副業経験と今期の本業の賃金との関係については、図表4-5で、OLSとパネル固定効果モデルで推計した結果を示している。いずれの分析においても、F検定の結果で固定効果モデルが支持されている²⁰。

男性に関して、「全体」と「副業可」の企業に勤める個人のサンプルを用いたパネル固定効果モデルでの推計(D2, D4)では、「新規副業」ダミーの係数がプラスで統計的に有意である。「新規副業」の場合、過去2期に副業をしなかった個人や、2期前に副業をしたが前期にしなかった個人と比べ、本業の賃金が有意に高まることを示唆する結果が得られた。女性に関して、「副業可」の企業に勤める個人のサンプルを用いたパネル固定効果モデルでの推計(D10)では、「新規副業」ダミーの係数はマイナスで統計的に有意であり、賃金低下は副業の保有を動機付けた可能性を示唆する。

図表4-5 過去2期の副業経験のパターンと本業の賃金の関係

被説明変数：	前期正規雇用者											
	男性						女性					
	全体		副業可 [前期]		副業か転職		全体		副業可 [前期]		副業か転職	
	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果
対数賃金率	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10	D11	D12
	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値
新規副業	0.0608 (0.0541)	0.0860* (0.0479)	0.0590 (0.0547)	0.149** (0.0608)	0.164* (0.0966)	0.126 (0.0866)	0.0128 (0.0773)	-0.0955 (0.0612)	0.00939 (0.0754)	-0.140* (0.0740)	0.0539 (0.138)	-0.173 (0.154)
継続副業	0.113* (0.0620)	0.00959 (0.0479)	0.0825 (0.0558)	0.0513 (0.0602)	0.152 (0.105)	0.0819 (0.0914)	-0.0568 (0.0851)	-0.0607 (0.0806)	0.00650 (0.0846)	-0.114 (0.101)	0.122 (0.161)	-0.116 (0.130)
副業可 [前期]	-0.0381* (0.0227)	-0.00249 (0.0205)			-0.0196 (0.0542)	0.0305 (0.0635)	-0.0398 (0.0410)	0.0290 (0.0387)			-0.137* (0.0814)	0.0371 (0.112)
副業可 [2期前]	-0.0330 (0.0212)	0.000523 (0.0195)	-0.00287 (0.0268)	-0.00219 (0.0299)	-0.00245 (0.0509)	0.0222 (0.0477)	-0.118*** (0.0319)	-0.0342 (0.0321)	-0.0300 (0.0472)	0.0164 (0.0561)	0.0235 (0.0820)	0.0385 (0.0908)
2期連続副業可	0.0102 (0.0362)	-0.0167 (0.0334)			-0.0136 (0.0794)	-0.0622 (0.0942)	0.110* (0.0595)	0.00547 (0.0544)			0.104 (0.121)	0.0623 (0.145)
定数項	0.0619 (0.0849)	-1.590* (0.834)	-0.0856 (0.142)	0.910 (1.721)	0.0995 (0.172)	-1.139 (3.291)	-0.360*** (0.136)	0.405 (0.885)	-0.343 (0.219)	1.011 (1.567)	-0.212 (0.280)	-2.229 (1.642)
R-squared	0.194	0.022	0.220	0.033	0.192	0.062	0.173	0.020	0.171	0.050	0.230	0.088
Observations	11,763	11,763	3,412	3,412	1,739	1,739	3,526	3,526	1,117	1,117	610	610
Number of id	2,368	2,368	1,152	1,152	785	785	939	939	466	466	306	306

注：図表4-4の注と内容は同じ。

²⁰ 紙幅の関係で、パネル変数効果モデルを用いた分析結果を見せていないが、Hausman検定の結果、変数効果モデルより固定効果モデルの結果が支持されている。

付表4では、過去2期の副業経験のパターンと賃金の関係を、「副業希望」、「転職希望」、「継続希望」の個人のそれぞれのサンプルを用いて確認した結果を示している。付表4における男性のすべてのサブサンプルを用いたOLSと固定効果モデルでの推計では、「新規副業」ダミーと「継続副業」ダミーの係数のいずれも統計的に有意でない。女性に関して、「転職希望」の個人のサンプルを用いた固定効果モデル(D22)での推計では、「継続副業」ダミーの係数はマイナスで統計的に有意(10%水準)であり、「副業希望」と「継続希望」の個人のサンプルを用いた固定効果モデル(D20, D24)での推計では、「新規副業」ダミーと「継続副業」ダミーの係数のいずれも統計的に有意でない。前期副業経験、過去2期の副業経験のパターンのいずれも、女性の本業の賃金に、プラスの影響をもたらしていないことが伺える。

4.2.3 転職した場合の副業経験と賃金の関係

本節では、副業経験は転職経由で本業の賃金に影響を与えるかについて確認する。同じくOLSとパネル固定効果モデルを利用し、その結果を比較する。

計量経済モデルの設定

式(5)を用いてパネル固定効果モデルで、転職経由で副業経験が本業の賃金にプラスの影響を与えているかを確認する。

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 M_{it-1} + \beta_2 T_{it} + \beta_3 T_{it} \times M_{it-1} + \beta_4 P_{it-1} + \beta_5 exp_{it} + \beta_6 exp_{it}^2 + \beta_7 Indu_{it} + \beta_8 Occu_{it} + \beta_9 Scale_{it} + X'_{it} \lambda + \epsilon_{it} \quad (5)$$

本業の対数賃金率 y_{it} を、式(3)で設定したもの以外に、転職ダミー T_{it} ($1 = 1$ 年前の会社・経営組織から転職した)と転職ダミー×前期副業経験ダミーの交差項 $T_{it} \times M_{it-1}$ を入れている。副業経験ありで、転職して本業の賃金が高まった場合、交差項の係数がプラスで統計的に有意であることが期待される。

推計結果

本節の分析では、前期副業経験ダミーと転職ダミーの交差項を用いて、転職経由で副業経験が本業の賃金を高める効果があるかを考察する。図表4-6は、OLSとパネル固定効果モデルの推計結果を示している。いずれの分析においても、F検定の結果は、OLSより固定効果モデルのほうが支持されていることを示している。

注目変数の前期副業経験ダミーと転職ダミーの交差項について、男性に関して、「全体」(E1-E2)、「副業可」の企業に勤めている個人(E3-E4)、「副業か転職希望」の個人(E5-E6)のサンプルを用いたすべての推計において、OLSとパネル固定効果モデルの両方がプラスで統計的に有意である。副業経験は転職経由で、男性の正規雇用者の本業の賃金を高める

可能性を示唆する結果となっている。

女性に関して、「副業か転職希望」の個人のサンプルを用いたパネル固定効果モデルでの推計 (E12) では、前期副業経験ダミーと転職ダミーの交差項はプラスで統計的に有意である。前期副業経験、過去2期の副業経験のパターンと賃金の関係の分析結果を合わせてまとめると、女性の正規雇用者にとって、副業経験は本業の賃金上昇に直接つながらないが、副業か転職を希望する女性正規雇用者にとって、転職した場合、男性の正規雇用者と同様に副業経験は本業の賃金上昇につながる可能性が示された。

転職と賃金の関係について、男女ともに「全体」サンプル (E2, E8) を用いた推計では、転職ダミーの係数は、支持されたパネル固定効果モデルでの推計でも、マイナスで統計的に有意である。男女とも転職した場合、賃金が低下する傾向があることが伺える。転職による賃金の低下が観察された理由について、本稿の分析では、自発的と非自発的な転職を識別していないことや、自発的な転職だとしても、賃金の上昇以外のものを求めて転職する個人も存在することなどが考えられる。

図表 4-6 推計結果：転職した場合の副業経験と賃金の関係

被説明変数：	前期正規雇用者											
	男性						女性					
	全体		副業可 [前期]		副業か転職希望 [前期]		全体		副業可 [前期]		副業か転職希望 [前期]	
	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果
対数賃金率	E1	E2	E3	E4	E5	E6	E7	E8	E9	E10	E11	E12
	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値
副業をした [前期] × この1年間に転職した	0.335*** (0.129)	0.264** (0.113)	0.328** (0.134)	0.298** (0.148)	0.420** (0.198)	0.459** (0.229)	0.147 (0.127)	0.159 (0.0990)	0.181 (0.138)	-0.0352 (0.128)	0.0162 (0.206)	0.510** (0.233)
この1年間に転職した	-0.178*** (0.0349)	-0.0968*** (0.0359)	-0.165*** (0.0488)	-0.0976 (0.0632)	-0.160*** (0.0564)	0.00186 (0.0819)	-0.224*** (0.0437)	-0.0947** (0.0418)	-0.266*** (0.0669)	-0.0483 (0.0911)	-0.192*** (0.0667)	-0.0808 (0.106)
副業をした [前期]	0.0665 (0.0450)	0.0168 (0.0343)	0.0521 (0.0413)	0.0401 (0.0495)	0.0817 (0.0800)	0.00618 (0.0627)	-0.0392 (0.0629)	-0.0719 (0.0544)	-0.0148 (0.0627)	-0.0883 (0.0732)	0.0373 (0.117)	-0.197* (0.116)
副業可 [前期]	-0.0469*** (0.0181)	-0.00372 (0.0156)			-0.0448 (0.0378)	0.00523 (0.0521)	-0.0252 (0.0284)	0.0165 (0.0279)			-0.0596 (0.0520)	0.120 (0.0866)
定数項	0.0742 (0.0745)	-1.526** (0.598)	-0.0738 (0.116)	-0.326 (1.134)	0.212 (0.151)	-2.676 (2.734)	-0.315*** (0.113)	0.192 (0.805)	-0.215 (0.179)	1.610 (1.019)	-0.104 (0.238)	-1.698 (1.689)
R-squared	0.200	0.024	0.223	0.033	0.199	0.058	0.168	0.018	0.165	0.047	0.188	0.088
Observations	14,069	14,069	4,147	4,147	1,983	1,983	4,226	4,226	1,359	1,359	702	702
Number of id	2,675	2,675	1,350	1,350	887	887	1,092	1,092	564	564	353	353

注：図表 4-4 の注と内容は同じ。

5. 結論

日本では、政策的に副業・兼業を普及促進させようとする動きが見られるが、副業を持つことの効果に関する実証分析はあまり蓄積されていない。本稿は、「日本家計パネル調査」を用いて、正規雇用者に着目し、副業の保有とその後の転職、賃金の関係について考察した。分析では、パネルデータの特徴を活かし、パネル固定効果モデルを用いた。個人の異質性に配慮するため、全サンプルを用いた推計の他、副業が許可されている企業に勤める「副業可」の個人や、転職を希望する個人、副業を希望する個人、現職の継続を希望する個人のそれぞれのサンプルを用いた推計も行った。さらに、性別による違いの可能性に配

慮するため、性別で分けたサブサンプルごとに分析を行った。分析の結果、以下のことが確認された。

副業経験と転職の関係について、男性の正規雇用者では、転職を希望する個人や副業を希望する個人にとって、副業経験は転職確率を高める効果を持つことが確認された。それに対して、女性の正規雇用者では、副業経験は「転職希望」の個人の転職確率を高める効果が確認されず、転職意欲を示さなかった「副業希望」と「継続希望」の個人の転職確率を高める可能性が10%有意水準で示された。「転職希望」の女性正規雇用者の転職率は高く、女性正規雇用者では、転職を希望している場合、副業の保有経験の有無と関係なく、速いスピードで転職している可能性があると考えられる。

副業経験とその後の本業の賃金の関係について、男性では「全体」、「副業可」と「副業か転職希望」の個人のサンプルを用いたすべての推計において、女性では「副業か転職希望」の個人のサンプルを用いた推計において、副業経験ダミーと転職ダミーの交差項がプラスで統計的に有意であり、副業経験は転職経路で本業のその後の賃金を高める効果があることが確認された。

本稿の分析の結果、転職を希望する男性の正規雇用者においては、副業経験は転職確率を高める効果を持つことが明らかとなった。この結果は、副業・兼業が、労働市場の流動性や仕事と労働者のマッチングの質を高める効果を持つことを示唆する。さらに本稿では、副業経験は転職経路で、男女正規雇用者の本業のその後の賃金を高める効果があることも確認された。これは、副業が人的資本の蓄積と生産性の向上につながる可能性を示唆するものと考えられる。ただ、副業の効果の検証は、副業の仕事内容や産業などの情報が把握できるデータが欠如しているため、様々な制限を受ける。副業に関する今後の政策評価は、さらなるデータの整備と実証分析が必要であると考えられる。

本稿では、パネル調査の個票データを用いて、個人の異質性をコントロールするパネル固定効果モデルを利用し、性別による違いの可能性や副業の保有の意思決定に影響を与える要因に配慮し、サブサンプルごとに分析を行うなどの工夫をした。しかし、利用するデータから副業を保有する動機の情報把握できず、副業の動機によって、副業後の転職の可能性・賃金がどのように異なるかについては分析していない²¹。また、本稿では、正規雇用者と非正規雇用者との比較分析をしていないため、本稿で確認した結果は、正規雇用者に限って見られるものであるか否かを特定できていないことにも留意が必要である。さらに、本稿では、産業や職業の異動の有無によって結果が異なるかについては分析していない。これらについては、今後の分析課題としたい。

²¹ 川上(2021)は、「全国就業実態パネル調査」を用いて、本業職業を分析的職業、専門的・技術的職業、対話的職業に分けて、スキル動機と金銭的動機による副業保有者と希望者のその後の賃金率の変化を考察している。その結果、分析的職業でスキル動機の副業保有では、副業希望者と比べ、保有者のほうがその後の賃金率が高まっていることが確認された。

参考文献

- 川上淳之 (2017) 「誰が副業を持っているのか? : インターネット調査を用いた副業保有の実証分析」『日本労働研究雑誌』, 59(2), pp.102-119.
- 川上淳之 (2021) 『「副業」の研究 : 多様性がもたらす影響と可能性』慶應義塾大学出版会.
- 小林徹・佐藤一磨 (2013) 「自己啓発の実施と再就職・失業・賃金」瀬古美喜・照山博司・山本勲・樋口美雄編『日本の家計行動のダイナミズム IX』慶應義塾大学出版会, pp.85-116.
- 吉田恵子 (2004) 「自己啓発が賃金に及ぼす効果の実証分析」『日本労働研究雑誌』, 532, pp.40-53.
- 脇坂明 (2011) 『労働経済学入門—新しい働き方の実現を目指して』日本評論社.
- Altonji, J. G., and Paxson, C. H. (1988) “Labor Supply Preferences, Hours Constraints, and Hours-Wage Trade-offs,” *Journal of Labor Economics*, 6(2), 254–276.
- Altonji, J. G., and Paxson, C. H. (1992) “Labor Supply, Hours Constraints, and Job Mobility,” *Journal of Human Resources*, 27, 256–278.
- Bell, D., Hart, R. A., and Wright, R. E. (1997) “Multiple Job Holding as a ‘Hedge’ Against Unemployment,” CEPR Discussion Papers, No.1626.
- Böheim, R., and Taylor, M. (2004) “And in the Evening She's a Singer with the Band-Second Jobs, Plight or Pleasure?” IZA Discussion Paper, No.1081.
- Conway, K. S., and Kimmel, J. (1998) “Male Labor Supply Estimates and the Decision to Moonlight,” *Labour Economics*, 5(2), pp.135-166.
- Dickey, H., Watson, V., and Zangelidis, A. (2011) “Is it all about Money? An Examination of the Motives behind Moonlighting,” *Applied Economics*, 43(26), pp.3767-3774.
- Friesen, J. (2001) “Overtime Pay Regulation and Weekly Hours of Work in Canada,” *Labour Economics*, 8(6), pp.691-720.
- Kawakami, A. (2019) “Multiple Job Holding as a Strategy for Skills Development,” *Japan and the World Economy*, 49, 73-83.
- Kodama, N., Yokoyama, I., Higuchi, Y. (2018) “Effects of State-Sponsored Human Capital Investment on the Selection of Training Type,” RIETI Discussion Paper Series, 18-E-029.
- Lundborg, P. (1995) “Job Amenity and the Incidence of Double Work,” *Journal of Economic Behavior and Organization*, 26(2), pp.273-287.
- Manning, A. (2003) *Monopsony in Motion: Imperfect Competition in Labor Markets*. Princeton University Press.
- Panos, G. A., Pouliakas, K., and Zangelidis, A. (2014) “Multiple Job Holding, Skill Diversification, and Mobility,” *Industrial Relations*, 53(2), pp.223-272.
- Paxson, C. H., and Sicherman, N. (1996) “The Dynamics of Dual Job Holding and Job Mobility,” *Journal of Labor Economics*, 14(3), pp.357-393.

- Renna, F., and Oaxaca, R. L. (2006) “The Economics of Dual Job Holding: A Job Portfolio Model of Labor Supply,” IZA Discussion Paper, No.1915.
- Shishko, R., and Rostker, B. (1976) “The Economics of Multiple Job Holding,” *American Economic Review*, 66(3), pp.298-308.
- Wu, Z., Baimbridge, M., and Zhu, Y. (2009) “Multiple Job Holding in the United Kingdom: Evidence from the British Household Panel Survey,” *Applied Economics*, 41(21), pp.2751-2766.

付表

付表 1 前期副業経験と転職の関係（副業希望、転職希望、継続希望のサンプル）

被説明変数： 1 = 1年前の会社・経営 組織から転職した 副業をした [前期]	前期正規雇用者					
	男性			女性		
	副業希望 [前期]	転職希望 [前期]	継続希望 [前期]	副業希望 [前期]	転職希望 [前期]	継続希望 [前期]
	A7	A8	A9	A10	A11	A12
組織から転職した	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値
副業をした [前期]	0.110** (0.0540)	0.294*** (0.0805)	0.0344 (0.0234)	0.177* (0.101)	-0.129 (0.0908)	0.0426* (0.0258)
副業可 [前期]	-0.0453* (0.0270)	0.00381 (0.0343)	0.00672 (0.00651)	-0.0230 (0.0562)	0.0803 (0.0672)	0.00402 (0.0138)
定数項	1.519 (1.137)	2.730** (1.094)	0.104 (0.132)	0.0651 (1.362)	2.604** (1.255)	0.138 (0.220)
R-squared	0.362	0.163	0.019	0.376	0.219	0.070
Observations	793	1,288	10,265	257	502	2,990
Number of id	454	657	2,318	168	266	913

注：すべての推計では、本業の対数賃金率 [前期]、本業の対数週労働時間 [前期]、勤続年数 [前期]、勤続年数の自乗値 [前期]、産業ダミー [前期]、企業規模ダミー [前期]、年齢階級ダミー、有配偶ダミー [前期]、配偶者正規雇用ダミー [前期]、6歳未満子どもありダミー [前期]、22歳以下で就学前と就学中の子どもの数 [前期]、持ち家ダミー [前期]、市郡規模ダミー [前期]、年次ダミーをコントロールしている。括弧には、個人をクラスタとした標準誤差を示す。*、**、***は、有意水準 10%、5%、1%を表す。

付表 2 過去 2 期の副業経験と転職の関係（副業希望、転職希望、継続希望のサンプル）

被説明変数： 1 = 1年前の会社・経営組織から転職した 新規副業 [2期前に副業をせず、前期に副業をした]	前期正規雇用者					
	男性			女性		
	副業希望 [前期]	転職希望 [前期]	継続希望 [前期]	副業希望 [前期]	転職希望 [前期]	継続希望 [前期]
	B7	B8	B9	B10	B11	B12
継続副業 [過去2期ともに副業をした]	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値
新規副業 [2期前に副業をせず、前期に副業をした]	0.0876 (0.0839)	0.293*** (0.0888)	0.0338 (0.0323)	0.135 (0.0822)	-0.0614 (0.0905)	0.0266 (0.0330)
継続副業 [過去2期ともに副業をした]	0.0174 (0.0982)	0.268** (0.131)	0.0155 (0.0229)	-0.0268 (0.112)	-0.251 (0.185)	0.0626 (0.0539)
副業可 [前期]	-0.0320 (0.0251)	-0.0488 (0.0341)	-0.00704 (0.00769)	-0.0216 (0.0838)	0.127 (0.125)	0.00208 (0.0201)
副業可 [2期前]	0.00366 (0.0223)	-0.0358 (0.0391)	-0.00591 (0.00749)	-0.157 (0.131)	-0.0503 (0.0917)	-0.00335 (0.0150)
2期連続副業可	0.0220 (0.0271)	0.0473 (0.0553)	0.0262** (0.0128)	0.114 (0.0949)	-0.0506 (0.127)	0.000934 (0.0265)
定数項	0.385 (0.502)	3.682** (1.506)	0.156 (0.176)	-1.524 (1.865)	3.381** (1.432)	-0.0985 (0.262)
R-squared	0.395	0.168	0.023	0.466	0.232	0.102
Observations	695	1,127	9,114	214	439	2,619
Number of id	400	573	2,120	139	236	807

注：付表 1 の注と内容は同じ。

付表3 前期の副業経験と賃金の関係（副業希望、転職希望、継続希望のサンプル）

被説明変数：	前期正規雇用者											
	男性						女性					
	副業希望 [前期]		転職希望 [前期]		継続希望 [前期]		副業希望 [前期]		転職希望 [前期]		継続希望 [前期]	
	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果
	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24
対数賃金率	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値
副業をした [前期]	0.160*	0.0476	0.0549	0.0637	0.0813	0.0124	0.340***	0.0296	-0.155	-0.463**	-0.0438	-0.0243
	(0.0920)	(0.0683)	(0.0741)	(0.0837)	(0.0500)	(0.0434)	(0.127)	(0.120)	(0.118)	(0.202)	(0.0713)	(0.0726)
副業可 [前期]	0.0336	0.0294	-0.0961**	-0.0144	-0.0361*	0.00707	-0.205***	-0.151	-0.0349	0.189	-0.00461	0.0125
	(0.0515)	(0.0598)	(0.0478)	(0.0723)	(0.0213)	(0.0189)	(0.0770)	(0.113)	(0.0691)	(0.133)	(0.0339)	(0.0344)
定数項	0.0108	-1.233	0.299*	-4.036	0.0785	-1.387*	0.402	1.163	-0.308	-2.946	-0.393***	0.316
	(0.246)	(3.541)	(0.174)	(3.126)	(0.0899)	(0.751)	(0.381)	(1.856)	(0.268)	(3.520)	(0.142)	(0.915)
R-squared	0.310	0.248	0.175	0.075	0.190	0.021	0.354	0.293	0.206	0.151	0.164	0.028
Observations	758	758	1,225	1,225	10,061	10,061	239	239	463	463	2,866	2,866
Number of id	434	434	626	626	2,259	2,259	157	157	244	244	872	872

注：すべての推計では、勤続年数、勤続年数の自乗値、職種ダミー、産業ダミー、企業規模ダミー、年齢階級ダミー、有配偶ダミー、市郡規模ダミー、年次ダミーを説明変数として推計に入れている。OLSを用いた推計では、学歴ダミーも説明変数として入れている。括弧には、個人をクラスタとした標準誤差を示す。*、**、***は、有意水準10%、5%、1%を表す。

付表4 過去2期の副業経験と賃金の関係（副業希望、転職希望、継続希望のサンプル）

被説明変数：	前期正規雇用者											
	男性						女性					
	副業希望 [前期]		転職希望 [前期]		継続希望 [前期]		副業希望 [前期]		転職希望 [前期]		継続希望 [前期]	
	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果
	D13	D14	D15	D16	D17	D18	D19	D20	D21	D22	D23	D24
対数賃金率	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値	係数値
新規副業	0.237	0.0901	0.0210	0.110	0.0716	0.0570	0.372**	-0.0167	-0.0279	-0.477	0.0313	-0.0578
	(0.162)	(0.0980)	(0.104)	(0.126)	(0.0690)	(0.0620)	(0.160)	(0.141)	(0.231)	(0.293)	(0.0974)	(0.0893)
継続副業	0.118	0.0761	0.115	0.172	0.110	-0.0314	0.305*	0.0470	-0.0477	-0.389*	-0.147*	-0.0197
	(0.120)	(0.159)	(0.110)	(0.178)	(0.0687)	(0.0673)	(0.176)	(0.107)	(0.191)	(0.231)	(0.0850)	(0.0860)
副業可 [前期]	0.0542	-0.00139	-0.0661	-0.00701	-0.0365	0.000525	-0.258**	-0.233	-0.185	0.0387	0.00258	0.0193
	(0.0853)	(0.0462)	(0.0711)	(0.0994)	(0.0269)	(0.0261)	(0.121)	(0.221)	(0.124)	(0.183)	(0.0493)	(0.0429)
副業可 [2期前]	-0.0860	-0.0944*	0.0419	0.0138	-0.0497**	-0.00365	0.225	0.0519	0.00595	0.127	-0.132***	-0.0482
	(0.0651)	(0.0552)	(0.0722)	(0.0731)	(0.0248)	(0.0229)	(0.213)	(0.251)	(0.0919)	(0.107)	(0.0367)	(0.0360)
2期連続副業可	0.0442	-0.0173	-0.0506	-0.00581	0.0349	-0.00595	-0.0370	-0.000434	0.197	0.00204	0.105	0.0127
	(0.112)	(0.132)	(0.107)	(0.148)	(0.0429)	(0.0364)	(0.235)	(0.293)	(0.155)	(0.235)	(0.0708)	(0.0702)
定数項	-0.103	3.450	0.265	-5.098	0.0592	-1.393	0.194	0.175	-0.223	-0.736	-0.397***	0.484
	(0.263)	(4.718)	(0.205)	(4.365)	(0.100)	(0.881)	(0.429)	(1.245)	(0.342)	(3.873)	(0.152)	(1.039)
R-squared	0.329	0.286	0.170	0.069	0.189	0.022	0.419	0.474	0.258	0.142	0.175	0.033
Observations	661	661	1,078	1,078	8,965	8,965	202	202	408	408	2,524	2,524
Number of id	382	382	550	550	2,088	2,088	132	132	217	217	779	779

注：付表3の注と内容は同じ。