

第4章 留保賃金に見る求職の過程¹

第1節 はじめに

人口減少社会を迎えた日本にとって、必要な労働力を安定的に確保することは喫緊の課題である。この課題解決のためには、非労働力化している人々の労働市場への参入を促進するだけでなく、成熟した産業から今後成長が見込まれる産業への円滑な労働移動を達成することが必要であろう。もちろん可能であれば失業を経ずに労働移動を実現することが望ましいが、失業を経る場合であっても労働力需給のマッチング効率を高めて労働移動が円滑に行われる環境を整備することが重要である。

本研究の目的は、円滑な労働移動を支援するための方策を検討する際の基礎的な情報を提供するために、求職者が希望する労働条件を調整する姿を観察することによって、失業を経た労働移動の実態を明らかにすることである。具体的には、求職者の留保賃金はどのように決定され、時間の経過とともにどのように変化するか。留保賃金と求職期間はどのような関係にあるか。そして、留保賃金をはじめとする求職者の希望する労働条件の変化は、再就職先が見つかる確率や再就職時の賃金にどのように影響を与えるかに焦点を当てる。

本章の構成は以下の通りである。第2節で関連する先行研究について整理し、第3節では分析する方法と使用するデータについて解説する。第4節で賃金と留保賃金の観察結果について概観したうえで、第5節で求職開始時の留保賃金、第6節で再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金と留保賃金の変化、第7節で希望する労働条件の変更、第8節で再就職先が見つかる確率、第9節で再就職時の賃金について、それぞれ関連するデータを観察し、第7節を除いて回帰モデルの推定によって決定要因を探る。第10節は、まとめである。

第2節 先行研究

留保賃金および失業期間の決定要因、留保賃金と失業期間との関係を検証する研究成果は欧米を中心に蓄積されている。その先駆的な研究が、アメリカのミネソタ州における失業給付受給者を対象としたKasper (1967) である。「賃金がいくらの職を探していますか」という設問で留保賃金を調査し、留保賃金は前職賃金より低い傾向があり、失業期間が長いと留保賃金が下がることを示している。

Stephenson (1976) は、アメリカのインディアナ州において職業訓練を受けた後にフルタイムの職を探している18～21歳の者を対象に調査を行い、「現在受け入れる最低の手取り賃金はいくらですか」という設問と「探している仕事で稼ぎたい最低の手取り賃金はいくら

¹ 賃金研究の第一人者であり、留保賃金を直接調査することにこだわりをもっておられた故堀春彦主任研究員に本研究を捧げる。

ですか」という設問を用意した。その結果、前者より後者の方が高い傾向があり、前者を留保賃金として使用している。なお、これ以降の研究はStephenson (1976) の留保賃金の定義を踏襲している。相対留保賃金 ($(\text{前職賃金}-\text{留保賃金})/\text{前職賃金}$)、次職の期待在籍期間、職探し費用、失業期間に関する4本の同時方程式を推定した結果、相対留保賃金は失業期間が長くなるにつれて高くなる。つまり、失業期間が長くなると、留保賃金が低下する。また、健康リスクが高いと留保賃金は上昇し、失業期間は長くなることが示された。

Kiefer and Neumann (1979) は、Trade Adjustment Assistance Programの効果を研究するためにInstitute for Research on Human Resources of Pennsylvania State Universityが解雇された労働者を対象に実施した調査データを使用し、留保賃金が一定の場合と変化する場合を想定した理論モデルに基づいて、次職の給与関数と留保賃金関数を最尤法で推定している。留保賃金は、結婚していると、あるいは年齢が上がるにつれて低くなり、学歴、失業給付、および提示される市場の給与ポテンシャルが高くなるにつれて高くなる。留保賃金は1週間当たり0.6%下がるが、これはKasper (1967) の0.4%やStephenson (1976) の0.06%より高く、Kasper (1967) やStephenson (1976) の結果にはセレクション・バイアスがあると指摘している。その後、Kiefer and Neumann (1981) では、さらに個人の異質性を非線形モデルとして明示的に取り込んだ分析を行っている。

これまでの先行研究では誘導形の回帰モデルのパラメータを推定する分析を行っていたのに対し、Lancaster and Chesher (1983) は、イギリスの失業者に関する2つの調査 (P.E.P. survey (1971年のデータ) およびOxford survey (1973年のデータ)) のデータを使い、ジョブサーチモデルの最適解から導出される留保賃金の水準に対する失業給付保険や求人企業と出会う (オファーを受ける) 確率の弾力性を算出している。また、再就職の確率に対する同弾力性も算出している。Addison *et al.* (2008) は、1994~1999年のEuropean Community Household Panelのデータを用いて、Lancaster and Chesher (1983) の各弾力性をEU諸国別に算出している。

Feldstein and Poterba (1984) は、アメリカの労働省が1976年に実施したCurrent Population Surveyにおいて失業者に対して前職や求職活動に関する補足調査を行った結果に基づき、求職者の多くの留保賃金は少なくとも前職の賃金と同程度であり、求職者の約25%の留保賃金が前職の賃金より10%程度高いことを報告している。また、失業給付は前職の賃金よりも留保賃金に強いプラスの影響をもち、失業期間にマイナスの影響があることを示した。

Lancaster (1985) は、留保賃金が失業期間の減少関数であり、失業期間が留保賃金の増加関数であることから、Lancaster and Chesher (1983) と同じデータを用い、留保賃金と失業期間の関数を二段階最小二乗法によって同時推定している。その結果、失業期間 (対数値) 関数における留保賃金 (対数値) のパラメータは、P.E.Pで2.755、Oxfordで0.891、両者をプールした場合で1.813であった。

Narendranathan and Nickell (1985) は、1978～1979年における失業者を対象としたD. H.S.S. Cohort Studyのデータを用い、留保賃金に対する失業給付の弾力性が0.130～0.162、失業期間に対する失業給付の弾力性が0.18～0.26であったことを示している。

Jones (1988) は、1982年にイギリスの失業者を対象とした調査データを用い、失業給付の推計値、あるいは失業給付の水準を決める回答者の属性を留保賃金（対数値）の操作変数として、失業期間（対数値）の回帰モデルを二段階最小二乗法によって推定している。通常の最小二乗法による結果と比較すると、留保賃金のパラメータは共に有意に推定されているが、二段階最小二乗法による推定値の方が大きくなっている。また、地域を表すダミー変数や各地域の失業率のパラメータが有意に推定されており、雇用情勢の地域差が失業期間に影響を与えることがわかる。

Hogan (2004) は、1991～2001年のBritish Household Panel Survey (BHPS) のデータを用い、留保賃金（対数値）の回帰モデルを推定している。その結果、留保賃金に対して前職の賃金は有意に影響を与えるが、前職賃金（対数値）の内生性を考慮した操作変数法における留保賃金に対する前職賃金の弾性値は0.47、固定効果モデルにおけるそれは0.15と影響は小さいことが確認された。また、男性の方が女性よりも前職賃金の弾性値が大きく、女性の留保賃金は市場賃金による影響が大きいことが示された。そして、失業期間が長くなると、留保賃金に対する前職賃金の影響は小さくなり、市場賃金の影響が大きくなる。

Krueger and Mueller (2011) は、アメリカのニュージャージー州における失業給付受給者を対象とした調査を行い、Feldstein and Poterba (1984) と同様、相対留保賃金（留保賃金/前職賃金）²は失業期間が長くなると低下することを示した³。個人の固定効果をコントロールして回帰分析を行った結果、貯蓄が1万米ドル以上、あるいは年齢が51～65歳の場合は失業期間が長くなると、相対留保賃金（対数値）は低下する。また、相対留保賃金（対数値）が高いと早期に失業給付から離脱する確率が低下することが確認されている。

Brown and Taylor (2013) は、BHPSの失業者および就労希望の非労働力人口のデータを用いて、失業期間、留保賃金および期待賃金（「受け取れる手取り賃金はいくらだと期待されるか」）の関数を同時推定している⁴。その結果、失業期間に対する留保賃金の弾力性は1より大きいこと、留保賃金に対する失業期間の弾力性は負だが-1より大きいこと、留保賃金に対する期待賃金の弾力性は1より大きいことが確認された。また、Working Family Tax Creditsの導入は期待賃金を高めるため、期待賃金を経由して留保賃金に影響を与えることが示された。

研究成果の蓄積がある欧米に対し⁵、日本における研究例はほとんどない。留保賃金を直接

² Stephenson (1976) の相対賃金とは定義が異なることに注意されたい。

³ Krueger and Mueller (2011) のようにワーキングペーパーとして公表された研究の蓄積は、Krueger and Mueller (2016) として公開されている。

⁴ Brown and Taylor (2011) は、BHPSのデータを用いて、留保賃金および期待賃金と予想賃金（「賃金関数に求職者の属性を代入して求めた理論値」）との差の要因分析を行っている。

⁵ その他にも、最低賃金が留保賃金に与える影響に焦点を当てたFalk *et al.* (2006) や貯蓄が留保賃金に与える影

調査した数少ない例の1つとして、ハローワークにおいて2001年12月に新規に求職申込みを行った者を対象に厚生労働省が実施した「雇用の構造に関する実態調査（求職者総合実態調査）」があり、その第1回調査（2002年6月）において、「ハローワークに求職申込みをした時、最低どのくらいの賃金月額を希望していましたか」という設問が用意されている。また、派遣労働者を中心とする非正規労働者および失業者を対象に経済産業研究所が2009年1月から6ヶ月ごとに5回実施した「派遣労働者の生活と求職活動に関するアンケート調査」において、「あなたが、ふだん、「最低でもこれだけはもらわないと働こうと思わない」と感じる時給はおいくらですか」という設問がある。近年では、首都圏50kmで2014年8月最終週に就業していた者を対象にリクルートワークス総合研究所が2014年9月に実施した「ワーキングパーソン調査2014」において、転職者が「現在の勤務先への転職活動を始めたときに希望していた年収」を調査している。

久米・鶴（2013）は、経済産業所が実施したアンケート調査を用いて、留保賃金が非正規労働者の正社員化に有意にプラスの影響を与え、失業状態になることに有意にマイナスの影響を与えることを操作変数法による推定結果で示している。また、留保賃金に対する操作変数として、性別、年齢、婚姻状態、学歴、卒業直後の雇用形態、世帯所得や資産、雇用保険の加入状況、最低賃金、宿題を先送りするタイプか否か、中学3年生時の成績、有効求人倍率などが、それぞれ留保賃金に有意に影響を与える結果が示されている。

阿部（2016）は、「ワーキングパーソン調査2014」を用いて、正社員の転職者の希望年収には年齢、性別、前職の年収が影響しており、失業を経て求職する者と就業しながら求職する者の別、退職理由の別、入職経路の別に希望年収の決定要因に差があることを示している。また、失業期間に対して希望年収は負の影響を与えており、正社員の転職後1年目の賃金には希望年収が正の影響があることを示している。ただし、「ワーキングパーソン調査2014」における転職者の希望年収は、必ずしも希望する最低限の年収とは限らないため、留保賃金と考えると良いかは議論が分かれるところであろう。

先行研究によれば、留保賃金の水準は、年齢・性別・学歴といった求職者の属性、失業給付、前職の賃金、雇用情勢などによって規定される。また、計測された留保賃金の正確性の問題もあるだろうが、Lancaster（1985）のモデルのように留保賃金が高いと失業期間が長くなる一方で、失業期間が長くなると留保賃金が低下するという、いわば非対称な関係が存在しているものと考えられる。

響を分析したLammers（2015）などがある。

第3節 分析方法およびデータ

ジョブサーチ（求職）の理論⁶を基礎とする求職活動の考え方を簡単に整理すると、所得を最大化するように行動する求職者がある確率で求人企業と出会い、その企業が提示する賃金と自らの留保賃金を比較して前者の方が高ければ求職活動をやめてその企業に勤める意思決定をする。反対に前者の方が低ければ、求職活動を続けるというものである。

先行研究によって定式化にバリエーションはあるが、総じて留保賃金の最適解は以下の通りである⁷。

$$w^r = b - c + \frac{\lambda}{\rho} \int_{w^r}^{\infty} (w - w^r) dF(w) \quad (1)$$

ただし、 w^r ：留保賃金、 b ：求職中に得る収入（失業給付など）、 c ：求職にともなう費用、 λ ：求職者が求人企業に出会う確率、 ρ ：割引率、 w ：企業が提示する賃金、 $F(w)$ ： w の分布関数

つまり、最適な留保賃金は、「求職中の純便益（ $b-c$ ）」と「提示される賃金を受け入れることによる便益（提示賃金が留保賃金を上回る分）に求人企業に出会う確率を乗じたものの割引価値（（1）式の右辺第3項）」の和になる。後者は、求職活動を続けることによる機会費用である。

本研究では、（1）式に基づき、留保賃金やその変化の決定要因を確認する。留保賃金やその変化を被説明変数とする線形回帰モデルを想定し、（1）式の右辺に関連すると考えられる求職者の属性、離職時の賃金、求職期間などの説明変数のパラメータを推定する⁸。また、求職活動の成果がどう決定するかを観察するために、再就職先が見つかるか否かを被説明変数とするプロビットモデルや再就職時の賃金を被説明変数とする線形回帰モデルを推定する。

分析に用いるデータは、労働政策研究・研修機構が2016（平成28）年に実施した「雇用保険受給資格取得者実態調査」のマイクロデータである。同調査の対象は2013（平成25）年度に雇用保険の基本手当の受給資格を認定された者のうちハローワークが任意の方法で抽出した10,000人であり、回収数は2,304人（回収率は23.0%）である（被災地である大分県、熊本県を除く）。

回帰モデルの被説明変数である留保賃金（これ以上でないと再就職したくないと考えていた最低の給与月額）は、**図表4-3-1**のように求職活動を開始した頃と再就職直前もしくは基本手当受給終了直前の2時点について調査されている。再就職先が見つかったか否かにつ

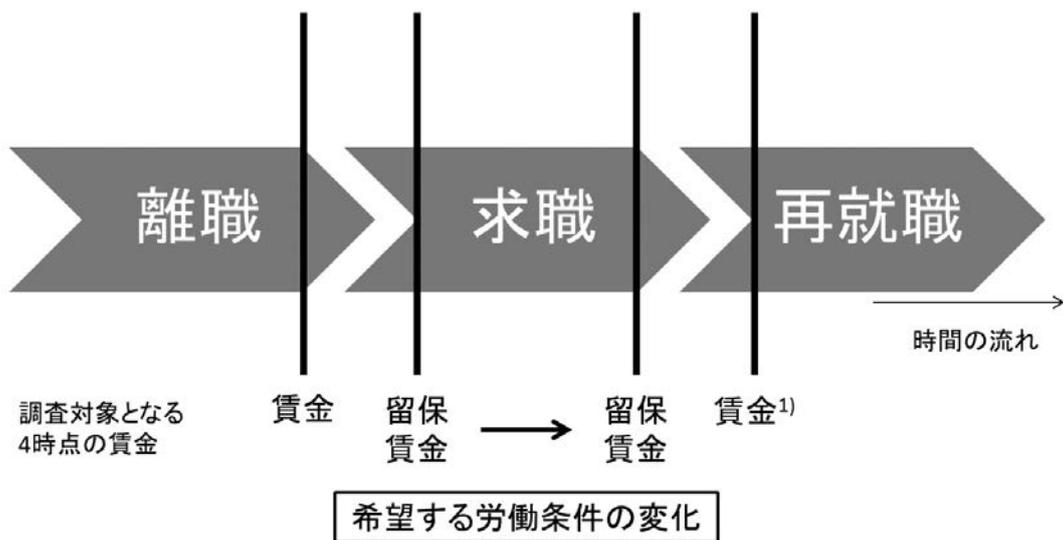
⁶ Mortensen（1970）など。

⁷ ここでは、Lancaster and Chesher（1983）に基づく。

⁸ 本来は複数の関数形を比較・検討するべきであるが、本研究では先行研究の多くで使用されている対数線形モデルを採用している。

いては、基本手当受給中および受給終了後の状況が調査されている⁹。基本手当受給中に再就職先が見つかった場合に1、見つからなかった場合に0の値をとるダミー変数と受給中・受給終了後を問わず再就職先が見つかった場合に1、見つからなかった場合に0の値をとるダミー変数を作成している。再就職時の賃金は、2016（平成28）年5月末現在に週20時間以上雇用労働している回答者が2013（平成25）年度に基本手当の受給資格を認定された後に再就職した際の賃金であり、再就職後に転職していれば最初の勤務先について回答することになっている。

図表 4-3-1 求職の過程



注1) 再就職時の賃金の調査対象は、2016（平成28）年5月末現在、週20時間以上雇用労働している者に限る。

注2) 留保賃金は、求職活動を開始した頃と再就職直前もしくは基本手当受給終了直前の2時点について調査されている。

⁹ 雇用保険の基本手当の所定給付日数は回答者によって異なるため、基本手当の受給中に再就職先が見つかったからといって、必ずしも基本手当の受給終了後に再就職先が見つかった回答者よりも求職期間が短いとは限らない点には注意が必要である。

説明変数には、回答者の年齢、年齢の2乗、性別（女性ダミー変数）、学歴（大学卒を基準とする中学・高校卒、専修学校・高専・短大卒、および大学院卒の3つのダミー変数）、同居人（2人以上の場合に1の値をとるダミー変数）、離職時の勤続年数、離職時の企業規模（1000人以上を基準とする100～999人、1～99人、および官公営の3つのダミー変数）、離職時の就業形態（正社員ダミー変数）、離職時の職種（事務的な仕事を基準とする管理的な仕事、専門的・技術的な仕事、およびその他の仕事の3つのダミー変数）、離職時の業種（製造業を基準とする情報通信業、医療・福祉、およびその他の産業の3つのダミー変数）、離職時の雇用期間（定めがない場合に1の値をとるダミー変数）、離職時の勤務形態（フルタイム勤務の場合に1の値をとるダミー変数）、離職時の賃金（給与月額）、求職期間、および転職経験（ある場合に1の値をとるダミー変数）を使用している。

年齢は2016（平成28）年5月末時点のものしか調査されていないため、説明変数としてそのまま使用するのではなく、概ね離職した時期である3年前の年齢、および3年前の年齢に求職期間（1年未満は切り捨て）を加えた概ね再就職した時期の年齢（推計値）を用いる。

求職開始時の留保賃金を被説明変数とする回帰モデルでは、離職理由を説明変数とする場合も考えている。離職理由は、「定年・契約期間満了」を基準として、「会社都合（倒産、希望退職への応募、その他会社からの申し出による）」、「自己都合（もっと収入を増やしたい）」、「自己都合（他の労働条件の改善：安定した職業に就きたいため、会社・仕事に将来性がないため、労働時間が長く、超過勤務が常態化していたため、土曜日・日曜日に休日が取れないため、通勤が不便なため、職場の人間関係がうまくいかなかったため、より知識・技能を活かせる仕事に就きたいため、よりやりがい・生きがいの感じられる仕事に就きたいため、肉体的により軽易な仕事に就きたいため）」、「自己都合（家庭の事情：病気・けがのため、結婚のため、出産・育児のため、介護のため、年金を受給できる状況となったため、貯蓄がある、または他の家族等の収入により生活ができている等、就業の必要がなくなったため、就学・職業訓練のため）」、および「その他（会社都合・自己都合を問わず）」の5つのダミー変数である。

再就職先が見つかったか否かを被説明変数とする回帰モデルでは、希望する労働条件を変更したか否かを説明変数とする場合も考えている。給与、正社員で採用、フルタイムで就業、週末（土・日曜日）に休みが取れること、所定労働時間の長さ、企業規模、職種、業種、および仕事の内容の労働条件ごとに、希望する条件を変えなかった場合を基準として、自分の都合で変えた場合、および現実を踏まえて仕方なく変えた場合の2つのダミー変数（労働条件9個×2＝合計18個）を作成している。

再就職時の賃金を被説明変数とする回帰モデルにおいて説明変数として使用する再就職時の企業規模、就業形態（正社員ダミー変数）、雇用期間、勤務時間、職種、および業種については、離職時と同様のカテゴリでダミー変数を作成している。

説明変数のうち求職期間は内生変数であることが疑われるため、求職期間1か月当たりの

応募書類を提出した企業数、1か月当たり面接を受けた企業数、基本給付日額、および想定する再就職時期を操作変数として内生性の検討を行っている。このうち基本給付日額は直接調査されていないため、離職時の賃金×6/180によって算出される賃金日額の推計値、および離職時に近似される3年前の年齢を用い、2013（平成25）年8月1日に改正された雇用保険の基本手当日額の計算方法に基づいて推計している。想定する再就職時期は、基本手当受給中に再就職する時期をどう考えていたかであり、受給終了時期にかかわらず、一刻も早く就職したいを4、就職に時間をかけるごとに1ずつ減って、できるだけ受給終了後に就職したいと考えている場合を1とするカテゴリー変数である。

なお、分析に用いたデータの記述統計量は、章末の付表1を参照のこと。

第4節 賃金および留保賃金の推移の概観

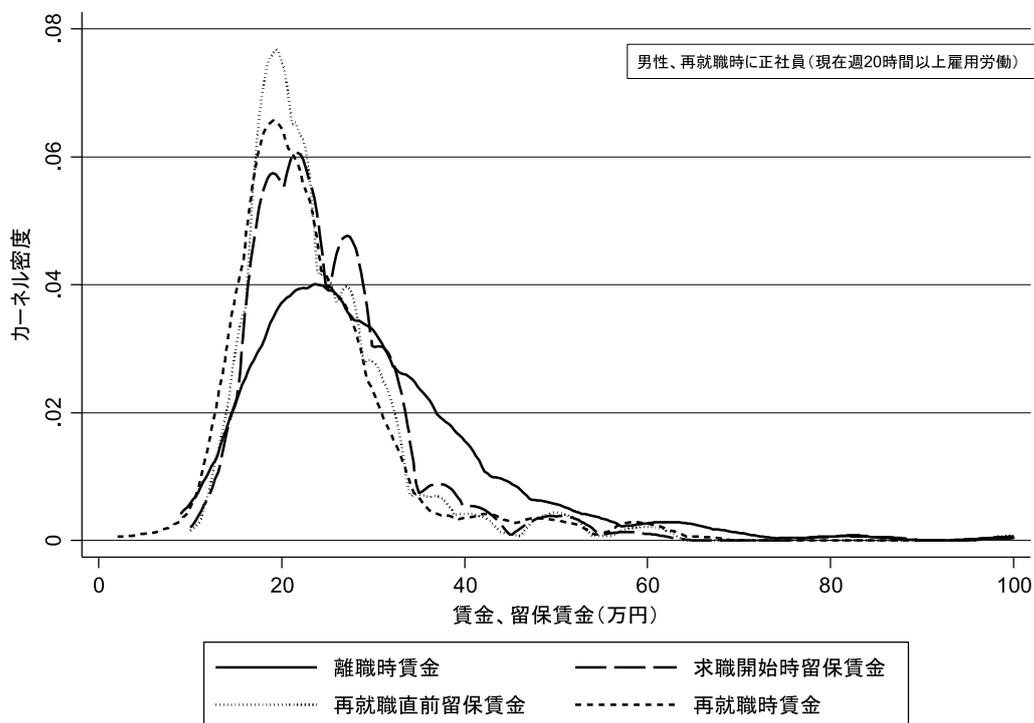
再就職時の就業形態が正社員であり、2016（平成28）年5月末現在で週20時間以上雇用労働している回答者について、離職時の賃金、求職中の留保賃金、および再就職時の賃金の分布（カーネル密度関数を推定した結果¹⁰）の推移を概観する（図表4-4-1～4-4-2）。離職時の賃金と求職開始時の留保賃金の分布を比較すると、いずれも右裾の長い分布の形状であるが、離職時の賃金よりも求職開始時の留保賃金の方が最頻値の密度が高くなっている。つまり、離職時の賃金よりも求職開始時の留保賃金の方が最頻値に回答が集中している。離職時の賃金の最頻値の水準は、男性の方が女性よりも高い。また、男性では離職時の賃金よりも求職開始時の留保賃金の方が最頻値の水準が低くなっているのに対し、女性では高くなっている。

次に、求職期間中の留保賃金の変化について見ると、求職開始時と再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前では留保賃金の分布の形状にあまり大きな変化は確認されないが、再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金の最頻値の密度が高い。また、留保賃金の最頻値の水準は、求職開始時よりも再就職直前の方が低くなっている。

そして、再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金と再就職時の賃金の分布を比較すると、分布の形状にあまり大きな変化はなく、再就職時の賃金の最頻値の水準は再就職直前の留保賃金と同程度である。

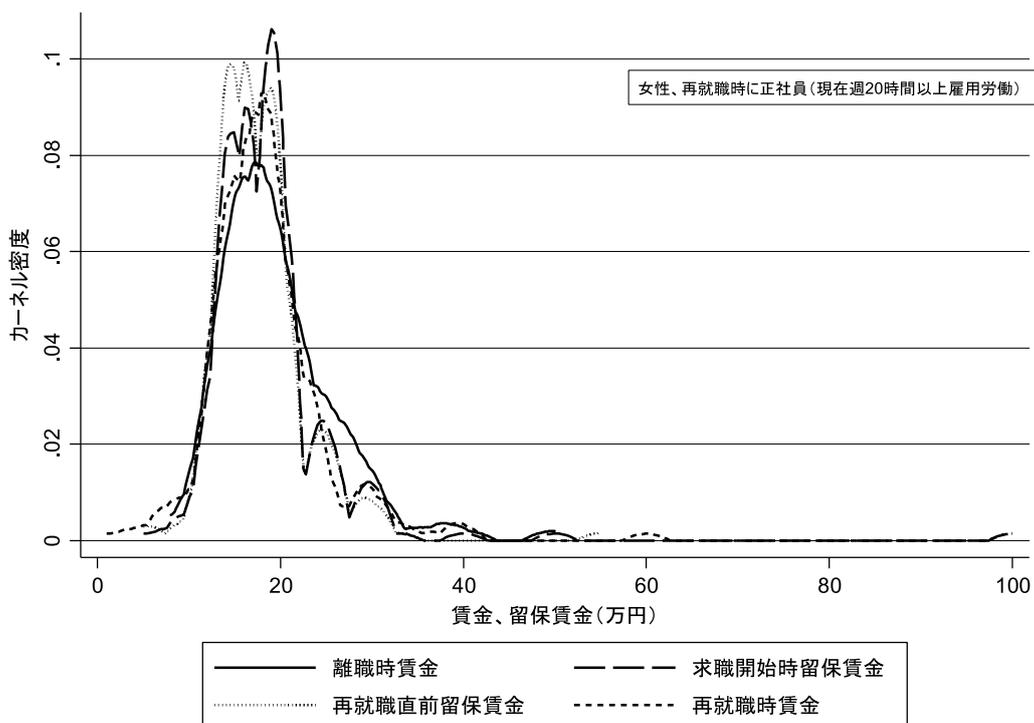
¹⁰ カーネル密度関数の関数形（Epanechnikov）およびbandwidthはStataのkdensityコマンドのデフォルト値。以下同様。

図表 4-4-1 賃金、留保賃金の推移（男性、再就職時に正社員）



注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

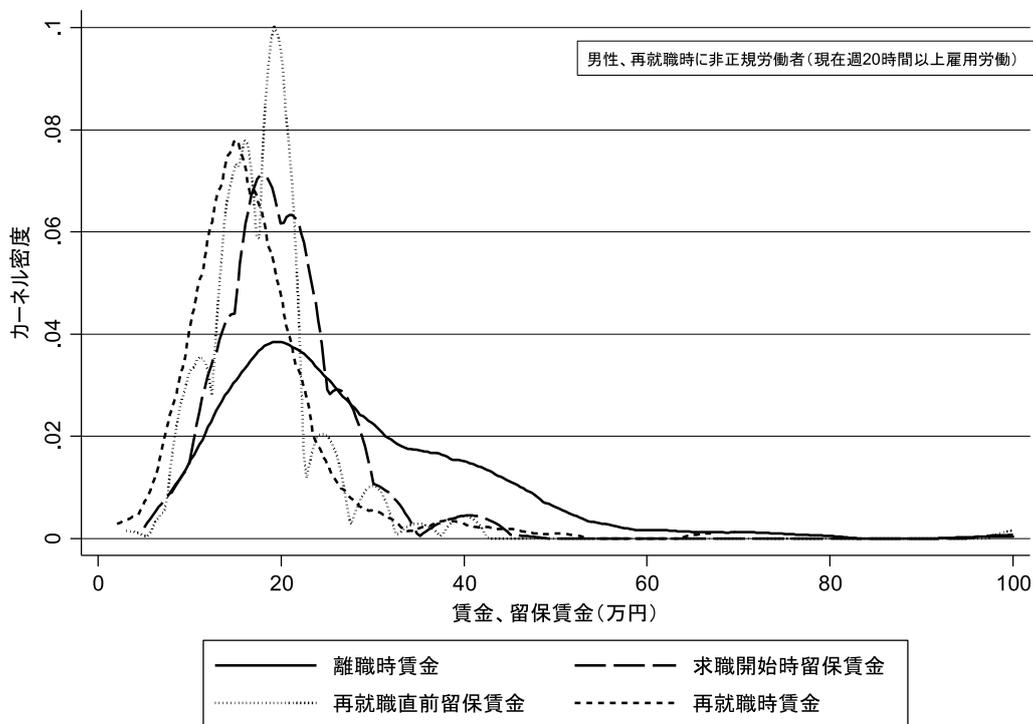
図表 4-4-2 賃金、留保賃金の推移（女性、再就職時に正社員）



注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

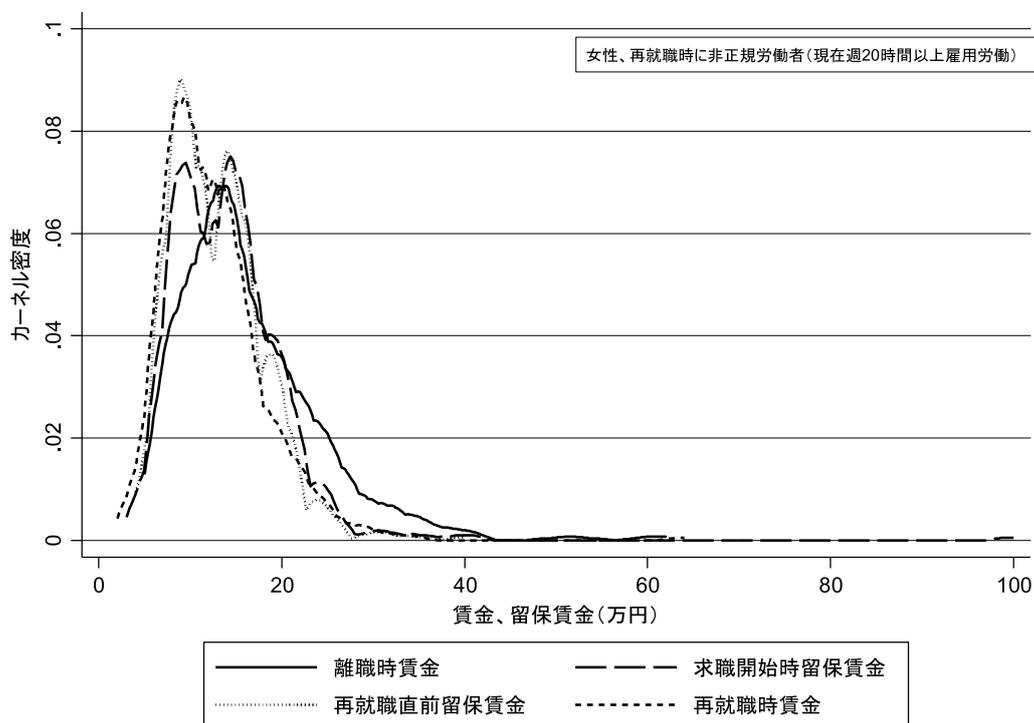
回答者の性別の違いだけでなく、再就職時の就業形態の違いによっても賃金分布の推移が異なるかを確認してみよう（図表4-4-3～4-4-4）。男性で再就職時の就業形態が非正規労働者（契約社員、パートタイム・アルバイト、派遣労働者、その他のいずれか）である回答者は、再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金が求職開始時のそれよりも最頻値の水準が高く、離職時の賃金と同程度の水準になっており、再就職時の就業形態が正社員の場合と傾向が異なる。また、再就職時の賃金の最頻値が留保賃金のそれよりも低い。女性で再就職時の就業形態が非正規労働者の場合は、再就職時の賃金の方が再就職直前の留保賃金よりも最頻値の水準が高くなっている。

図表4-4-3 賃金、留保賃金の推移（男性、再就職時に非正規労働者）



注) 「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

図表 4-4-4 賃金、留保賃金の推移（女性、再就職時に非正規労働者）

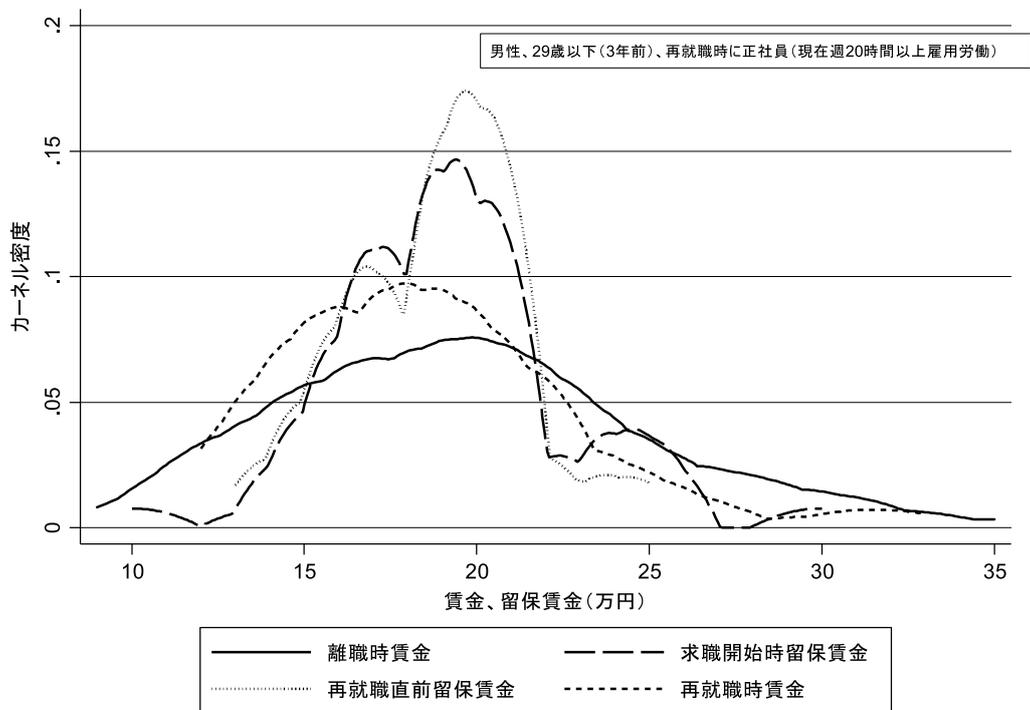


注) 「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

さらに、離職時の年齢の違いによって賃金分布の推移が異なるかを確認する。「雇用保険受給資格取得者実態調査」では2016（平成28）年5月末現在の年齢を調査しているものの、離職時の年齢は調査していない。ただし、調査対象は2013（平成25）年度に雇用保険の基本手当の受給資格を認定された者であることから、2016（平成28）年5月末現在から3年前の年齢を離職時の年齢として近似的に用いる。男性で再就職時の就業形態が正社員の回答者を年齢階級別に見ると、年齢の上昇とともに離職時の賃金の最頻値の水準が高くなる（図表 4-4-5～4-4-8）。このうち3年前に29歳以下の回答者では、離職時の賃金分布は最頻値を中心に両裾に広がっている。留保賃金の最頻値の水準は、離職時の賃金のそれと同程度であるが、求職開始時、再就職・基本手当受給終了直前と時点を追うごとに密度が高くなっており、より最頻値に回答が集中している。再就職時の賃金の最頻値は離職時の賃金や留保賃金の最頻値よりも低い水準である。30～44歳では、先に年齢全体で見た傾向と同様である。45～59歳では、離職時の賃金よりも求職開始時の留保賃金の方が最頻値の水準が高くなっている。サンプルサイズが小さいため注意が必要であるが、60歳以上になると離職時の賃金の最頻値と比べ、留保賃金および再就職時の賃金の最頻値の密度が低く、相対的に回答がばらばらになっている。男性で再就職時の就業形態が非正規労働者の場合の図表は、章末の付図 4-1～4-4 を参照いただきたいが、30～44歳を除いて、留保賃金および再就職時の賃金の最頻

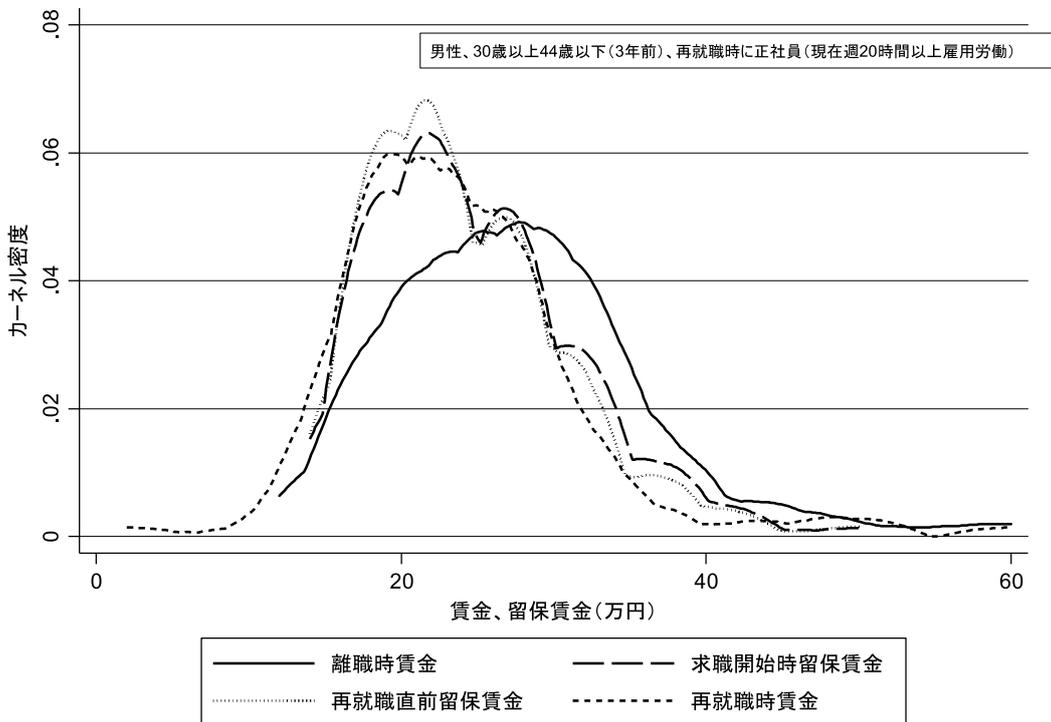
値の水準は、離職時の賃金のそれと同程度もしくは低い。30～44歳については、再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金の最頻値の水準が相対的に高くなっている。

図表 4-4-5 賃金、留保賃金の推移（男性、29歳以下（3年前）、再就職時に正社員）



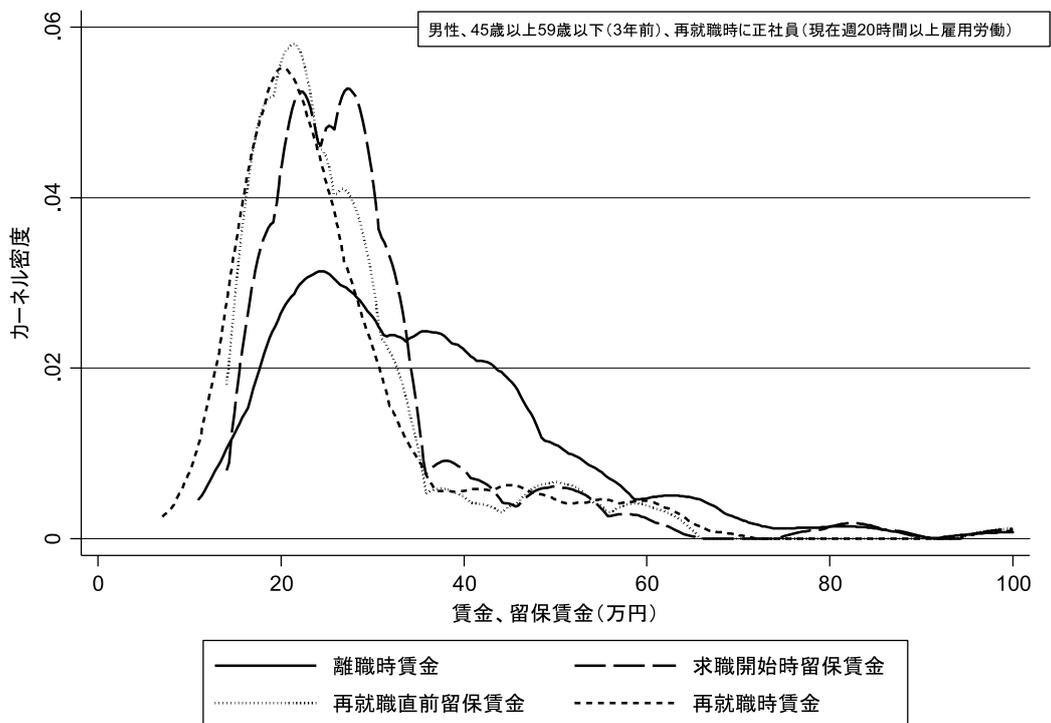
注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

図表 4-4-6 賃金、留保賃金の推移（男性、30～44歳（3年前）、再就職時に正社員）



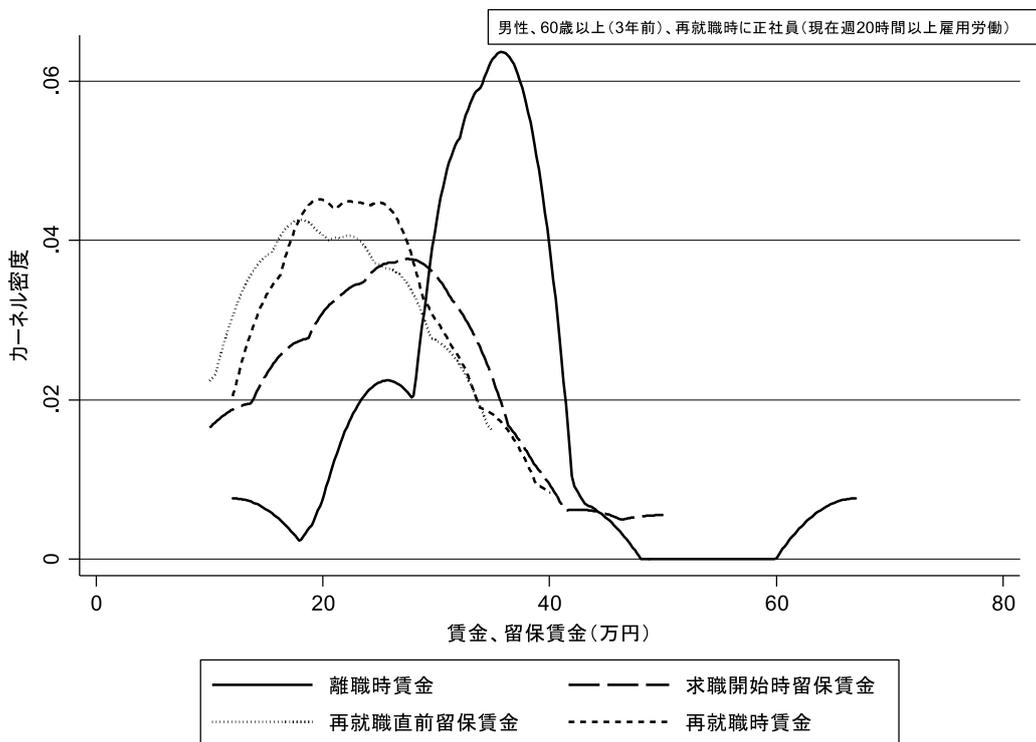
注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

図表 4-4-7 賃金、留保賃金の推移（男性、45～59歳（3年前）、再就職時に正社員）



注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

図表 4-4-8 賃金、留保賃金の推移（男性、60歳以上（3年前）、再就職時に正社員）

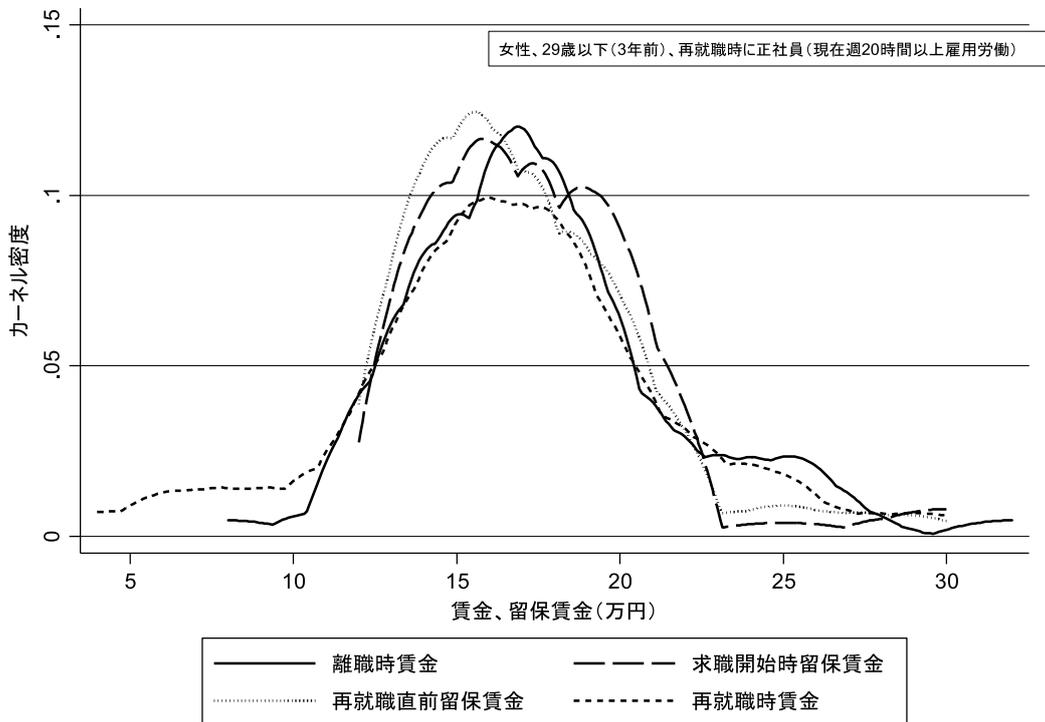


注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

女性で再就職時の就業形態が正社員の回答者のうち3年前に29歳以下の者では、男性の29歳以下と同様、離職時の賃金分布が最頻値を中心に両裾に広がっている（図表 4-4-9～4-4-12）。留保賃金および再就職時の賃金の最頻値は離職時の賃金のそれよりも低い。最頻値の密度は、賃金および留保賃金いずれも同程度である。30～44歳では、留保賃金および再就職時の賃金の最頻値の水準は離職時の賃金と同程度もしくはやや低いが、密度は高くなっており、より最頻値に回答が集中している。45～59歳では、先に年齢全体で見た傾向と同様である。60歳以上はサンプルサイズが非常に小さいため、参考までに図表を掲載するに留める。

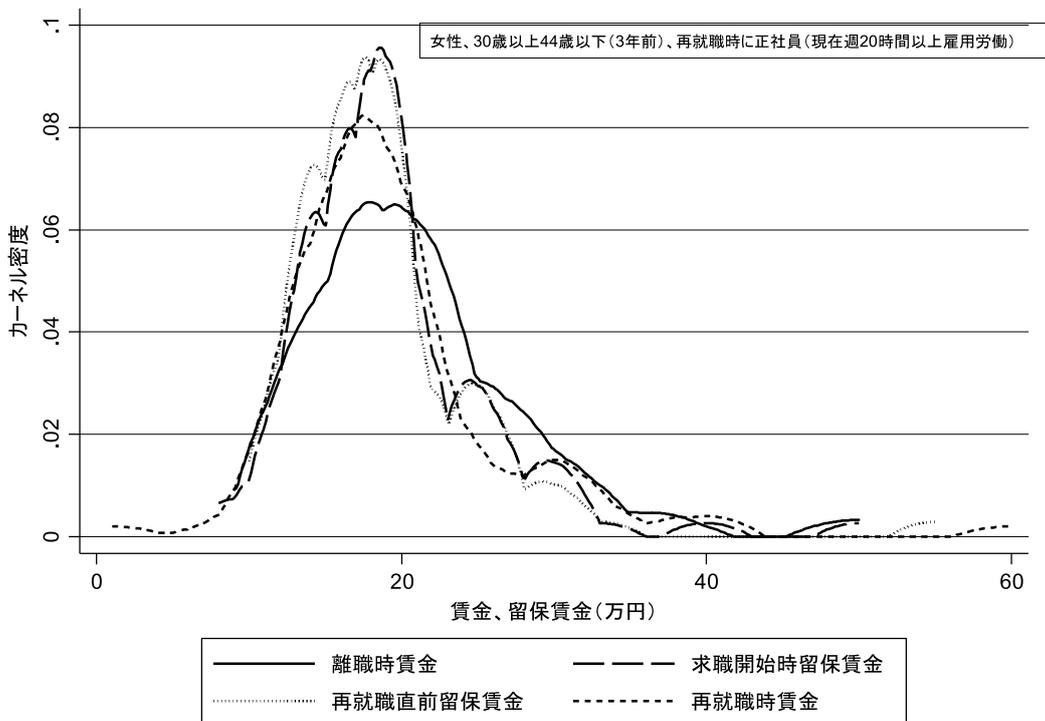
女性で再就職時の就業形態が非正規労働者の場合は（章末の付図 4-5～4-8 参照）、30～44歳を除いて、留保賃金および再就職時の賃金の最頻値の水準は、離職時の賃金のそれと同程度もしくは低い。30～44歳については、留保賃金の最頻値の水準が相対的に高くなっている。こうした年齢階級別に見た非正規労働者の傾向は、男性と同様である。

図表 4-4-9 賃金、留保賃金の推移（女性、29歳以下（3年前）、再就職時に正社員）



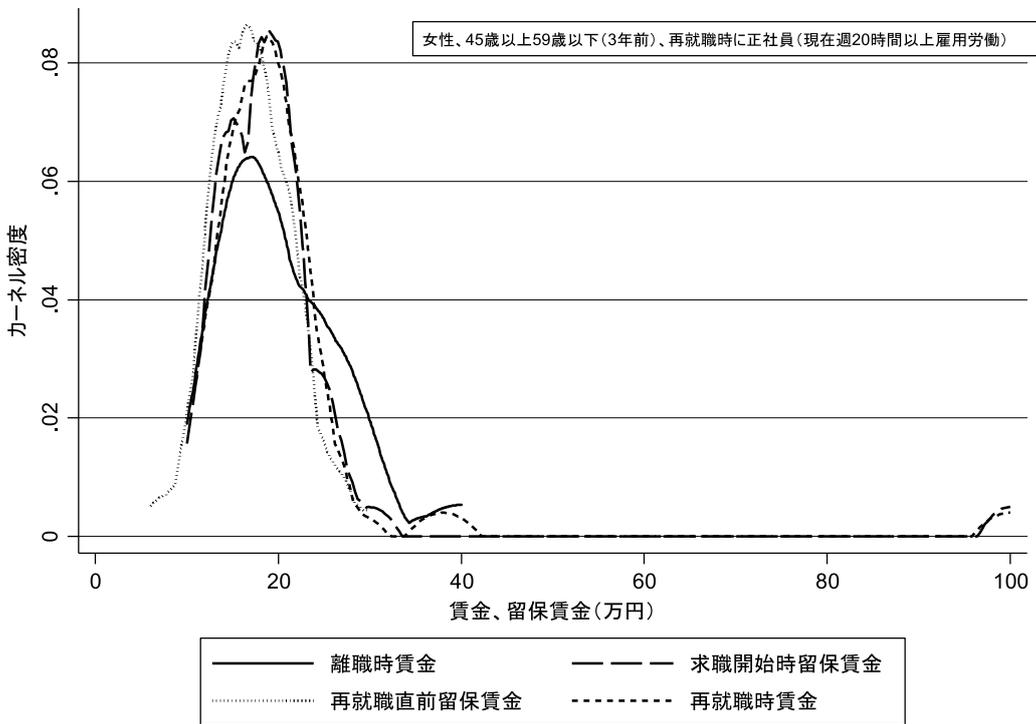
注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

図表 4-4-10 賃金、留保賃金の推移（女性、30～44歳（3年前）、再就職時に正社員）



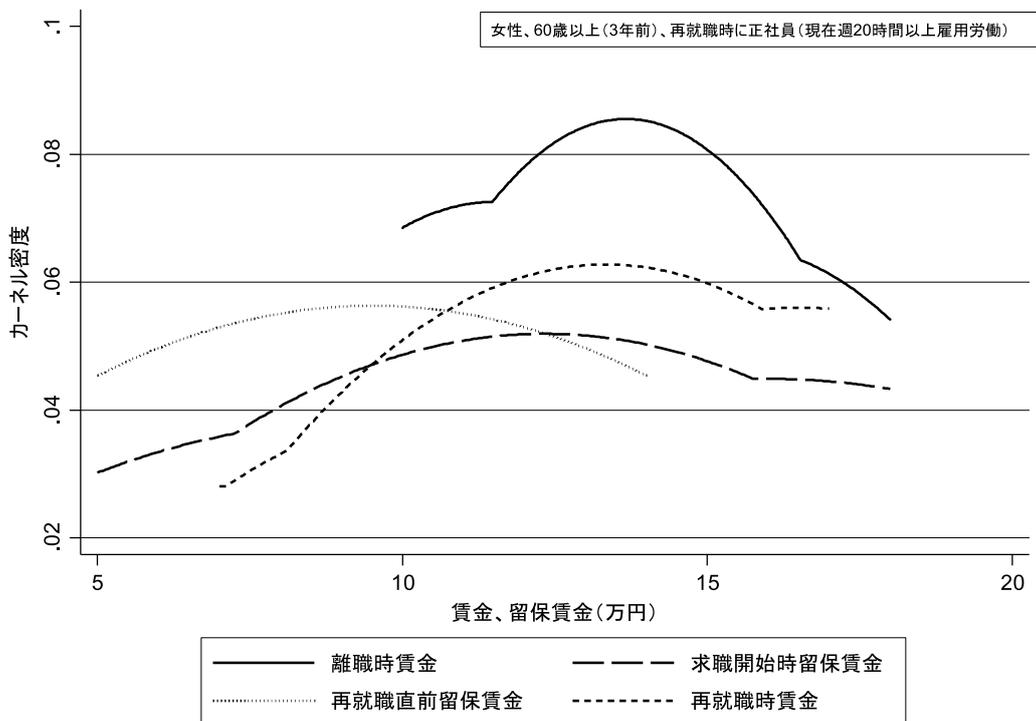
注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

図表 4-4-11 賃金、留保賃金の推移（女性、45～59歳（3年前）、再就職時に正社員）



注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

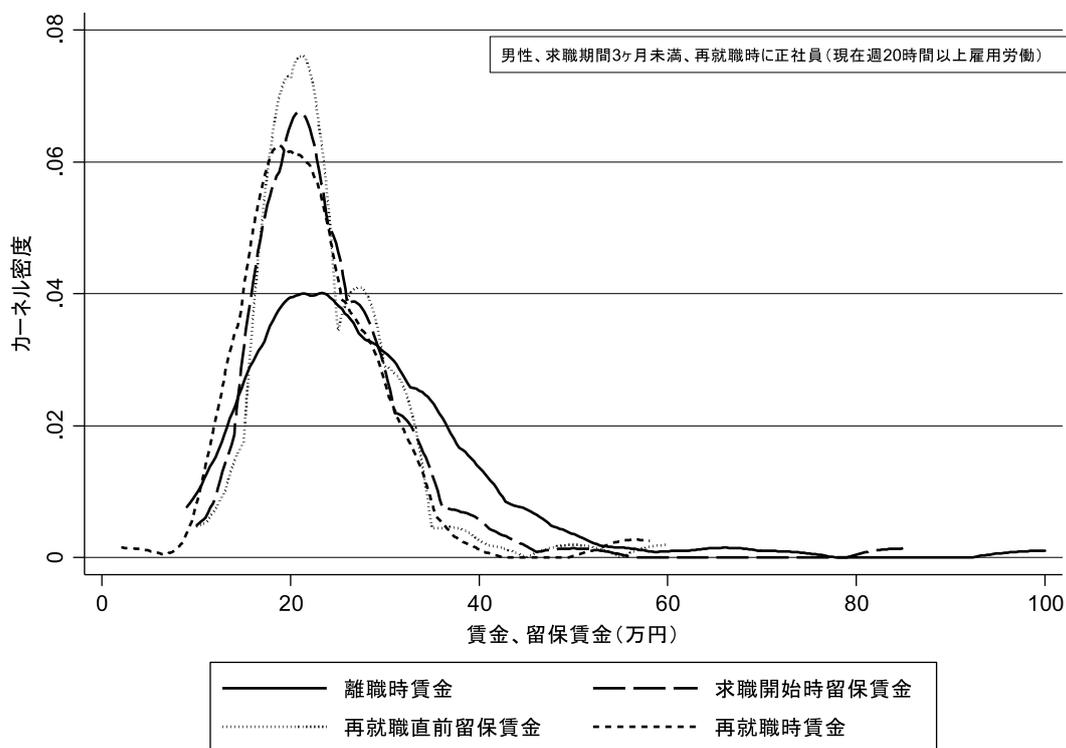
図表 4-4-12 賃金、留保賃金の推移（女性、60歳以上（3年前）、再就職時に正社員）



注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

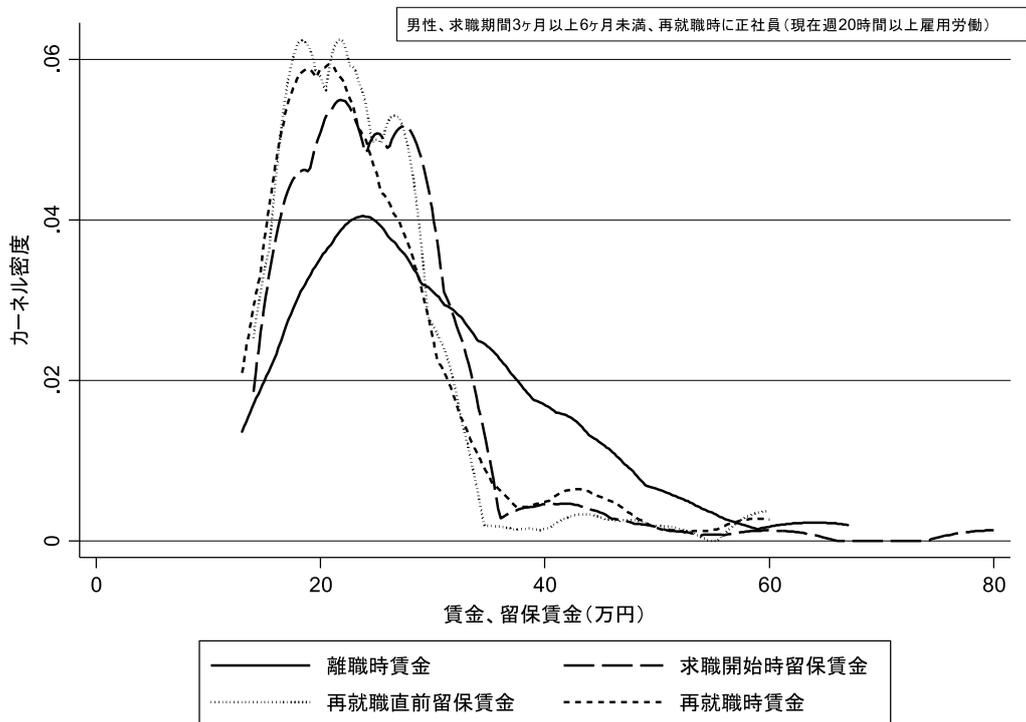
最後に、求職期間の違いによって賃金分布の推移が異なるかを確認する。男性で再就職時の就業形態が正社員の回答者については、求職期間が異なっても、概して留保賃金および再就職時の賃金の最頻値は離職時の賃金のそれと同程度、もしくは求職開始時、再就職・基本手当受給終了直前と時点を追うごとに低い水準である。また、離職時の賃金の最頻値よりも密度は高く、つまりより最頻値に回答が集中するようになっている（図表4-4-13～4-4-17）。ただし、求職期間が長くなり1年以上2年未満になると、離職時賃金の最頻値と求職開始時の留保賃金および再就職時の賃金のそれらとの密度の差が小さくなり、再就職・基本手当受給終了直前留保賃金の最頻値との密度の差が拡大する。なお、男性で再就職時の就業形態が非正規労働者の場合は、サンプルサイズの小さい2年以上を除いて、求職期間の違いによる顕著な傾向な違いは確認されない（章末の付図4-9～4-13参照）。

図表4-4-13 賃金、留保賃金の推移（男性、求職期間3ヶ月未満、再就職時に正社員）



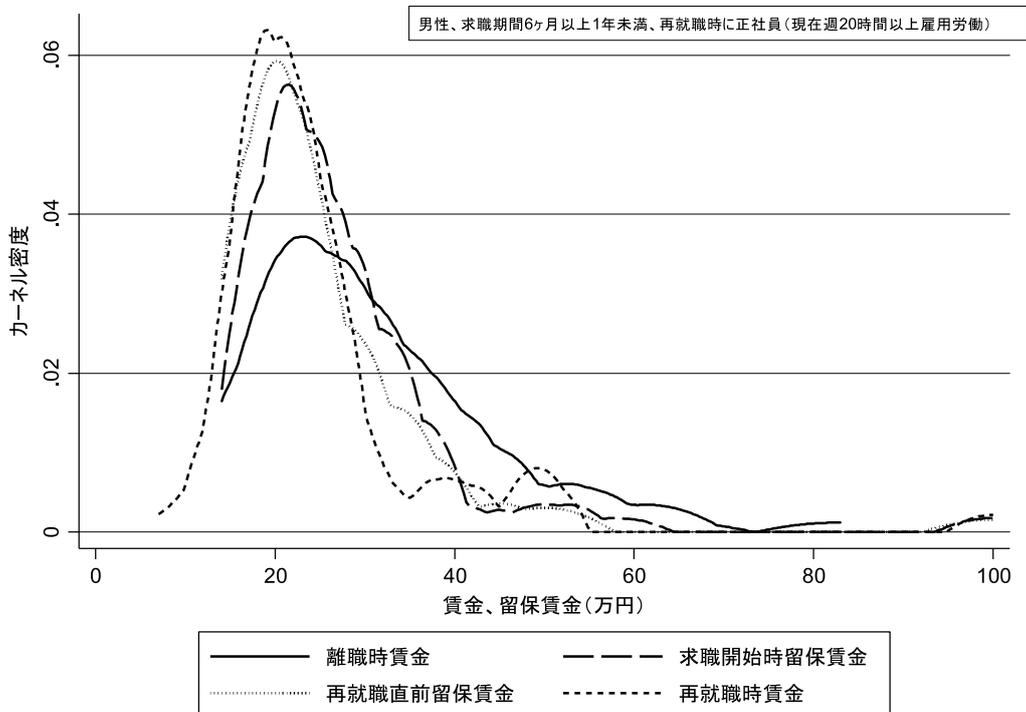
注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

図表 4-4-14 賃金、留保賃金の推移（男性、求職期間3ヶ月～6ヶ月、再就職時に正社員）



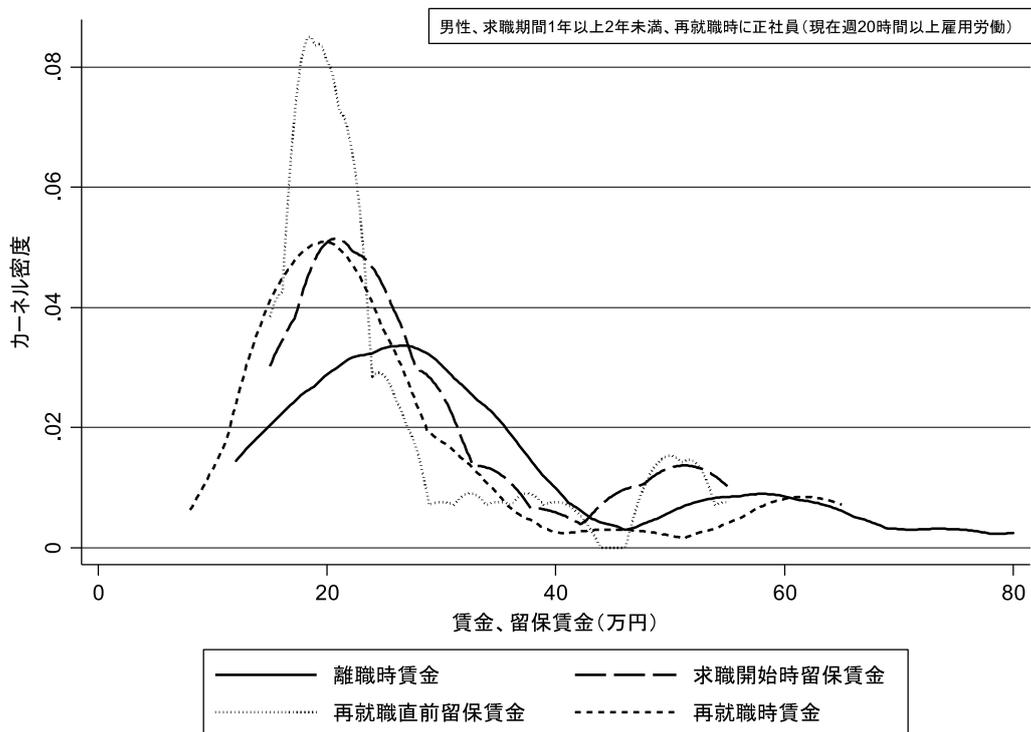
注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

図表 4-4-15 賃金、留保賃金の推移（男性、求職期間6ヶ月～1年、再就職時に正社員）



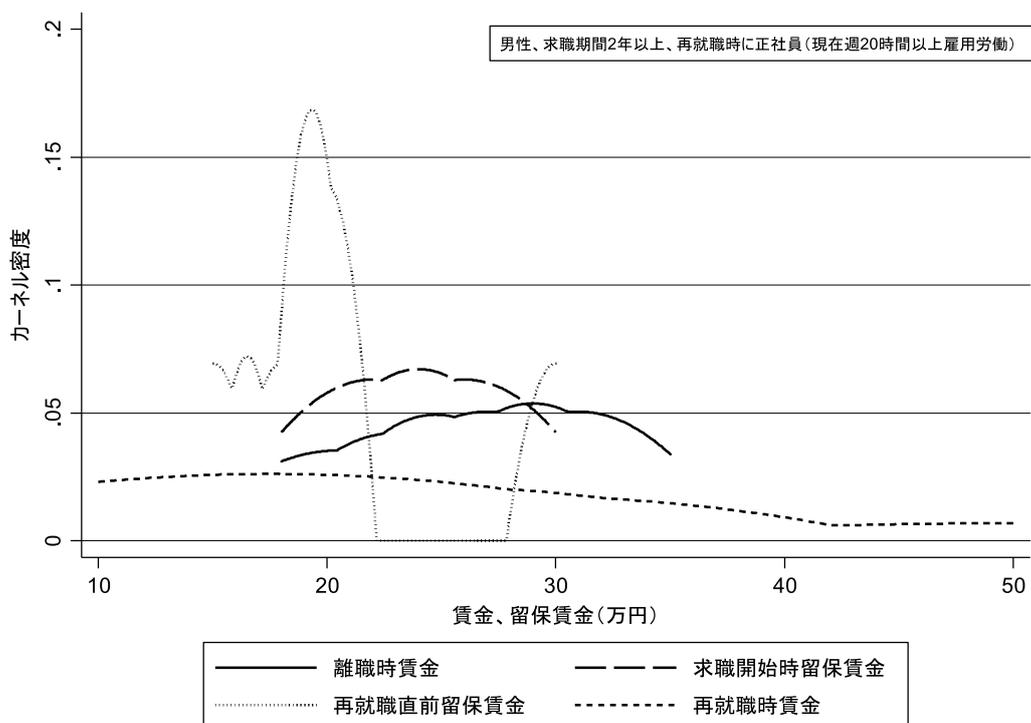
注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

図表 4-4-16 賃金、留保賃金の推移（男性、求職期間1年～2年、再就職時に正社員）



注) 「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

図表 4-4-17 賃金、留保賃金の推移（男性、求職期間2年以上、再就職時に正社員）

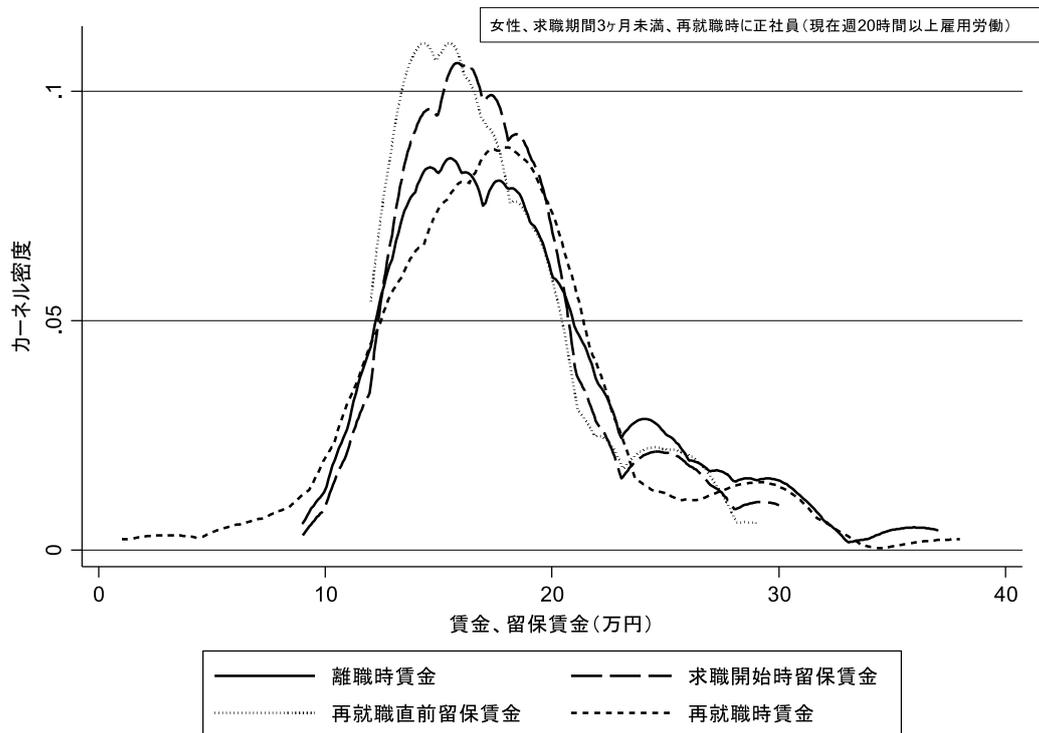


注) 「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

女性で再就職時の就業形態が正社員の回答者について、求職期間3ヶ月未満の者では再就職時の賃金の最頻値が離職時の賃金のそれを上回っているが、3ヶ月以上6ヶ月未満では逆転する（図表4-4-18～4-4-22）。さらに、サンプルサイズの小さい2年以上を除いて、6ヶ月以上になると同程度になっている。なお、女性で再就職時の就業形態が非正規労働者の場合についても、男性同様、求職期間の違いによる顕著な傾向な違いは確認されない（章末の付図4-14～4-18参照、ただし2年以上を除く）。

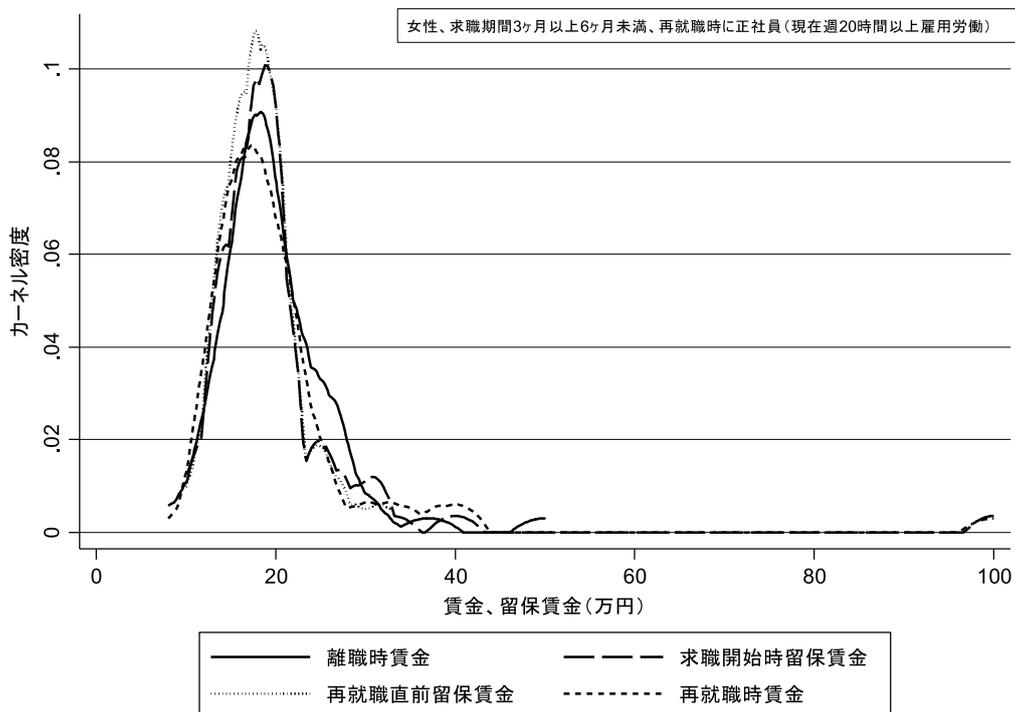
本節では、賃金および留保賃金の推移を性別、再就職時の就業形態、離職時の年齢、求職期間別に概観してきたが、これらの回答者の属性によって傾向が異なることが確認された。したがって、賃金および留保賃金の推移を分析するには、少なくともこれらの属性を制御することが求められよう。次節以降では、離職時の賃金から求職開始時の留保賃金の決定、再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金と留保賃金の変化の決定、再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金から再就職時の賃金の決定というように求職の過程を分割し、これらの決定要因について確認する。

図表4-4-18 賃金、留保賃金の推移（女性、求職期間3ヶ月未満、再就職時に正社員）



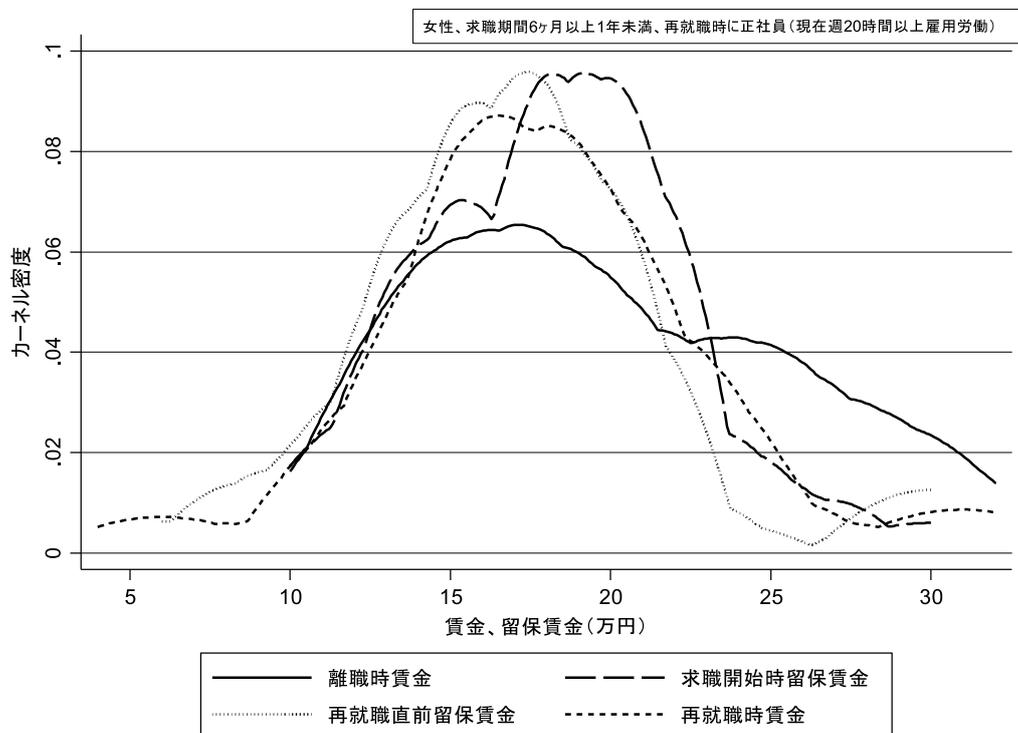
注) 「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

図表 4-4-19 賃金、留保賃金の推移（女性、求職期間3ヶ月～6ヶ月、再就職時に正社員）



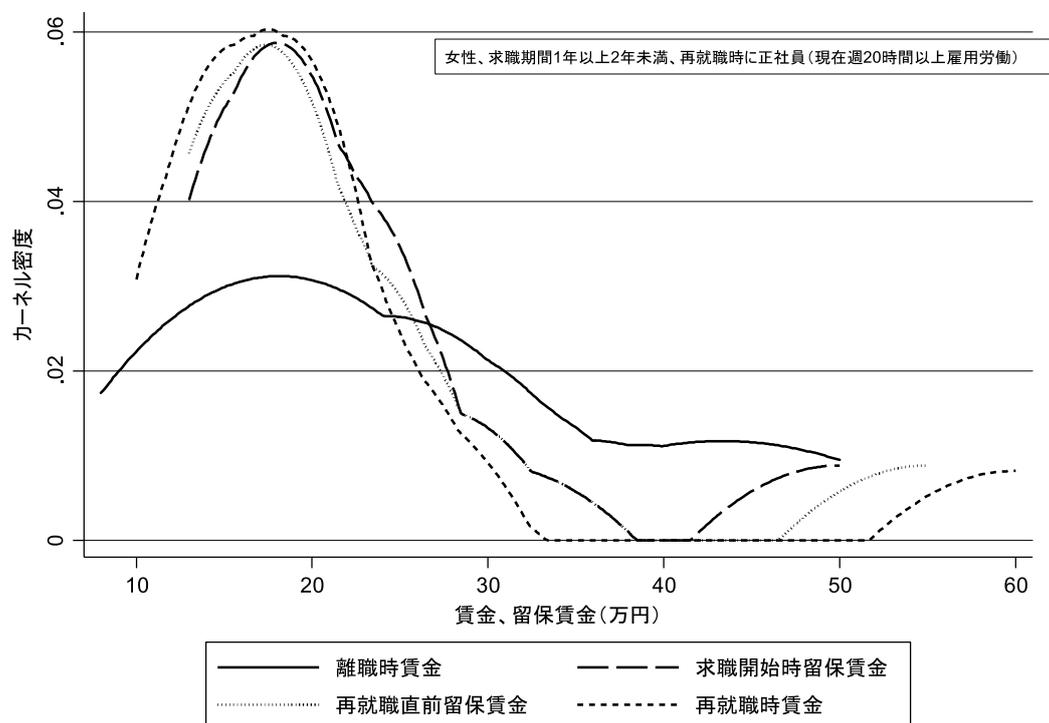
注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

図表 4-4-20 賃金、留保賃金の推移（女性、求職期間6ヶ月～1年、再就職時に正社員）



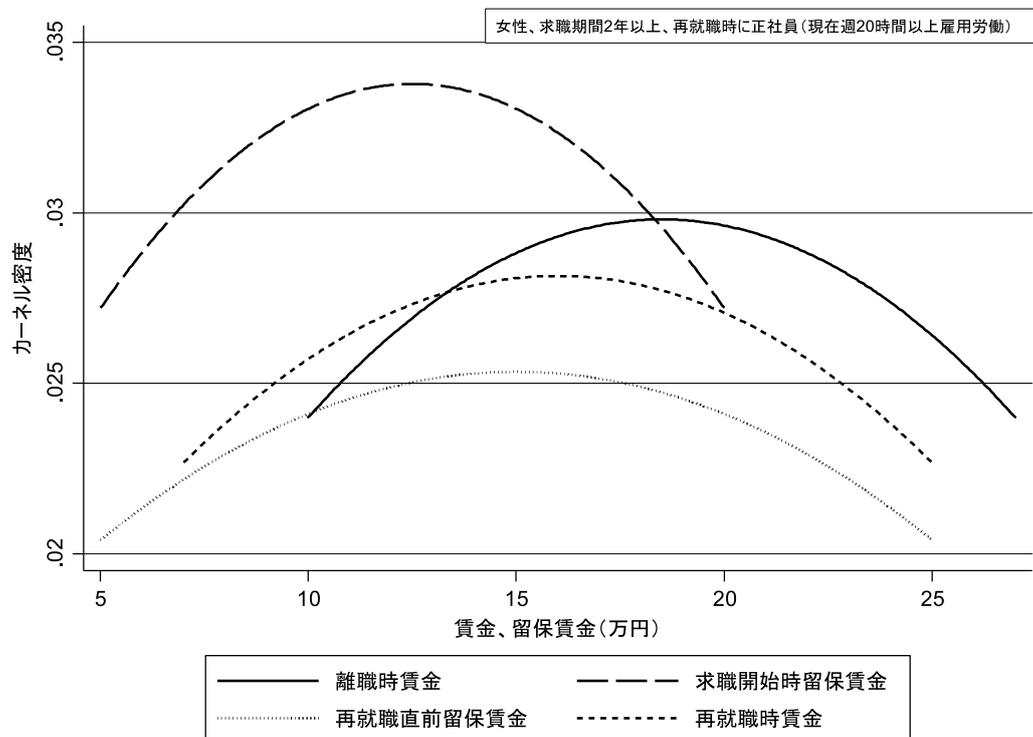
注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

図表 4-4-21 賃金、留保賃金の推移（女性、求職期間1年～2年、再就職時に正社員）



注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

図表 4-4-22 賃金、留保賃金の推移（女性、求職期間2年以上、再就職時に正社員）



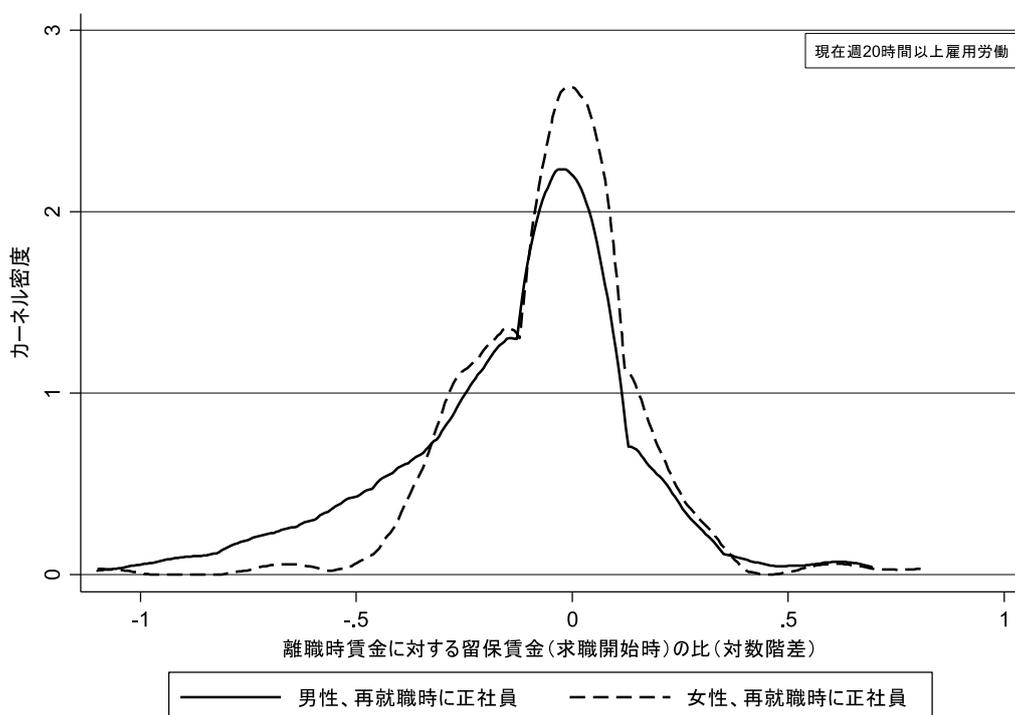
注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

第5節 求職開始時留保賃金の水準の決定

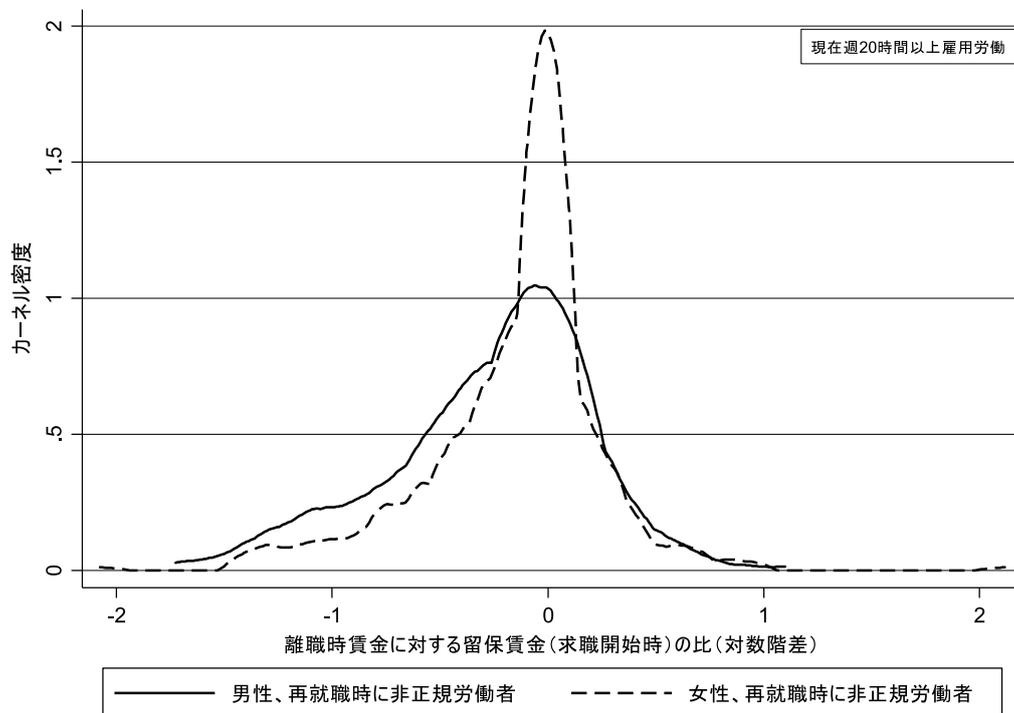
離職時の賃金と比べて求職開始時の留保賃金の水準がどの程度にあるかを概観する。図表4-5-1～4-5-4は、求職開始時の留保賃金と離職時の賃金の対数値の差（対数階差）、つまり求職開始時の留保賃金が離職時の賃金より何%高いか（マイナスなら低い）をカーネル密度関数の分布で示したものである。いずれの図表においても対数階差の最頻値はゼロであり、求職開始時の留保賃金を離職時の賃金と同水準とする回答が多い。また、対数階差がプラスよりもマイナスの密度の方が高くなっている。

再就職時の就業形態が正社員の回答者について性別に比較すると、女性の対数階差の方が最頻値であるゼロの密度が高く、求職開始時の留保賃金を離職時の賃金と同水準とする回答がより集中している（図表4-5-1）。また、男性の対数階差の方がゼロ以上の裾野が薄く、ゼロ以下の裾野が厚くなっており、求職開始時の留保賃金が離職時の賃金の水準より低い場合の密度が高くなっている。これらの性別の差は、再就職時の就業形態が非正規労働者の回答者について見ると、より顕著である（図表4-5-2）。

図表4-5-1 離職時賃金に対する留保賃金の変化率の分布（性別、再就職時に正社員）

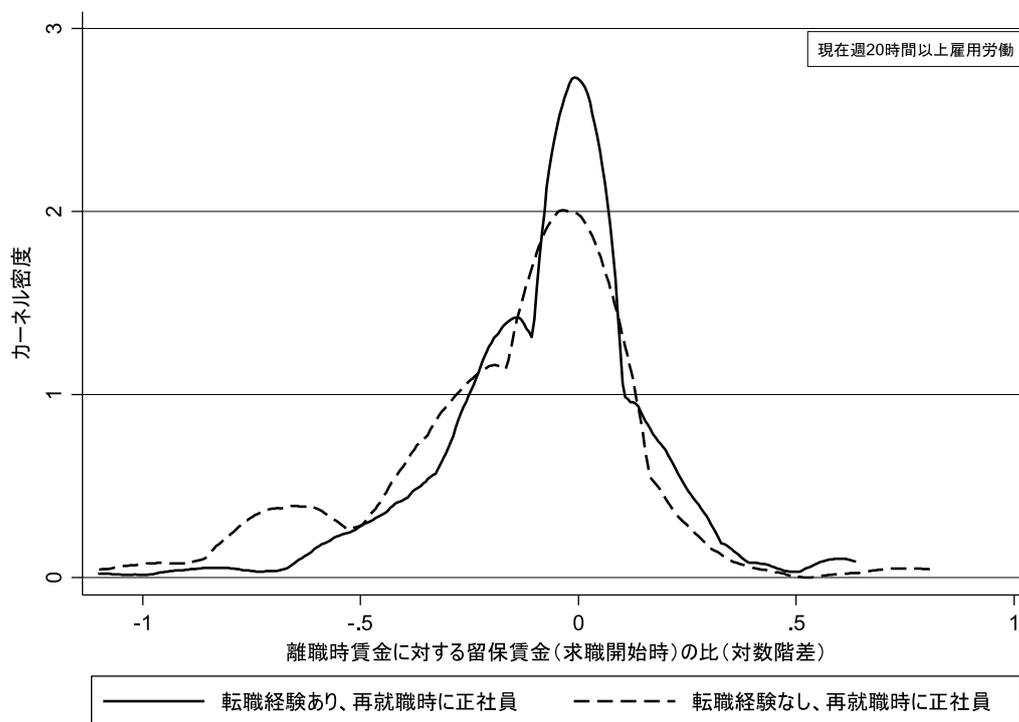


図表 4-5-2 離職時賃金に対する留保賃金の変化率の分布
(性別、再就職時に非正規労働者)

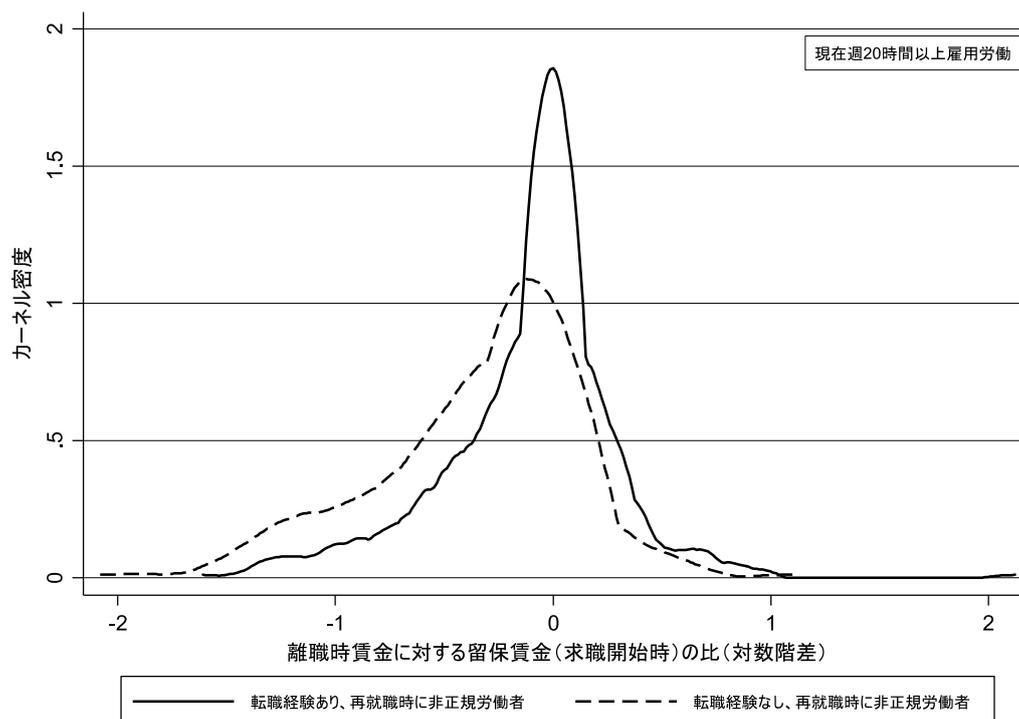


転職経験がある者ほどより現実的な留保賃金を設定するものと予想されるため、再就職時に正社員の回答者について転職経験の有無別に比較すると、転職経験がある回答者の対数階差の方がゼロの密度が高く、求職開始時の留保賃金を離職時の賃金と同水準とする回答がより集中している(図表 4-5-3)。また、転職経験がない回答者の対数階差の方がゼロ以上の裾野が薄く、ゼロ以下の裾野が厚くなっており、求職開始時の留保賃金が離職時の賃金の水準より低い場合の密度が高い。再就職時の就業形態が非正規労働者の回答者についても同様の傾向であり、とくに転職経験がない回答者の対数階差の最頻値がゼロ以下になっている(図表 4-5-4)。

図表 4-5-3 離職時賃金に対する留保賃金の変化率の分布
(転職の有無別、再就職時に正社員)



図表 4-5-4 離職時賃金に対する留保賃金の変化率の分布
(転職の有無別、再就職時に非正規労働者)



求職開始時の留保賃金の水準（対数値）を被説明変数とし、性別や転職経験の有無などを含む回答者の属性を説明変数とする回帰モデルを通常最小二乗法で推定した結果が図表4-5-5である。サンプル全体の結果を見ると、概ね離職した時期である3年前の年齢、離職時に企業規模が1～99人の企業に雇用されていること（企業規模1000人と比較して）、離職時に雇用期間の定めなく雇用されていること、離職時にフルタイム勤務であること、転職経験があること、離職時の賃金水準（対数値）が求職開始時の留保賃金の水準に有意にプラスの影響を与える。離職時の賃金水準は、留保賃金の理論的な最適解を構成する雇用保険の基本手当受給額を規定する変数であり、人々が具体的に留保賃金を決定する目安となるものと考えられる。一方、3年前の年齢の2乗の項、女性、同居人がいること、離職時の勤続年数、離職時の就業形態が正社員であること、離職時の業種が医療・福祉であること（製造業と比較して）は、それぞれ求職開始時の留保賃金の水準に有意にマイナスの影響を与えている。同居人がいることは不労所得の代理変数と考えているが、正確には2016（平成28）年5月末現在ではなく離職時点での同居人の有無を確認すべきである点に注意が必要である。

サンプルを基本手当の受給期間か否かを問わず再就職先が見つかったか否かに分けて、同じ回帰モデルを推定する。再就職先が見つかったサブサンプルでは、学歴が中学・高校卒であることが大学卒と比較して求職開始時の留保賃金の水準に有意にマイナスの影響を与え、離職時の職業が専門・技術的な仕事であることが事務的な仕事と比較して有意にプラスに影響を与える点でサンプル全体の結果と異なる。また、離職時の企業規模、離職時に雇用期間の定めなく雇用されていること、転職経験が有意水準5%で統計的に有意ではなくなっている点も異なる。再就職先が見つからなかったサブサンプルでは、学歴が大学院卒であることが大学卒と比較して求職開始時の留保賃金の水準に有意にプラスの影響を与えている。同居人がいること、離職時の勤続年数、離職時の就業形態、離職時の業種、離職時にフルタイム勤務であることは、有意水準5%で統計的に有意ではなくなっている。

サンプルを再就職時の就業形態が正社員と非正規労働者（いずれも2016（平成28）年5月末現在に週20時間以上雇用労働している者に限る）の場合に分割すると、再就職時に正社員の場合でパラメータが有意水準5%で統計的に有意な変数は、女性（-）、離職時の勤続年数（-）、離職時の職業が専門・技術的な仕事であること（+）、離職時の賃金水準（+）とサンプル全体の推定結果より減少する。再就職時に非正規労働者の場合では、学歴が中学・高校卒であることが大学卒と比較して求職開始時の留保賃金の水準に有意にマイナスの影響を与え、離職時の企業規模、離職時の職業、離職時に雇用期間の定めなく雇用されていること、転職経験が有意水準5%で統計的に有意ではなくなっている点でサンプル全体の結果と異なる。

図表 4-5-5 求職開始時の留保賃金の決定要因に関する推定結果 (OLS)

求職開始時留保賃金(対数)	サンプル全体	再就職先が見つかったか否か ¹⁾		再就職時の就業形態 ²⁾	
		再就職先が見つかった	再就職先が見つからなかった	再就職時に正社員	再就職時に非正規労働者
年齢(3年前)	0.03669 (0.00543)***	0.04409 (0.00640)***	0.03545 (0.01466)**	0.01527 (0.00823)*	0.03701 (0.00902)***
年齢(3年前)の2乗	-0.00047 (0.00006)***	-0.00057 (0.00008)***	-0.00042 (0.00016)***	-0.00019 (0.00010)*	-0.00045 (0.00011)***
女性	-0.24315 (0.02185)***	-0.23678 (0.02486)***	-0.27585 (0.04895)***	-0.07016 (0.02335)***	-0.23438 (0.03453)***
中学・高校卒 (基準は大学卒)	-0.03228 (0.02172)	-0.04642 (0.02301)**	-0.00637 (0.05413)	-0.03720 (0.02219)*	-0.09500 (0.03683)**
専修学校・高専・短大卒	-0.01333 (0.02385)	-0.00823 (0.02604)	-0.03445 (0.05623)	-0.03244 (0.02469)	-0.01548 (0.04074)
大学院卒	0.08125 (0.06240)	0.02132 (0.06762)	0.33984 (0.12176)***	0.03200 (0.05582)	0.04936 (0.09592)
同居人あり	-0.07710 (0.02491)***	-0.07830 (0.02659)***	-0.06608 (0.06465)	-0.02063 (0.02583)	-0.09580 (0.03826)**
離職時勤続年数	-0.00558 (0.00114)***	-0.00771 (0.00133)***	-0.00033 (0.00223)	-0.00369 (0.00175)**	-0.00662 (0.00196)***
離職時企業規模(100~999人) (基準は1000人以上)	0.02961 (0.02605)	0.01195 (0.02826)	0.11861 (0.06241)*	0.00582 (0.03080)	-0.02117 (0.03536)
離職時企業規模(1~99人)	0.08098 (0.02478)***	0.05468 (0.02870)*	0.16927 (0.05245)***	0.02094 (0.03210)	-0.00459 (0.03659)
離職時企業規模(官公営)	0.06489 (0.04248)	0.04762 (0.05004)	0.09860 (0.08619)	-0.17271 (0.14283)	0.03062 (0.06555)
離職時正社員	-0.06150 (0.02430)**	-0.06966 (0.02699)**	-0.04086 (0.05278)	-0.03054 (0.02658)	-0.04355 (0.03785)
離職時管理的な仕事 (基準は事務的な仕事)	-0.01899 (0.04542)	0.01919 (0.04954)	-0.14383 (0.09559)	0.04814 (0.05924)	-0.11718 (0.07937)
離職時専門・技術的な仕事	0.04663 (0.02531)*	0.05592 (0.02734)**	-0.01512 (0.06100)	0.05194 (0.02412)**	0.07125 (0.03999)*
離職時その他の職業	-0.00237 (0.02107)	0.00428 (0.02300)	-0.02289 (0.04923)	0.00483 (0.02367)	-0.00852 (0.03011)
離職時情報処理業 (基準は製造業)	0.04076 (0.04662)	-0.00091 (0.03929)	0.14304 (0.11510)	-0.02493 (0.04867)	0.04733 (0.05681)
離職時医療・福祉	-0.05988 (0.02759)**	-0.06323 (0.02914)**	-0.06654 (0.06978)	-0.05834 (0.02969)*	-0.04319 (0.04125)
離職時その他の産業	0.00648 (0.01926)	-0.01278 (0.02101)	0.06189 (0.04666)	-0.00006 (0.02487)	0.01236 (0.03198)
離職時雇用期間の定めなし	0.04278 (0.01999)**	0.03731 (0.02229)*	0.07082 (0.04511)	-0.01648 (0.02296)	0.02569 (0.02902)
離職時フルタイム勤務	0.09652 (0.02887)***	0.10031 (0.03338)***	0.08935 (0.06339)	-0.03635 (0.10347)	0.17102 (0.03882)***
転職経験あり	0.06323 (0.02013)***	0.02390 (0.02254)	0.17814 (0.04503)***	0.02304 (0.02541)	0.01152 (0.03054)
離職時賃金(対数)	0.55444 (0.02989)***	0.58044 (0.03415)***	0.48754 (0.06040)***	0.62027 (0.03645)***	0.43895 (0.04760)***
定数項	0.59762 (0.12948)***	0.47926 (0.14729)***	0.49737 (0.34428)	0.96018 (0.21348)***	0.93271 (0.22564)***
Number of Obs	1,879	1,414	446	466	625
R-squared	0.4956	0.5320	0.4249	0.6477	0.4661

注 1) 雇用保険の基本手当の受給期間か否かを問わず就職先が見つかった否か。

注 2) 2016(平成28)年5月末現在、週20時間以上雇用労働している者に限る。

注 3) 括弧内は、頑健な標準誤差。***、**および*はそれぞれ有意水準1%、5%および10%で統計的に有意であることを示す。

図表 4-5-6 は、図表 4-5-5 で考慮した説明変数に離職理由のダミー変数を追加して回帰モデルを推定し、離職理由のパラメータのみ結果を抽出したものである。離職理由が定年・契約期間満了と比較し、収入を増やしたいという自己都合による離職は、サンプル全体、再就職先が見つかったか否か、再就職時の就業形態が正社員か非正規労働者かを問わず、求職開始時の留保賃金の水準に有意にプラスの影響を与える。会社都合で離職のパラメータは、サンプル全体および再就職先が見つかったサブサンプルにおいて統計的に有意にプラスに、家庭の事情という自己都合による離職は、サンプル全体、再就職先が見つかったサブサンプルおよび再就職時に非正規労働者であるサブサンプルにおいて、それぞれ有意にマイナスに推定される。

図表 4-5-6 求職開始時の留保賃金の決定要因に関する推定結果 (OLS、その 2)

求職開始時留保賃金(対数)	サンプル全体	再就職先が見つかったか否か ¹⁾		再就職時の就業形態 ²⁾	
		再就職先が見つかった	再就職先が見つからなかった	再就職時に正社員	再就職時に非正規労働者
会社都合で離職 (基準は定年・契約期間満了)	0.07160 (0.02810)**	0.06034 (0.03039)**	0.11072 (0.07050)	0.05201 (0.05787)	0.01321 (0.04213)
自己都合(収入を増やしたい)	0.20043 (0.03881)***	0.17122 (0.03847)***	0.36782 (0.12086)***	0.13128 (0.06427)**	0.14311 (0.04943)***
自己都合(他の労働条件の改善)	0.03983 (0.02805)	0.01461 (0.02973)	0.09177 (0.07224)	0.06583 (0.05831)	-0.02982 (0.03587)
自己都合(家庭の事情)	-0.17136 (0.03529)***	-0.21560 (0.04312)***	-0.07995 (0.06297)	-0.01306 (0.06978)	-0.21087 (0.05157)***
その他(会社都合・自己都合含む)	-0.02795 (0.03464)	-0.03881 (0.03829)	-0.01940 (0.07924)	0.03245 (0.06631)	-0.08406 (0.04479)*
Number of Obs	1,828	1,370	439	449	605
R-squared	0.5198	0.5578	0.4464	0.6504	0.4761

注 1) 雇用保険の基本手当の受給期間か否かを問わず就職先が見つかった否か。

注 2) 2016 (平成28) 年 5 月末現在、週20時間以上雇用労働している者に限る。

注 3) 図表 4-5-5 の説明変数に離職理由を追加して推定し、離職理由のパラメータのみ抽出したもの。

注 4) 括弧内は、頑健な標準誤差。***、**および*はそれぞれ有意水準 1%、5%および10%で統計的に有意であることを示す。

第 6 節 再就職・基本手当受給終了直前留保賃金の水準、留保賃金の変化の決定

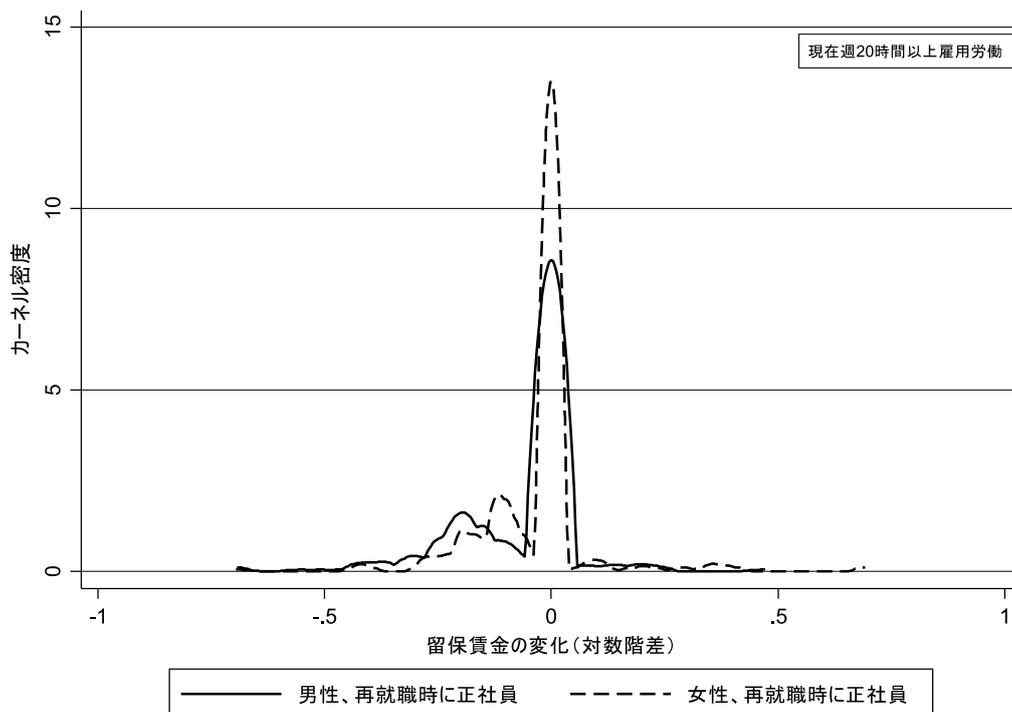
本節では、決定された求職開始時の留保賃金が求職の過程でどのように変化し、再就職・基本手当受給終了直前留保賃金の水準がどう決定されるかを確認する。図表 4-6-1～4-6-5 は、再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金と求職開始時の留保賃金の対数値の差(対数階差)、つまり再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金が求職開始時の留保賃金より何%高いか(マイナスなら低い)をカーネル密度関数の分布で示したものである。いずれの図表においても対数階差の最頻値はゼロであり、留保賃金の水準は変化しないとする回答が多い。なお、対数階差がプラスよりもマイナスの密度の方が高く、留保賃金の水準が低下する回答が相対的に多くなっている。

再就職時の就業形態が正社員の回答者について性別に比較すると、女性の対数階差の方が

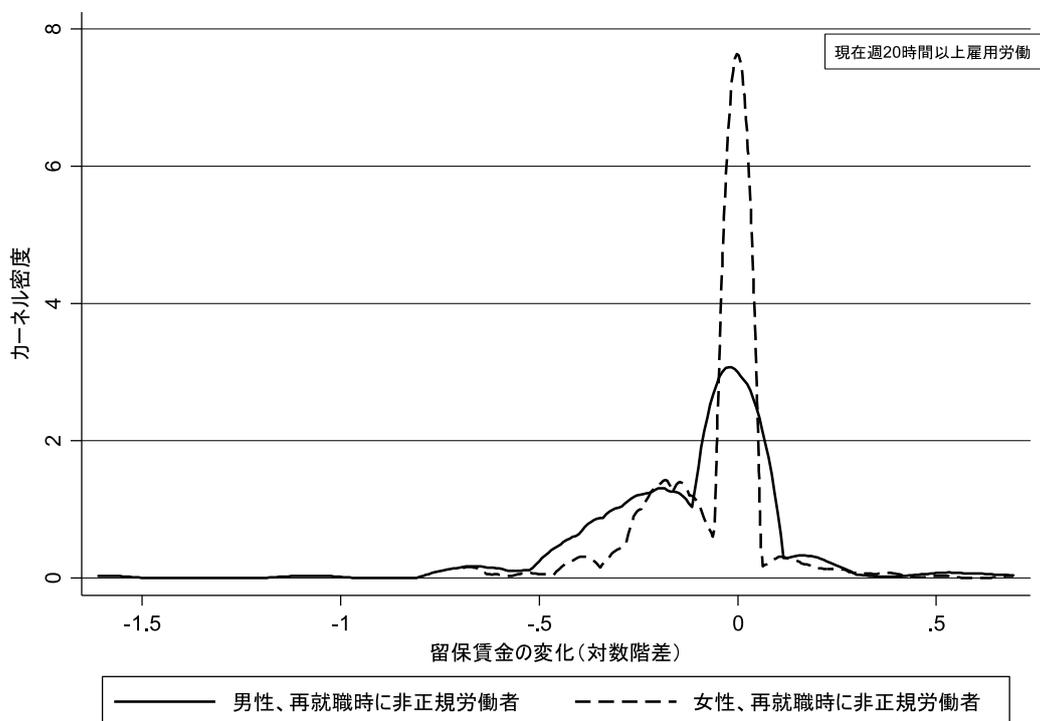
最頻値であるゼロの密度が高く、留保賃金の水準は求職の過程で変化しないとする回答がより集中している（図表 4-6-1）。また、男性の対数階差の方がゼロ以下の裾野が厚くなっており、再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金が求職開始時の留保賃金の水準より低い場合の密度が高くなっている。これらの傾向は、再就職時の就業形態が非正規労働者の回答者についても同様である（図表 4-6-2）。

次に、再就職時に正社員の回答者について転職経験の有無別に比較すると、転職経験がない回答者の対数階差の方が最頻値であるゼロの密度が高い（図表 4-6-3）。一方、再就職時の就業形態が非正規労働者の回答者については、反対に転職経験がある回答者の対数階差の方がゼロの密度が高くなっている（図表 4-6-4）。

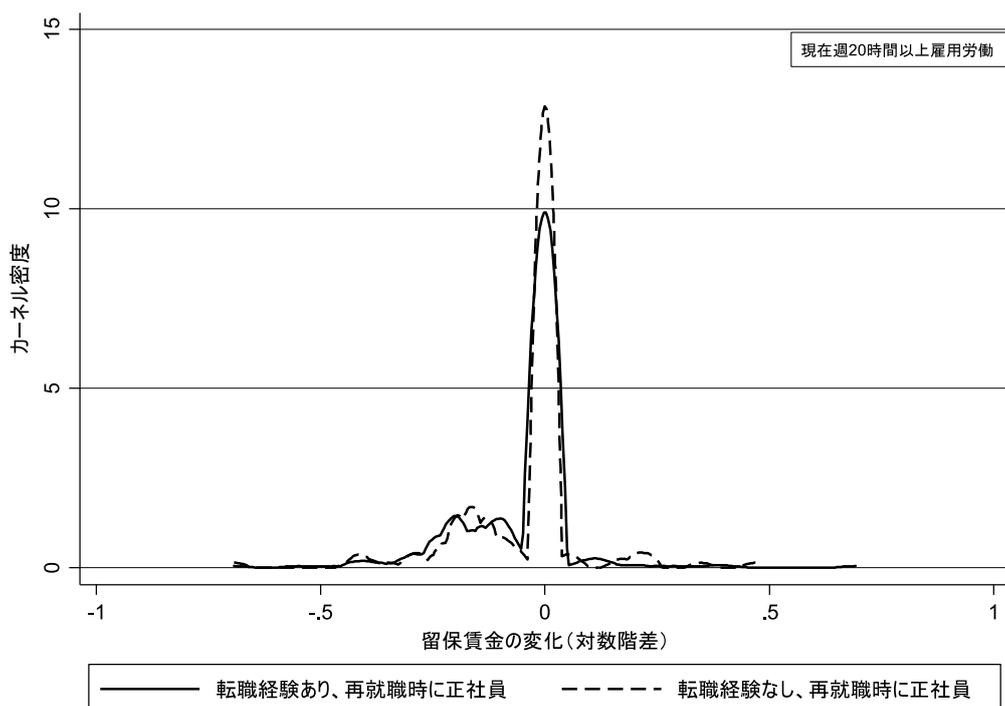
図表 4-6-1 求職開始時から再就職・基本手当受給終了直前にかけての留保賃金
の変化率の分布（性別、再就職時に正社員）



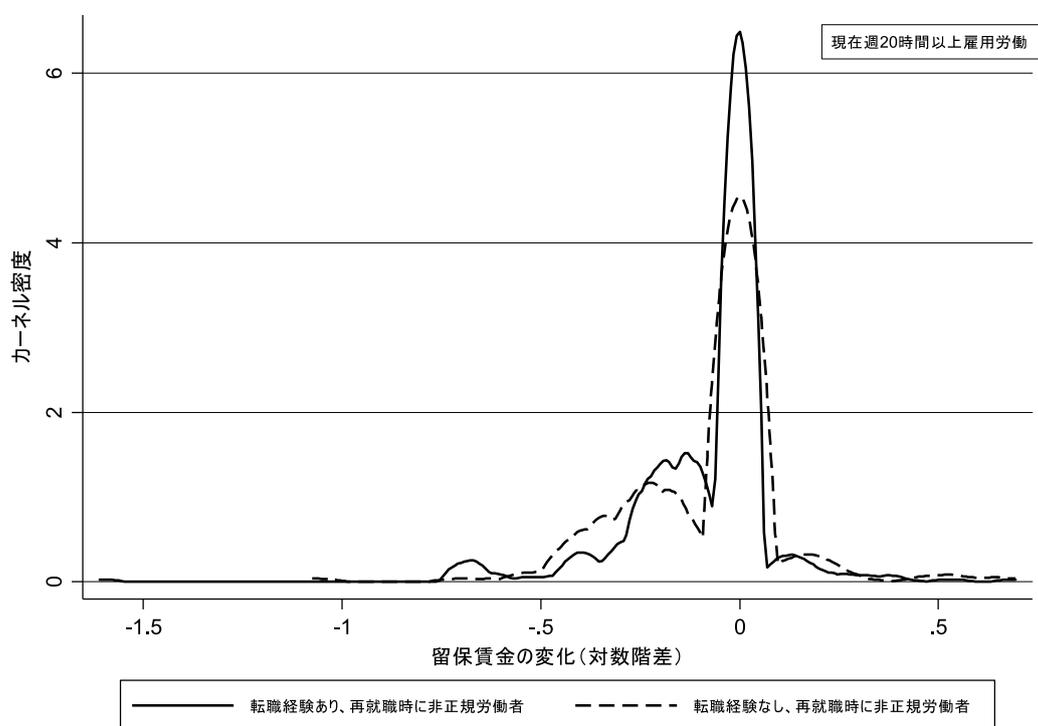
図表 4-6-2 求職開始時から再就職・基本手当受給終了直前にかけての留保賃金
 の変化率の分布（性別、再就職時に非正規労働者）



図表 4-6-3 求職開始時から再就職・基本手当受給終了直前にかけての留保賃金
 の変化率の分布（転職経験の有無別、再就職時に正社員）

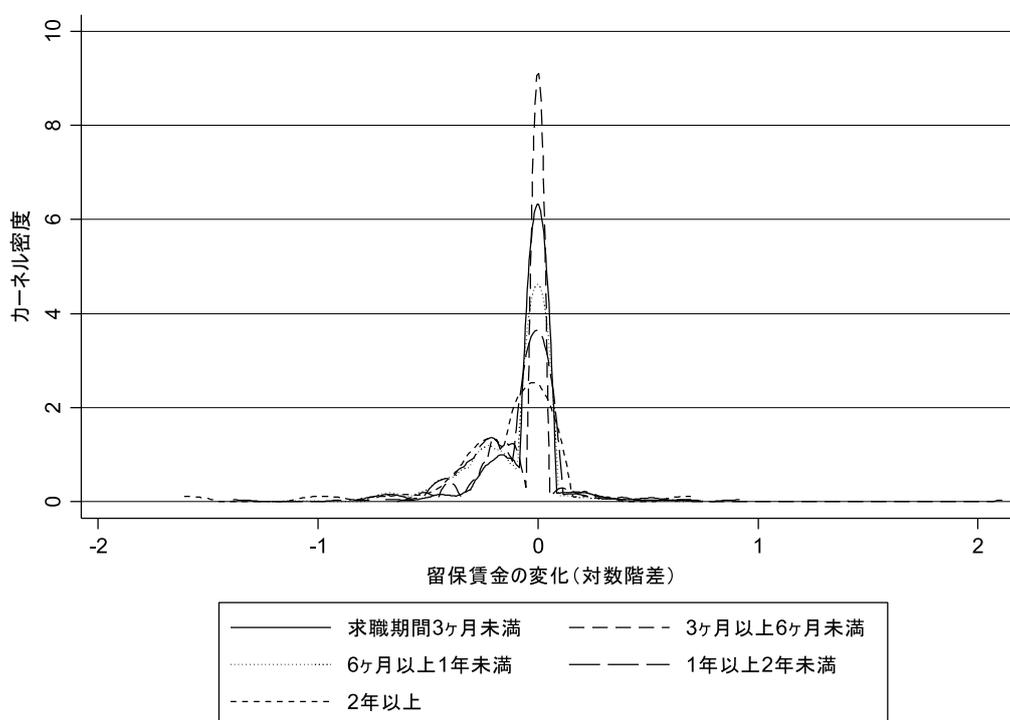


図表 4-6-4 求職開始時から再就職・基本手当受給終了直前にかけての留保賃金
の変化率の分布（転職経験の有無別、再就職時に非正規労働者）



求職期間による留保賃金の変化の傾向の違いを確認すると、求職期間3ヶ月未満を基準として、3ヶ月以上6ヶ月未満では対数階差の最頻値であるゼロ、つまり留保賃金に変化しない密度が高く、より最頻値に回答が集中する（図表4-6-5）。ただし、6ヶ月以上になると求職期間が長くなるにつれて密度は低下し、ばらつきが大きくなる。また、求職期間が長くなるにつれて、対数階差がマイナスになる、つまり留保賃金が低下する密度が高くなる傾向がある。

図表 4-6-5 求職開始時から再就職・基本手当受給終了直前にかけての留保賃金
の変化率の分布（求職期間別）



調査結果のクロス集計に基づき求職期間による留保賃金の変化の傾向の違いを整理したものが、図表 4-6-6 である。サンプル全体で見ると、求職期間が長くなるにつれて、留保賃金が低下する割合が高くなり、留保賃金が不変および上昇する割合が低くなる傾向がある。雇用保険の基本手当受給期間を問わず再就職先が見つかった場合では、サンプルサイズの小さい求職期間 2 年以上を除き、再就職先が見つからなかった場合よりも留保賃金が低下する割合が高くなっている。2016（平成28）年 5 月末現在に週20時間以上雇用労働している者のうち、再就職時に非正規労働者である場合は、求職期間 2 年以上を除き、再就職時に正社員である場合よりも留保賃金が低下する割合が高くなっている。

図表 4-6-6 求職期間と留保賃金の変化 (%)

サンプル全体

求職期間	留保賃金 低下	留保賃金 不変	留保賃金 上昇	無回答	N
3ヶ月未満	19.9	57.3	5.6	17.2	557
3ヶ月以上6ヶ月未満	26.9	51.9	5.6	15.5	620
6か月以上1年未満	35.0	50.2	3.3	11.5	609
1年以上2年未満	35.6	45.1	4.0	15.4	253
2年以上	39.6	39.6	3.8	17.0	53

再就職先が見つかった¹⁾

求職期間	留保賃金 低下	留保賃金 不変	留保賃金 上昇	無回答	N
3ヶ月未満	21.1	57.7	5.5	15.7	511
3ヶ月以上6ヶ月未満	28.3	51.7	6.6	13.4	484
6か月以上1年未満	35.6	51.0	3.8	9.6	416
1年以上2年未満	37.6	45.9	4.5	12.1	157
2年以上	31.8	36.4	4.5	27.3	22

再就職先が見つからなかった¹⁾

求職期間	留保賃金 低下	留保賃金 不変	留保賃金 上昇	無回答	N
3ヶ月未満	6.3	56.3	6.3	31.3	32
3ヶ月以上6ヶ月未満	22.0	53.0	2.3	22.7	132
6か月以上1年未満	33.9	49.0	2.1	15.1	192
1年以上2年未満	32.3	43.8	3.1	20.8	96
2年以上	43.3	43.3	3.3	10.0	30

再就職時に正社員²⁾

求職期間	留保賃金 低下	留保賃金 不変	留保賃金 上昇	無回答	N
3ヶ月未満	17.1	61.5	5.9	15.5	187
3ヶ月以上6ヶ月未満	27.9	58.2	4.2	9.7	165
6か月以上1年未満	32.7	54.5	1.8	10.9	110
1年以上2年未満	33.3	51.3	5.1	10.3	39
2年以上	28.6	42.9	14.3	14.3	7

再就職時に非正規労働者²⁾

求職期間	留保賃金 低下	留保賃金 不変	留保賃金 上昇	無回答	N
3ヶ月未満	25.8	53.5	5.5	15.2	217
3ヶ月以上6ヶ月未満	31.1	49.5	7.3	12.1	206
6か月以上1年未満	38.6	46.0	6.3	9.0	189
1年以上2年未満	47.9	42.5	4.1	5.5	73
2年以上	27.3	45.5	0.0	27.3	11

注1) 雇用保険の基本手当の受給期間か否かを問わず就職先が見つかった否か。

注2) 2016(平成28)年5月末現在、週20時間以上雇用労働している者に限る。

注3) 求職期間の設問が無回答の者を除く。

再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金の水準の決定要因を確認するために、再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金(対数値)を被説明変数とし、求職期間(対数値)、回答者の属性などを説明変数とする回帰モデルを通常の方法で推定した結果が図表4-6-7である。先行研究でも指摘されているように、求職期間は内生変数であることが疑

われるため、求職の密度を表す1ヶ月当たりの応募書類を提出した企業数、および1ヶ月当たりの面接を受けた企業数を操作変数として内生性の検定を行った。その結果、サンプル全体、および基本手当受給期間か否かを問わず再就職先が見つかったサブサンプルにおいて求職期間は内生変数ではないと判断されたため、通常の最小二乗法による推定結果を採用している¹¹。サンプル全体の推定結果を見ると、求職期間および女性であることが再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金に対して統計的に有意にマイナスの影響を与え、求職開始時の留保賃金は有意にプラスの影響を与えることがわかる。求職期間のマイナスの影響および求職開始時の留保賃金のプラスの影響は、再就職先が見つかったか否か、再就職時の就業形態が正社員か非正規労働者かの別に作成したサブサンプルにおける推定結果でも共通している。再就職先が見つかったサブサンプルで推定されたパラメータについては、全サンプルで有意に推定されたものに加え、再就職時の年齢（推計値）の2乗、離職時の勤続年数が有意にマイナスに、大学院卒（大学卒が基準）、離職時がその他の職業（事務的な仕事が基準）であることが有意にプラスにそれぞれ推定されている。再就職時に正社員である場合は、年齢、離職時の企業が官公営、離職時が専門・技術的な仕事であることのパラメータが有意にプラスであり、再就職時の年齢（推計値）の2乗、離職時の勤続年数が有意にマイナスになっている。

次に、求職開始時から再就職・基本手当受給終了直前までの留保賃金の変化がどう決定されるかを確認するために、留保賃金の変化（対数階差）を被説明変数とし、求職期間（対数値）、回答者の属性などを説明変数とする回帰モデルを通常の最小二乗法で推定した結果が**図表4-6-8**である。先に見た再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金を被説明変数とする回帰モデルと同様、求職期間は内生変数であることが疑われるため、1ヶ月当たりの応募書類を提出した企業数、および1ヶ月当たりの面接を受けた企業数を操作変数として内生性の検定を行った。その結果、サンプル全体、および雇用保険の基本手当受給期間か否かを問わず再就職先が見つかったサブサンプルにおいて求職期間は内生変数ではないと判断されたため、通常の最小二乗法による推定結果を採用している。サンプル全体の結果では、求職期間、転職経験があること、離職時の賃金が留保賃金の変化に有意にマイナスの影響を与える。再就職先が見つかったサブサンプルの結果をサンプル全体と比較すると、学歴および離職時の職業が有意に影響を与えるが、転職経験のパラメータは有意水準5%で有意ではない。再就職先が見つからなかった、再就職時の就業形態が正社員および非正規労働者（いずれも2016（平成28）年5月末現在に週20時間以上雇用労働）のサブサンプルについても、サンプル全体と同様、求職期間が留保賃金の変化に有意にマイナスの影響を与える結果である。

¹¹ ただし、基本手当受給期間を問わず再就職先が見つからなかった、再就職時の就業形態が正社員および非正規労働者のサブサンプルでは、1ヶ月当たりの応募書類を提出した企業数、および1ヶ月当たりの面接を受けた企業数は1段階目の推定のF値が低く、他の適当な操作変数も見つけることができなかった。**図表4-6-8**の結果についても同様である。適当な操作変数の模索は、今後の課題としたい。

図表 4-6-7 再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金の決定要因
に関する推定結果 (OLS)

再就職・基本手当受給終了 直前留保賃金(対数)	サンプル全体	再就職先が見つかったか否か ¹⁾		再就職時の就業形態 ²⁾	
		再就職先が 見つかった	再就職先が見つ からなかった	再就職時に 正社員	再就職時に 非正規労働者
求職期間(対数)	-0.03574 (0.00623)***	-0.03488 (0.00635)***	-0.04293 (0.02057)**	-0.02689 (0.00749)***	-0.03875 (0.01209)***
年齢(再就職時、推計値)	0.00289 (0.00278)	0.00622 (0.00352)*	-0.00157 (0.00728)	0.01367 (0.00556)**	-0.00342 (0.00497)
年齢(再就職時、推計値)の2乗	-0.00005 (0.00003)	-0.00009 (0.00004)**	0.00000 (0.00008)	-0.00018 (0.00007)**	0.00002 (0.00006)
女性	-0.04801 (0.01549)***	-0.04220 (0.01400)***	-0.07144 (0.04966)	-0.01024 (0.01472)	-0.02822 (0.02271)
中学・高校卒 (基準は大学卒)	0.01101 (0.01177)	0.01713 (0.01326)	-0.00744 (0.02874)	-0.00853 (0.01406)	0.02131 (0.02064)
専修学校・高専・短大卒	0.01160 (0.01191)	0.02219 (0.01319)*	-0.03100 (0.03118)	-0.00856 (0.01453)	0.03446 (0.01965)*
大学院卒	0.05665 (0.02936)*	0.07396 (0.03339)**	0.00731 (0.08600)	0.02306 (0.03308)	-0.01146 (0.07229)
同居人あり	-0.02784 (0.01554)*	-0.01357 (0.01275)	-0.07723 (0.05899)	-0.00619 (0.01606)	-0.03205 (0.01764)*
離職時勤続年数	-0.00148 (0.00078)*	-0.00179 (0.00086)**	-0.00093 (0.00160)	-0.00250 (0.00123)**	-0.00055 (0.00115)
離職時企業規模(100~999人) (基準は1000人以上)	-0.01069 (0.01278)	-0.01812 (0.01419)	0.01868 (0.02996)	0.00134 (0.02152)	-0.01282 (0.01936)
離職時企業規模(1~99人)	-0.01936 (0.01341)	-0.01544 (0.01476)	-0.03842 (0.03250)	0.00144 (0.02318)	-0.03898 (0.01996)*
離職時企業規模(官公営)	-0.00399 (0.01789)	-0.00457 (0.02058)	-0.02485 (0.04291)	0.10160 (0.02909)***	-0.04279 (0.02804)
離職時正社員	-0.01050 (0.01257)	-0.00737 (0.01410)	-0.02194 (0.02779)	0.04283 (0.02274)*	-0.02671 (0.01827)
離職時管理的な仕事 (基準は事務的な仕事)	0.03006 (0.02570)	0.02606 (0.03186)	0.02260 (0.04487)	0.04351 (0.03699)	-0.01186 (0.05037)
離職時専門・技術的な仕事	0.02360 (0.01248)*	0.02373 (0.01470)	0.01149 (0.02556)	0.03725 (0.01832)**	0.00742 (0.02184)
離職時その他の職業	0.01579 (0.01115)	0.03097 (0.01262)**	-0.04203 (0.02534)*	0.01029 (0.01695)	0.00168 (0.01573)
離職時情報処理業 (基準は製造業)	0.00255 (0.02096)	-0.00721 (0.02536)	0.02880 (0.04450)	-0.00311 (0.04080)	0.02407 (0.03637)
離職時医療・福祉	0.00510 (0.01511)	0.01330 (0.01674)	-0.03521 (0.03834)	-0.02098 (0.02179)	0.02116 (0.02540)
離職時その他の産業	-0.00855 (0.01181)	-0.01863 (0.01259)	0.02702 (0.03421)	-0.00063 (0.01301)	0.00886 (0.02239)
離職時雇用期間の定めなし	0.01570 (0.01038)	0.01485 (0.01143)	0.02055 (0.02344)	-0.00106 (0.01530)	0.02331 (0.01778)
離職時フルタイム勤務	0.02493 (0.01712)	0.02646 (0.01499)*	0.04629 (0.05751)	0.00806 (0.03631)	0.06948 (0.02598)***
転職経験あり	-0.01747 (0.01215)	-0.01985 (0.01262)	0.00090 (0.02735)	-0.01525 (0.01717)	-0.01205 (0.01900)
求職開始時留保賃金(対数)	0.89131 (0.01794)***	0.89742 (0.01555)***	0.85790 (0.05379)***	0.87425 (0.03405)***	0.83357 (0.02472)***
定数項	0.30891 (0.08079)***	0.20423 (0.08203)**	0.56206 (0.24887)**	0.11502 (0.10885)	0.51658 (0.12402)***
Number of Obs	1,673	1,305	358	421	581
R-squared	0.8656	0.8752	0.8363	0.8719	0.8336
求職期間の内生性の検討 操作変数	1ヶ月当たり応募書類提出企業数 1ヶ月当たり面接を受けた企業数		適当な操作変数が見つからず		
弱操作変数のF検定	20.44 ***	14.27 ***			
Sarganの検定	0.0012	0.2982			
Wu-Hausmanの検定	0.00003	0.0576			

注 1) 雇用保険の基本手当の受給期間か否かを問わず就職先が見つかった否か。

注 2) 2016(平成28)年5月末現在、週20時間以上雇用労働している者に限る。

注 3) 括弧内は、頑健な標準誤差。***、**および*はそれぞれ有意水準1%、5%および10%で統計的に有意であることを示す。

図表 4-6-8 留保賃金の変化の決定要因に関する推定結果 (OLS)

留保賃金の変化率 ¹⁾ (対数階差)	サンプル全体	再就職先が見つかったか否か ²⁾		再就職時の就業形態 ³⁾	
		再就職先が 見つかった	再就職先が見つ からなかった	再就職時に 正社員	再就職時に 非正規労働者
求職期間(対数)	-0.03706 (0.00622)***	-0.03589 (0.00640)***	-0.04584 (0.02006)**	-0.02910 (0.00786)***	-0.04120 (0.01249)***
年齢(3年前)	-0.00149 (0.00300)	0.00115 (0.00360)	-0.00598 (0.00798)	0.00928 (0.00528)*	-0.00919 (0.00537)*
年齢(3年前)の2乗	0.00000 (0.00004)	-0.00003 (0.00004)	0.00005 (0.00009)	-0.00013 (0.00007)*	0.00010 (0.00007)
女性	-0.01781 (0.01309)	-0.01297 (0.01365)	-0.03306 (0.03850)	0.00883 (0.01611)	0.01822 (0.02294)
中学・高校卒 (基準は大学卒)	0.01787 (0.01231)	0.02581 (0.01331)*	-0.00435 (0.03365)	0.00210 (0.01422)	0.04553 (0.02231)**
専修学校・高専・短大卒	0.01519 (0.01218)	0.02570 (0.01339)*	-0.02145 (0.03154)	-0.00366 (0.01504)	0.04352 (0.02061)**
大学院卒	0.04797 (0.02985)	0.06713 (0.03398)**	-0.02606 (0.08613)	0.00721 (0.03330)	-0.01557 (0.07916)
同居人あり	-0.01864 (0.01589)	-0.00596 (0.01371)	-0.06095 (0.05972)	-0.00343 (0.01696)	-0.01914 (0.01884)
離職時勤続年数	-0.00090 (0.00082)	-0.00109 (0.00090)	-0.00085 (0.00189)	-0.00205 (0.00119)*	0.00019 (0.00126)
離職時企業規模(100~999人) (基準は1000人以上)	-0.00958 (0.01315)	-0.01458 (0.01444)	0.00361 (0.02917)	0.00953 (0.02128)	-0.00252 (0.02084)
離職時企業規模(1~99人)	-0.02250 (0.01386)	-0.01511 (0.01506)	-0.06048 (0.03585)*	0.00957 (0.02408)	-0.02981 (0.02157)
離職時企業規模(官公営)	-0.00469 (0.01831)	-0.00348 (0.02130)	-0.03322 (0.04616)	0.12588 (0.03540)***	-0.03632 (0.02956)
離職時正社員	-0.00961 (0.01382)	-0.00828 (0.01475)	-0.01682 (0.03596)	0.03431 (0.02482)	-0.03090 (0.02061)
離職時管理的な仕事 (基準は事務的な仕事)	0.02528 (0.02599)	0.01399 (0.03262)	0.04292 (0.04317)	0.01635 (0.03684)	-0.00680 (0.05376)
離職時専門・技術的な仕事	0.01864 (0.01293)	0.01763 (0.01516)	0.01865 (0.02731)	0.02795 (0.01794)	-0.00383 (0.02259)
離職時その他の職業	0.01703 (0.01133)	0.03116 (0.01285)**	-0.03412 (0.02551)	0.00935 (0.01769)	0.00493 (0.01671)
離職時情報処理業 (基準は製造業)	-0.00071 (0.02084)	-0.00913 (0.02468)	0.01935 (0.04451)	-0.00940 (0.03917)	0.01859 (0.03550)
離職時医療・福祉	0.01252 (0.01578)	0.02002 (0.01739)	-0.02077 (0.04098)	-0.01281 (0.02240)	0.03081 (0.02659)
離職時その他の産業	-0.00800 (0.01214)	-0.01537 (0.01298)	0.01644 (0.03343)	0.00100 (0.01364)	0.01245 (0.02330)
離職時雇用期間の定めなし	0.01274 (0.01067)	0.01166 (0.01178)	0.01659 (0.02288)	0.00535 (0.01527)	0.01971 (0.01884)
離職時フルタイム勤務	0.01027 (0.01768)	0.00981 (0.01661)	0.03422 (0.05961)	-0.00041 (0.03931)	0.03437 (0.03112)
転職経験あり	-0.02638 (0.01309)**	-0.02525 (0.01294)*	-0.02536 (0.03605)	-0.01732 (0.01733)	-0.01965 (0.02011)
離職時賃金(対数)	-0.04684 (0.01678)***	-0.04060 (0.01865)**	-0.06878 (0.04092)*	-0.03469 (0.02604)	-0.04579 (0.03050)
定数項	0.21202 (0.07505)***	0.11675 (0.08297)	0.45990 (0.22802)**	-0.07443 (0.11120)	0.27695 (0.13401)**
Number of Obs	1,663	1,298	355	420	576
R-squared	0.0583	0.0695	0.0159	0.0865	0.0682
求職期間の内生性の検討					
操作変数	1ヶ月当たり応募書類提出企業数 1ヶ月当たり面接を受けた企業数				
弱操作変数のF検定	19.86 ***	13.96 ***	適当な操作変数が見つからず		
Sarganの検定	0.4311	0.0069			
Wu-Hausmanの検定	0.1060	0.0013			

注1) 再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金(対数値)と求職開始時の留保賃金(対数値)の差

注2) 雇用保険の基本手当の受給期間か否かを問わず就職先が見つかった否か。

注3) 2016(平成28)年5月末現在、週20時間以上雇用労働している者に限る。

注4) 括弧内は、頑健な標準誤差。***、**および*はそれぞれ有意水準1%、5%および10%で統計的に有意であることを示す。

図表 4-5-5 と図表 4-6-7 の定式化が正しいとすれば、求職開始時から再就職・基本手当受給終了直前までの留保賃金の変化はこの 2 つの式の差で表現される。その結果、求職中に変化しない説明変数は相殺され、2 時点の年齢の差、つまり求職期間、および求職開始時の留保賃金と離職時の賃金の対数階差、つまり離職時の賃金から求職開始時の留保賃金をどの程度変化させたかが残される。図表 4-6-7 ではすでに求職期間の対数値が説明変数として使われているので、重複する 2 時点の年齢の差は除き、留保賃金の変化（対数階差）を被説明変数とし、求職期間（対数値）、求職開始時の留保賃金と離職時の賃金の対数階差を説明変数とする回帰モデルを通常の方法で推定した結果が図表 4-6-9 である。図表 4-6-8 の結果と同様、求職期間は統計的に有意にマイナスの影響があり、求職期間が長くなると留保賃金は低下する。求職開始時の留保賃金と離職時の賃金の対数階差は再就職時に正社員のサブサンプルを除いて、有意にマイナスの影響がある。つまり、離職時の賃金よりも求職開始時の留保賃金を高めに想定する回答者ほど、求職中に留保賃金を低下させる。

図表 4-6-9 留保賃金の変化の決定要因に関する推定結果（OLS、その 2）

留保賃金の変化率 ¹⁾ (対数階差)	サンプル全体	再就職先が見つかったか否か ³⁾		再就職時の就業形態 ⁴⁾	
		再就職先が見つかった	再就職先が見つからなかった	再就職時に正社員	再就職時に非正規労働者
求職期間(対数)	-0.04171 (0.00590)***	-0.04013 (0.00630)***	-0.04183 (0.01904)**	-0.03055 (0.00727)***	-0.04582 (0.01172)***
離職時賃金に対する 求職開始時留保賃金 の相対比(対数階差) ²⁾	-0.04183 (0.01428)***	-0.03384 (0.01584)**	-0.06340 (0.02971)**	-0.05378 (0.03786)	-0.06376 (0.02321)***
定数項	-0.02232 (0.00823)***	-0.02267 (0.00845)***	-0.02999 (0.03480)	-0.01196 (0.00891)	-0.02597 (0.01449)*
Number of Obs	1,770	1,371	387	444	608
R-squared	0.0405	0.0361	0.0418	0.0459	0.0594
求職期間の内生性の検討					
操作変数	1ヶ月当たり応募書類提出企業数 1ヶ月当たり面接を受けた企業数 ^{b)}		b)に想定する再就職時期を追加	適当な操作変数が見つからず	b)の組み合わせと同じ
弱操作変数のF検定	140.19 ***	140.19 ***	10.66 ***		60.74 ***
Sarganの検定	0.5328	0.5328	2.1587		0.0555
Wu-Hausmanの検定	0.1231	0.1231	0.2841		0.0082

注 1) 再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金（対数値）と求職開始時の留保賃金（対数値）の差

注 2) 求職開始時の留保賃金（対数値）と離職時の賃金（対数値）の差

注 3) 雇用保険の基本手当の受給期間か否かを問わず就職先が見つかった否か。

注 4) 2016（平成28）年 5 月末現在、週20時間以上雇用労働している者に限る。

注 5) 括弧内は、頑健な標準誤差。***、**および*はそれぞれ有意水準 1%、5%および10%で統計的に有意であることを示す。

第7節 希望する労働条件の変更

1. 留保賃金の変化と希望する労働条件の変更

前節では求職の過程で留保賃金が増える姿を見てきたが、本節では留保賃金の変化と希望する労働条件の変更の関係について傾向を概観する。図表4-7-1は、サンプル全体における留保賃金の変化別に見た希望する労働条件の変更割合である。留保賃金の水準は希望する給与の条件の構成要素と考えられるため、留保賃金が低下もしくは上昇した回答者のうち給与の希望を変更する割合が留保賃金不変の場合よりも高くなることは自然である。ただし、給与以外の労働条件についても、留保賃金が増えた場合の方が不変よりも希望する条件を変更する割合が高くなっており、留保賃金の調整が給与以外の労働条件の調整とともに進む傾向が窺える。こうした傾向は、希望する労働条件を自分の都合ではなく、現実を踏まえて仕方なく変えた割合で見ても同様である。

図表4-7-1 留保賃金の変化別に見る希望する労働条件を変更した割合（％）

労働条件	留保賃金	留保賃金	留保賃金
	低下	不変	上昇
給与	86.0 (75.5)	21.7 (16.7)	51.5 (28.7)
正社員で採用	52.7 (40.6)	34.0 (21.5)	44.6 (28.7)
フルタイムで就業	34.2 (22.3)	21.0 (10.5)	31.7 (18.8)
週末(土日)に休みが取れること	37.8 (28.5)	26.9 (19.0)	37.6 (24.8)
所定労働時間の長さ	44.3 (30.4)	26.0 (17.6)	36.6 (23.8)
企業規模	48.7 (37.4)	27.1 (18.3)	39.6 (20.8)
職種	44.9 (32.1)	27.7 (17.4)	45.5 (24.8)
業種	47.9 (34.9)	30.4 (18.8)	45.5 (23.8)
仕事の内容	48.2 (35.6)	31.7 (20.5)	47.5 (29.7)
N	641	1145	101

注1) 括弧内は希望する労働条件を「現実を踏まえて仕方なく変えた」割合。

注2) 留保賃金の設問が無回答の者を除く。

雇用保険の基本手当受給期間か否かを問わず再就職先が見つかった場合では、再就職先が見つからなかった場合と比べ、留保賃金が増えた回答者のうち希望する給与、正社員で採用、企業規模、職種、業種、および仕事の内容の条件を変更した割合が5%ポイント以上高くなっている(図表4-7-2)。ただし、再就職先が見つからず、留保賃金が増えた回答者のサンプルサイズが小さいため、注意が必要である。以下同様に、割合の差が5%ポイント以上ある場合について取り上げる。再就職先が見つかり、かつ留保賃金が低下した回答者

のうち希望する給与の条件を変更した割合は、再就職先が見つからなかった場合と比べて高く、フルタイムで就業、所定労働時間の長さ、企業規模、および職種の条件を変更した割合が低い。留保賃金が不変の場合で比較すると、再就職先が見つかった場合の方が希望する週休（土日）に休みを取れる条件を変更した割合が見つからなかった場合に比べて高く、フルタイムで就業する条件を変更した割合が低くなっている。

図表 4-7-2 再就職先が見つかったか否か、留保賃金の変化別に見る
希望する労働条件を変更した割合（％）

労働条件	再就職先が見つかった				再就職先が見つからなかった			
	留保賃金 低下	留保賃金 不変	留保賃金 上昇	計	留保賃金 低下	留保賃金 不変	留保賃金 上昇	計
給与	87.4 (78.4)	22.4 (17.9)	52.9 (28.2)	46.0 (38.8)	81.9 (67.5)	19.4 (13.0)	40.0 (26.7)	42.4 (32.9)
正社員で採用	52.8 (40.8)	33.5 (21.7)	47.1 (30.6)	40.8 (28.6)	53.6 (41.0)	35.6 (21.5)	26.7 (13.3)	41.7 (28.2)
フルタイムで就業	29.3 (18.4)	17.7 (8.5)	30.6 (18.8)	22.3 (12.4)	47.6 (33.7)	31.3 (16.5)	33.3 (13.3)	37.2 (22.6)
週末(土日)に休みが取れること	38.7 (29.1)	29.1 (21.1)	37.6 (24.7)	32.8 (24.0)	36.1 (28.3)	20.1 (12.7)	33.3 (20.0)	26.2 (18.5)
所定労働時間の長さ	42.7 (31.2)	25.8 (17.8)	35.3 (23.5)	32.0 (22.6)	49.4 (28.9)	26.4 (16.9)	40.0 (20.0)	35.1 (21.3)
企業規模	47.2 (36.1)	25.9 (17.6)	41.2 (21.2)	34.0 (24.0)	53.6 (42.2)	30.6 (20.8)	26.7 (13.3)	38.7 (28.2)
職種	43.4 (31.2)	28.3 (17.8)	47.1 (27.1)	34.5 (22.8)	50.0 (35.5)	26.1 (16.2)	33.3 (6.7)	34.8 (22.8)
業種	47.0 (34.4)	31.4 (19.2)	48.2 (25.9)	37.6 (24.7)	50.6 (36.7)	27.8 (17.6)	26.7 (6.7)	35.9 (24.1)
仕事の内容	48.5 (35.9)	32.7 (21.0)	49.4 (29.4)	39.0 (26.5)	47.6 (34.9)	29.2 (19.4)	33.3 (26.7)	35.9 (25.2)
N	468	848	85	1401	166	284	15	465

注 1) 雇用保険の基本手当の受給期間か否かを問わず就職先が見つかった否か。

注 2) 括弧内は希望する労働条件を「現実を踏まえて仕方なく変えた」割合。

注 3) 再就職先が見つかったか否か、留保賃金の設問が無回答の者を除く。

再就職時の就業形態が正社員の場合では、非正規労働者の場合と比べ、留保賃金が低下した回答者のうち希望する給与、週末（土日）に休みが取れること、および業種の条件を変更した割合が5%ポイント以上高く、（当たり前と言えるが）正社員で採用、およびフルタイムで就業の条件を変更した割合が低くなっている（図表 4-7-3）。サンプルサイズが小さいため注意が必要であるが、留保賃金が増した回答者では、いずれの労働条件についても再就職時の就業形態が非正規労働者の方が希望する条件を変更した割合が高い。留保賃金が不変の場合は、再就職時の就業形態が正社員の方が希望する週末（土日）に休みが取れることの条件を変更した割合が高く、給与、（やはり当たり前だが）正社員で採用、フルタイムで就業、および職種の条件を変更した割合が低くなっている。

図表 4-7-3 再就職時の就業形態別、留保賃金の変化別に見る
希望する労働条件を変更した割合（％）

労働条件	再就職時に正社員				再就職時に非正規労働者			
	留保賃金 低下	留保賃金 不変	留保賃金 上昇	計	留保賃金 低下	留保賃金 不変	留保賃金 上昇	計
給与	91.7 (85.6)	18.4 (15.7)	43.5 (8.7)	41.0 (35.7)	86.2 (74.5)	26.7 (21.8)	51.2 (30.2)	51.0 (42.4)
正社員で採用	13.6 (10.6)	7.7 (6.7)	13.0 (4.3)	9.7 (7.7)	70.3 (54.0)	51.4 (33.9)	60.5 (39.5)	59.2 (41.9)
フルタイムで就業	6.8 (4.5)	2.7 (1.3)	8.7 (4.3)	4.2 (2.4)	34.3 (20.5)	24.7 (10.9)	32.6 (16.3)	28.9 (14.9)
週末(土日)に休みが取れること	44.7 (34.1)	32.4 (24.1)	34.8 (26.1)	36.1 (27.1)	35.6 (26.4)	26.7 (19.3)	37.2 (23.3)	30.8 (22.2)
所定労働時間の長さ	40.2 (29.5)	22.1 (18.4)	17.4 (17.4)	27.1 (21.6)	38.9 (27.6)	26.4 (17.0)	34.9 (20.9)	31.7 (21.3)
企業規模	47.7 (40.2)	25.8 (19.7)	34.8 (17.4)	32.6 (25.6)	46.0 (32.2)	24.4 (17.2)	39.5 (18.6)	33.7 (23.0)
職種	42.4 (28.0)	26.1 (19.7)	34.8 (13.0)	31.3 (21.8)	41.8 (32.2)	31.6 (19.3)	51.2 (32.6)	36.8 (25.1)
業種	51.5 (36.4)	29.8 (20.7)	30.4 (8.7)	36.1 (24.7)	43.1 (33.1)	32.2 (21.0)	51.2 (30.2)	37.6 (26.2)
仕事の内容	47.7 (34.8)	30.4 (21.7)	39.1 (17.4)	35.9 (25.3)	47.3 (36.0)	35.3 (23.0)	46.5 (30.2)	40.6 (28.4)
N	132	299	23	454	239	348	43	630

注 1) 2016 (平成28) 年 5 月末現在、週20時間以上雇用労働している者に限る。

注 2) 括弧内は希望する労働条件を「現実を踏まえて仕方なく変えた」割合。

注 3) 再就職時の就業形態、留保賃金の設問が無回答の者を除く。

2. 求職期間と希望する労働条件の変更

図表 4-7-4 は、サンプル全体における求職期間別に見た希望する労働条件の変更割合である。サンプルサイズの小さい求職期間 2 年以上になるとやや傾向が異なるが、概していずれの労働条件についても、求職期間が長くなるにつれて希望する条件を変更した割合が高くなっている。この傾向は、希望する労働条件を自分の都合ではなく、現実を踏まえて仕方なく変えた割合で見ても同様である。

図表 4-7-4 求職期間別に見る希望する労働条件を変更した割合（％）

労働条件	求職期間				
	3ヶ月未満	3ヶ月以上 6ヶ月未満	6ヶ月以上 1年未満	1年以上 2年未満	2年以上
給与	37.2 (31.1)	40.8 (32.6)	48.6 (40.1)	53.0 (48.2)	58.5 (41.5)
正社員で採用	35.9 (24.1)	34.8 (24.4)	44.0 (31.5)	45.1 (33.2)	39.6 (17.0)
フルタイムで就業	18.1 (10.8)	18.9 (9.0)	29.4 (16.9)	37.5 (26.1)	37.7 (20.8)
週末(土日)に休みが取れること	29.6 (23.7)	25.3 (17.1)	31.2 (22.0)	35.6 (27.3)	35.8 (22.6)
所定労働時間の長さ	27.1 (20.5)	25.8 (16.9)	36.1 (24.5)	37.2 (26.5)	43.4 (20.8)
企業規模	25.9 (19.0)	29.7 (19.5)	36.5 (27.3)	44.7 (34.0)	52.8 (30.2)
職種	27.8 (19.6)	29.8 (17.3)	36.8 (24.6)	41.9 (31.6)	47.2 (24.5)
業種	29.4 (20.6)	31.9 (18.2)	39.4 (27.1)	45.5 (34.0)	49.1 (24.5)
仕事の内容	30.9 (22.3)	35.0 (20.5)	38.4 (27.8)	45.5 (35.2)	49.1 (26.4)
N	557	620	609	253	53

注1) 括弧内は希望する労働条件を「現実を踏まえて仕方なく変えた」割合。

注2) 求職期間の設問が無回答の者を除く。

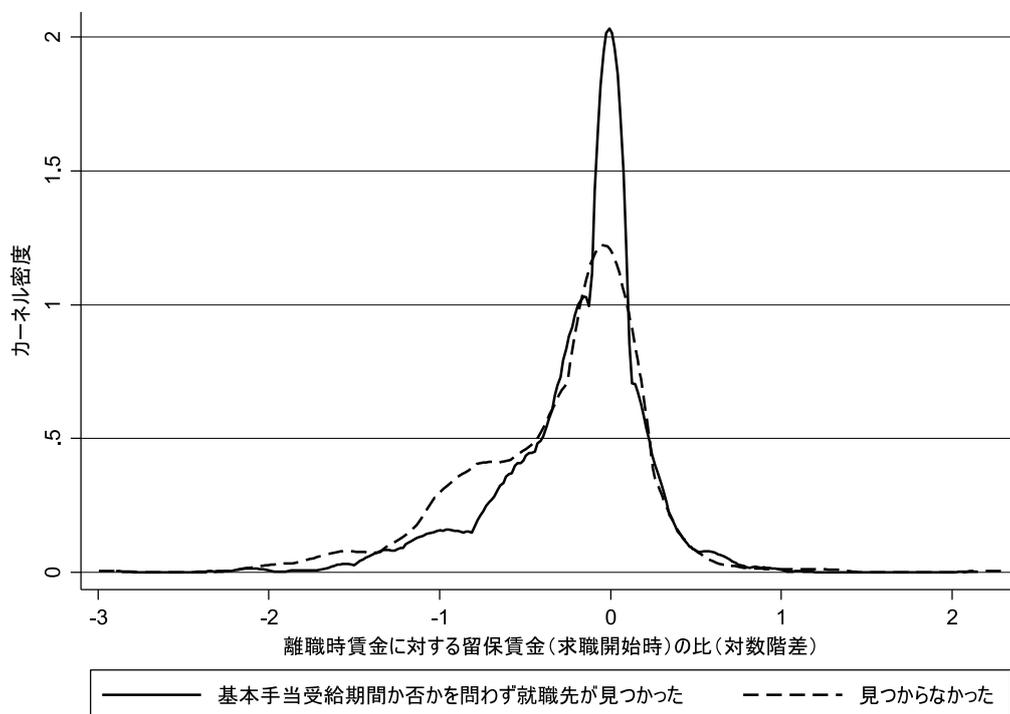
第8節 再就職先が見つかる確率

本節では、前節までで見たような留保賃金や他の希望する労働条件の変更が、再就職先が見つかる確率にどのような影響を与えるかを確認する。その前に、再就職先が見つかったか否かの別に留保賃金の分布に差があるかをカーネル密度関数の分布によって概観する。離職時の賃金に対する求職開始時の留保賃金の変化率（対数階差）を見ると、雇用保険の基本手当受給期間か否かを問わず、あるいは基本手当受給中に再就職先が見つかった場合の方が最頻値であるゼロ（離職時の賃金と求職開始時の留保賃金に差がない）の密度が高く、再就職先が見つからなかった場合の方がマイナス（離職時の賃金より求職開始時の留保賃金の方が低い）の密度が高くなっている（図表 4-8-1～4-8-2）。

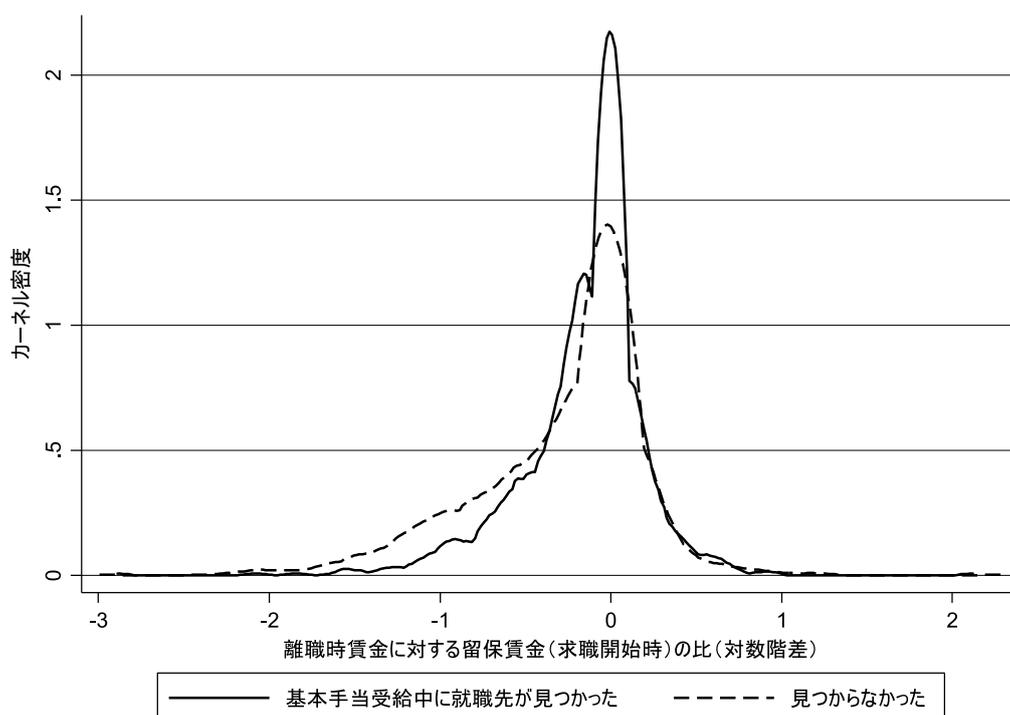
求職開始時から再就職・基本手当受給終了直前にかけての留保賃金の変化率（対数階差）については、基本手当受給期間か否かを問わず、あるいは基本手当受給中に再就職先が見つかった場合の方が最頻値であるゼロ（求職の過程で留保賃金に変化しない）の密度が高い（図表 4-8-3～4-8-4）。

求職期間別に再就職先が見つかった割合を示したものが、図表 4-8-5 である。求職期間が長くなるにつれ、基本手当受給期間か否かを問わず、あるいは基本手当受給中に再就職先が見つかる割合が低下する傾向がある。

図表 4-8-1 離職時賃金に対する留保賃金の変化率の分布
(再就職先が見つかったか否かの別)



図表 4-8-2 離職時賃金に対する留保賃金の変化率の分布
(基本手当受給中に再就職先が見つかったか否かの別)



図表 4-8-3 求職開始時から再就職・基本手当受給終了直前にかけての留保賃金
の変化率の分布（再就職先が見つかったか否かの別）

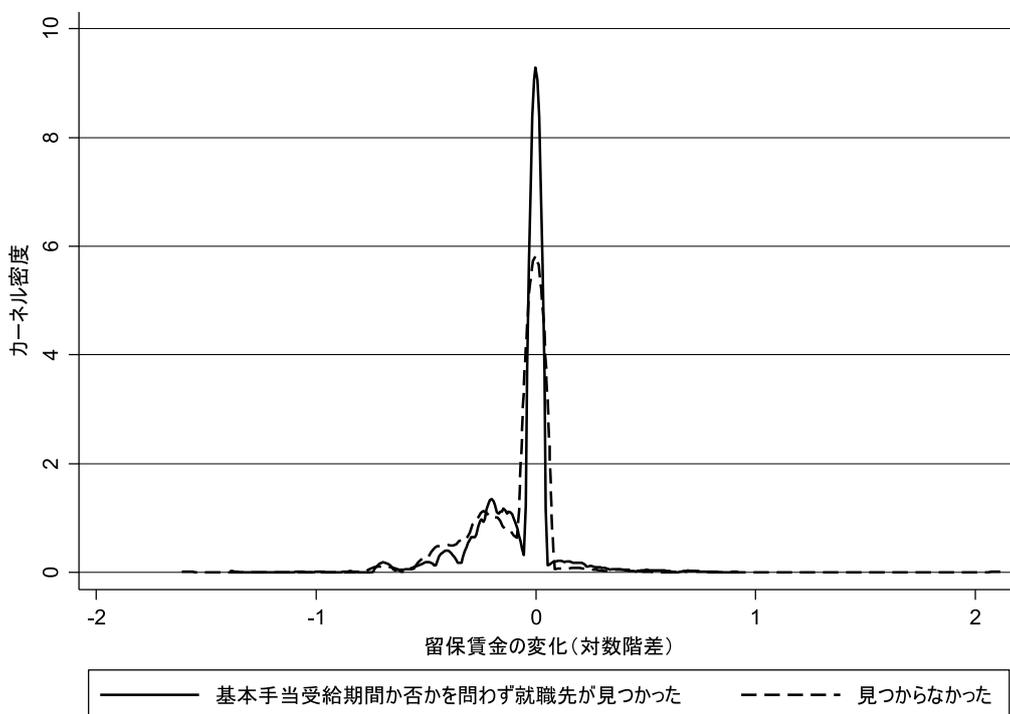
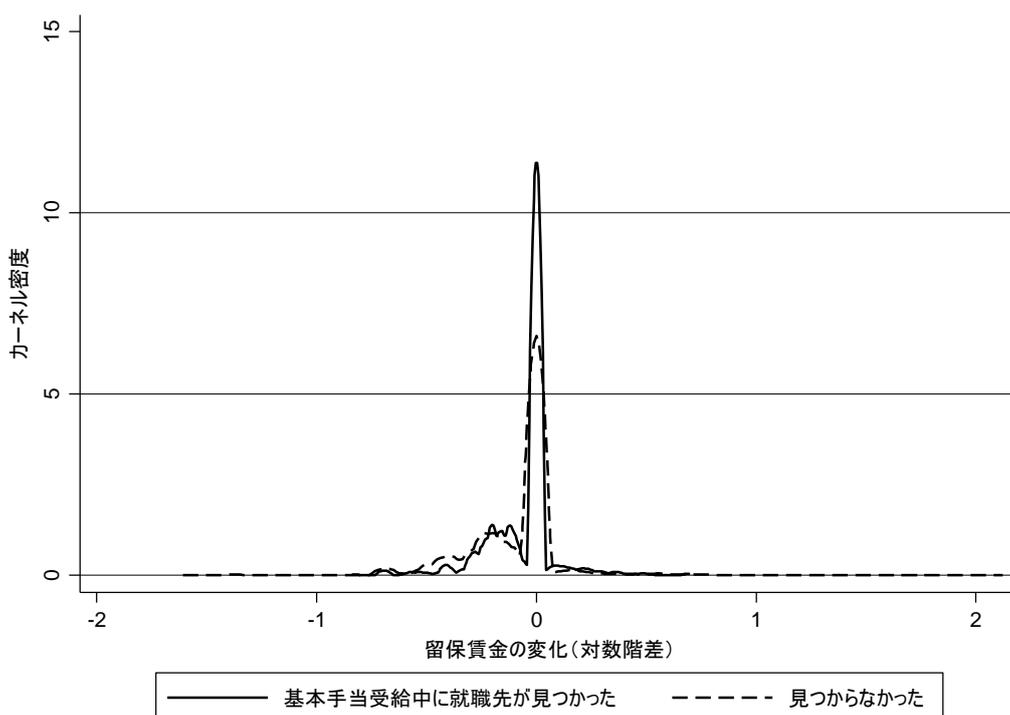


図 4-8-4 求職開始時から再就職・基本手当受給終了直前にかけての留保賃金の変化率の分布
(基本手当受給中に再就職先が見つかったか否かの別)



図表 4-8-5 求職期間別に見る再就職が見つかった割合 (%)

求職期間	再就職先 が見つかった	再就職先が 見つかった (基本手当 受給中)	無回答	N
3ヶ月未満	91.7	76.1	2.5	557
3ヶ月以上6ヶ月未満	78.1	55.3	0.6	620
6か月以上1年未満	68.3	24.1	0.2	609
1年以上2年未満	62.1	4.3	0.0	253
2年以上	41.5	0.0	1.9	53

注) 求職期間の設問が無回答の者を除く。

再就職先が見つかる確率の決定要因を確認するために、再就職先が見つかったか否かを被説明変数とし、求職期間（対数値）、回答者の属性、留保賃金を説明変数とする回帰モデルを操作変数プロビットモデル¹²で推定した結果が図表 4-8-6 である。求職期間は内生変数であることが疑われるため、基本手当日額（推計値、対数値）、1ヶ月当たりの応募書類を提出した企業数、および1ヶ月当たりの面接を受けた企業数を操作変数として内生性の検定を行った。その結果、求職期間は内生変数と判断されたため、操作変数プロビットモデルによる推定結果を採用している。図表 4-8-6 の左欄には求職開始時の留保賃金（対数値）を説明変数とした場合の結果を、右欄には代わりに留保賃金の変化（対数階差）を説明変数とした場合の結果をそれぞれ示している。また、それぞれに雇用保険の基本手当受給期間か否かを問わず再就職先が見つかった否かを被説明変数とする場合と基本手当受給中に再就職先が見つかった否かを被説明変数とする場合の結果を示している。留保賃金の説明変数の違い、再就職先が見つかったのが基本手当受給期間か否かを問わず、求職期間、3年前の年齢の2乗は再就職先が見つかる確率に対して統計的に有意にマイナスの影響を与え、3年前の年齢は有意にプラスの影響を与える。求職開始時の留保賃金は基本手当受給中に再就職先が見つかる確率に有意にプラスの影響を与え、留保賃金の変化は基本手当受給期間を問わず再就職先が見つかる確率に有意にマイナスの影響を与える¹³。その他、基本手当受給中に再就職先が見つかる確率は、離職時の業種や女性であることの影響を受ける。以上より、求職期間の長期化や留保賃金を上昇させることは再就職先が見つかる確率を下げ、基本手当受給中では求職開始時の留保賃金の水準が高いと再就職先が見つかる確率が上がることがわかる。

¹² Neweyの2段階推定法による。

¹³ 再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金は内生変数である疑いが強いいため本文中では触れていないが、図表 4-8-6 の左欄の説明変数のうち、求職開始時の留保賃金の代わりに再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金を使用する操作変数プロビットモデルの推定も行った。その結果、雇用保険の基本手当受給期間か否かを問わず再就職先が見つかった否かを被説明変数とする場合では、留保賃金のパラメータは統計的に有意ではなかった。基本手当受給中に再就職先が見つかった否かを被説明変数とする場合では、留保賃金のパラメータは0.34146、その標準偏差は0.09669であり、有意水準1%で有意であった。

なお、求職期間を再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金の操作変数として用いる操作変数プロビットモデルを検討したが、2段階の再就職先が見つかるか否かを被説明変数とする回帰モデルのフィットが著しく悪くなった。より適当な回帰モデルの作成は、他の操作変数の模索とともに今後の課題としたい。

図表 4-8-6 再就職先が見つかる確率の決定要因に関する推定結果
(操作変数プロビット)

	2段目 再就職先 が見つかった	2段目 再就職先が 見つかった (基本手当 受給期間中)	1段目 求職期間 (対数)	2段目 再就職先 が見つかった	2段目 再就職先が 見つかった (基本手当 受給期間中)	1段目 求職期間 (対数)
求職期間(対数)	-2.43369 (0.25722)***	-1.30387 (0.11940)***		-2.49572 (0.27788)***	-1.27320 (0.12632)***	
年齢(3年前)	0.17448 (0.04021)***	0.08234 (0.02610)***	0.02316 (0.01322)*	0.16703 (0.04042)***	0.09723 (0.02602)***	0.02131 (0.01320)
年齢(3年前)の2乗	-0.00207 (0.00046)***	-0.00103 (0.00030)***	-0.00021 (0.00015)	-0.00200 (0.00046)***	-0.00123 (0.00030)***	-0.00019 (0.00015)
女性	-0.23362 (0.15309)	-0.11499 (0.09902)	-0.10215 (0.05065)**	-0.24200 (0.14836)	-0.21816 (0.09507)**	-0.10775 (0.04963)**
中学・高校卒 (基準は大学卒)	0.12687 (0.14497)	0.07042 (0.09589)	-0.00699 (0.04894)	0.11267 (0.14848)	-0.02038 (0.09729)	0.00809 (0.04967)
専修学校・高専・短大卒	0.02731 (0.15908)	0.01319 (0.10318)	-0.03980 (0.05233)	0.03229 (0.16296)	-0.01173 (0.10460)	-0.03199 (0.05294)
大学院卒	0.31102 (0.49075)	0.10358 (0.32152)	0.03935 (0.16220)	0.36581 (0.49300)	0.20849 (0.31936)	0.05350 (0.16036)
同居人あり	-0.25914 (0.17644)	-0.04242 (0.11480)	-0.11563 (0.05807)**	-0.24648 (0.18339)	-0.06144 (0.11858)	-0.10375 (0.05960)*
離職時勤続年数	0.00310 (0.00699)	-0.00649 (0.00476)	0.00351 (0.00242)	0.00019 (0.00712)	-0.00703 (0.00486)	0.00190 (0.00245)
離職時企業規模(100~999人) (基準は1000人以上)	-0.03799 (0.15354)	0.04744 (0.10215)	-0.03382 (0.05205)	0.03779 (0.15776)	0.04143 (0.10377)	-0.01651 (0.05275)
離職時企業規模(1~99人)	-0.00652 (0.15662)	0.13422 (0.10378)	-0.03162 (0.05283)	0.03232 (0.16023)	0.12867 (0.10525)	-0.01808 (0.05329)
離職時企業規模(官公営)	-0.09481 (0.27223)	-0.01503 (0.18429)	-0.11833 (0.09224)	-0.08627 (0.27758)	-0.05020 (0.18825)	-0.10892 (0.09303)
離職時正社員	-0.05979 (0.16046)	0.03921 (0.10417)	-0.04028 (0.05616)	-0.08478 (0.16527)	0.06024 (0.10660)	-0.05814 (0.05720)
離職時管理的な仕事 (基準は事務的な仕事)	-0.17276 (0.26137)	0.09477 (0.17541)	-0.17813 (0.08764)**	-0.13685 (0.26873)	0.21412 (0.17789)	-0.17493 (0.08925)*
離職時専門・技術的な仕事	0.00233 (0.17622)	-0.06132 (0.11544)	-0.11726 (0.05852)**	0.10854 (0.17888)	0.02023 (0.11637)	-0.07949 (0.05917)
離職時その他の職業	-0.11031 (0.14567)	0.09759 (0.09443)	-0.10008 (0.04804)**	-0.03869 (0.14891)	0.10677 (0.09627)	-0.07117 (0.04884)
離職時情報処理業 (基準は製造業)	0.35420 (0.27999)	-0.18962 (0.19161)	0.22482 (0.09490)**	0.40961 (0.28517)	-0.12133 (0.19324)	0.21454 (0.09468)**
離職時医療・福祉	-0.24051 (0.20520)	-0.24328 (0.13354)*	-0.09675 (0.06755)	-0.31255 (0.21340)	-0.29446 (0.13714)**	-0.11274 (0.06936)
離職時その他の産業	0.11806 (0.13809)	-0.17438 (0.09159)*	0.01891 (0.04638)	0.10250 (0.14213)	-0.19977 (0.09363)**	0.01438 (0.04719)
離職時雇用期間の定めなし	0.24431 (0.13120)*	0.03457 (0.08610)	0.08099 (0.04372)*	0.23254 (0.13554)*	0.05103 (0.08802)	0.08426 (0.04449)*
離職時フルタイム勤務	-0.11092 (0.19009)	-0.08699 (0.12807)	-0.06315 (0.07243)	-0.11775 (0.18927)	0.02065 (0.12618)	-0.06880 (0.07328)
転職経験あり	0.10770 (0.13325)	0.05896 (0.08960)	0.01190 (0.04540)	0.05396 (0.13721)	0.10336 (0.09148)	-0.01477 (0.04609)
求職開始時留保賃金(対数)	0.11022 (0.13626)	0.42153 (0.09484)***	0.02536 (0.05164)			
留保賃金の変化(対数階差)				-1.50130 (0.33714)***	-0.30760 (0.21911)	-0.57664 (0.09837)***
基本手当日額(対数、推計値)			-0.00202 (0.10574)			0.03006 (0.09843)
1ヶ月当たり応募書類提出企業数			0.03679 (0.00876)***			0.03344 (0.00867)***
1ヶ月当たり面接を受けた企業数			-0.48392 (0.02603)***			-0.45479 (0.02616)***
定数項	1.22245 (0.93331)	-0.71554 (0.59582)	1.35806 (0.83085)	1.70232 (0.93789)	0.09920 (0.58735)	1.16319 (0.80949)
Number of Obs	1,677	1,677	1,677	1,578	1,578	1,578
R-squared			0.2296			0.2382
Wald chi2	147.72 ***	236.61 ***		133.86 ***	205.95 ***	
F値(test of weak instruments)			20.98 ***			20.73 ***
Wald test of exogeneity: chi2	72.82 ***	8.13 ***		65.66 ***	7.18 ***	
Test of overidentifying restrictions: Amemiya-Lee-Newey minimum chi2	4.193	2.013		4.406	2.896	

注) 括弧内は、標準誤差。***、**および*はそれぞれ有意水準 1%、5%および10%で統計的に有意であることを示す。

図表 4-8-7 は、図表 4-8-6 の回帰モデルの説明変数から求職開始時の留保賃金および留保賃金の変化を除き、労働条件の項目ごとに希望する条件を自分の都合もしくは現実を踏まえて仕方なく変更した場合に 1 をとるダミー変数（基準は労働条件の項目ごとに希望する条件を変更しなかった）を追加した後、操作変数プロビットモデルで推定した結果である。

図表 4-8-7 再就職先が見つかる確率の決定要因に関する推定結果
(操作変数プロビット、その2)

	2段目 再就職先 が見つかった	2段目 再就職先が 見つかった (基本手当 受給期間中)	1段目 求職期間 (対数)
求職期間(対数)	-2.1981 (0.2688)***	-1.3052 (0.1302)***	
年齢(3年前)	0.1906 (0.0399)***	0.0923 (0.0279)***	0.0233 (0.0137)*
年齢(3年前)の2乗	-0.0024 (0.0005)***	-0.0011 (0.0003)***	-0.0003 (0.0002)
女性	-0.3142 (0.1507)**	-0.2673 (0.1036)**	-0.1362 (0.0515)***
中学・高校卒 (基準は大学卒)	0.0678 (0.1450)	-0.1007 (0.1027)	-0.0164 (0.0509)
専修学校・高専・短大卒	-0.0482 (0.1586)	-0.1365 (0.1088)	-0.0599 (0.0537)
大学院卒	0.2760 (0.4613)	0.1196 (0.3176)	-0.0084 (0.1572)
同居人あり	-0.1710 (0.1793)	-0.0153 (0.1239)	-0.1352 (0.0606)**
離職時勤続年数	-0.0008 (0.0072)	-0.0109 (0.0054)**	0.0026 (0.0026)
離職時企業規模(100~999人) (基準は1000人以上)	-0.0189 (0.1544)	0.0718 (0.1104)	-0.0357 (0.0546)
離職時企業規模(1~99人)	0.0361 (0.1573)	0.2160 (0.1118)*	-0.0162 (0.0549)
離職時企業規模(官公営)	0.0448 (0.2789)	0.1641 (0.2008)	-0.1040 (0.0980)
離職時正社員	-0.0980 (0.1684)	0.0918 (0.1162)	-0.1160 (0.0601)*
離職時管理的な仕事 (基準は事務的な仕事)	-0.1421 (0.2649)	0.1564 (0.1917)	-0.2071 (0.0927)**
離職時専門・技術的な仕事	0.1919 (0.1751)	0.0430 (0.1232)	-0.0853 (0.0609)
離職時その他の職業	-0.1466 (0.1493)	0.0922 (0.1036)	-0.1188 (0.0507)**
離職時情報処理業 (基準は製造業)	0.2521 (0.2709)	-0.2382 (0.2016)	0.2429 (0.0959)**
離職時医療・福祉	-0.3194 (0.2079)	-0.2854 (0.1468)*	-0.1015 (0.0712)
離職時その他の産業	0.1184 (0.1399)	-0.1938 (0.0996)*	-0.0034 (0.0487)
離職時雇用期間の定めなし	0.2583 (0.1368)*	0.0316 (0.0957)	0.1128 (0.0467)**
離職時フルタイム勤務	-0.0612 (0.1966)	-0.0201 (0.1437)	-0.0860 (0.0796)
転職経験あり	-0.0719 (0.1348)	0.0521 (0.0978)	-0.0358 (0.0478)

希望する労働条件の変更ダミー変数のパラメータを見ると、現実を踏まえて仕方なく希望する給与および業種の条件を変更すると雇用保険の基本手当の受給期間か否かを問わず再就職先が見つかる確率を有意に高め、希望するフルタイムで就業する条件を変更すると再就職先が見つかる確率を有意に下げる。また、自分の都合で希望する業種の条件を変更すると基本手当の受給中に再就職先が見つかる確率が高くなり、自分の都合および現実を踏まえて仕

方なく希望するフルタイムで就業する条件を変更すると再就職が見つかる確率が低くなる。フルタイムで就業する条件の変更が再就職先の見つかる確率を低くする理由の解明は、今後の課題としたい。

図表 4-8-7 再就職先が見つかる確率の決定要因に関する推定結果
(操作変数プロビット、その2) (続)

	2段目 再就職先 が見つかった	2段目 再就職先が 見つかった (基本手当 支給期間中)	1段目 求職期間 (対数)	
自分の都合	希望する給与を変えた	0.0270 (0.2229)	-0.2013 (0.1622)	0.1559 (0.0794)*
	希望する正社員で採用を変えた	0.1721 (0.2601)	0.0208 (0.1775)	-0.1206 (0.0870)
	希望するフルタイムで就業を変えた	-0.1770 (0.2636)	-0.4534 (0.1896)**	0.0945 (0.0909)
	希望する週末に休みが取れることを変えた	0.0478 (0.2174)	0.1269 (0.1538)	-0.0079 (0.0756)
	希望する所定労働時間の長さを変えた	0.1334 (0.2296)	-0.0334 (0.1693)	0.1054 (0.0816)
	希望する企業規模を変えた	0.1125 (0.2233)	0.0301 (0.1590)	0.0710 (0.0785)
	希望する職種を変えた	-0.0263 (0.3421)	-0.2657 (0.2332)	0.0827 (0.1189)
	希望する業種を変えた	0.2706 (0.3359)	0.4405 (0.2215)**	0.1122 (0.1151)
	希望する仕事の内容を変えた	0.0759 (0.3074)	0.1629 (0.2144)	-0.1028 (0.1078)
	現実を踏まえて仕方なく	希望する給与を変えた	0.5498 (0.1492)***	0.1105 (0.0984)
希望する正社員で採用を変えた		0.2577 (0.1743)	0.1346 (0.1117)	-0.1145 (0.0556)**
希望するフルタイムで就業を変えた		-0.5288 (0.2168)**	-0.4800 (0.1538)***	0.2422 (0.0706)***
希望する週末に休みが取れることを変えた		0.1033 (0.1746)	0.1434 (0.1163)	-0.1084 (0.0564)*
希望する所定労働時間の長さを変えた		0.3125 (0.1808)*	0.0610 (0.1239)	0.0637 (0.0607)
希望する企業規模を変えた		-0.0449 (0.1720)	0.1738 (0.1187)	0.1027 (0.0572)*
希望する職種を変えた		-0.5078 (0.3052)*	-0.3898 (0.2088)*	-0.0657 (0.1021)
希望する業種を変えた		0.6581 (0.2846)**	0.0401 (0.1963)	0.2032 (0.0946)**
希望する仕事の内容を変えた		0.1266 (0.2662)	0.1862 (0.1793)	-0.0279 (0.0896)
基本手当日額(対数、推計値)				0.0763 (0.1022)
1ヶ月当たり応募書類提出企業数			0.0302 (0.0088)**	
1ヶ月当たり面接を受けた企業数			-0.4572 (0.0267)***	
定数項	0.6863 (0.9080)	0.2207 (0.6202)	0.8433 (0.8386)	
Number of Obs	1,498	1,498	1,498	
R-squared			0.2604	
Wald chi2	172.86 ***	261.48 ***		
F値(test of weak instruments)			13.55 ***	
Wald test of exogeneity: chi2	48.36 ***	6.93 ***		
Test of overidentifying restrictions:				
Amemiya-Lee-Newey minimum chi2	3.599	3.281		

注) 括弧内は、標準誤差。***、**および*はそれぞれ有意水準1%、5%および10%で統計的に有意であることを示す。

最後に、離職時と再就職時の労働条件の変化別に再就職先が見つかった割合の傾向を確認する（図表4-8-8）。2016（平成28）年5月末現在に週20時間以上雇用労働している者に限られるが、離職時と再就職時で労働条件が同じか否かによって、雇用保険の基本手当受給中に再就職先が見つかった割合を比較すると、離職時あるいは求職中に希望していた就業形態、あるいはフルタイム勤務か否かという勤務形態が再就職時のそれらと異なる場合で割合が低くなっている。なお、企業規模、職種および業種の同一カテゴリ内での変更については、離職時と再就職時で変更なし、つまり同じとしている点に注意が必要である。

図表4-8-8 離職時と再就職時の労働条件の変化別に見る
再就職先が見つかった割合（%）

	再就職先 が見つかった	再就職先 が見つかった （基本手当 受給中）	無回答	N
離職時と比較した再就職時の賃金				
下がっていない	95.1	62.0	2.2	450
下がった	93.4	59.4	0.9	757
再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金と比較した再就職時の賃金				
下がっていない	95.3	62.0	1.2	656
下がった	93.7	56.4	1.0	415
離職時と比較した再就職時の企業規模				
同じ	91.6	57.3	2.4	417
異なる	94.6	61.1	1.4	803
離職時と比較した再就職時の就業形態				
同じ	94.5	64.6	1.8	703
異なる	92.8	53.9	1.5	542
求職中に主に希望していた就業形態と比較した再就職時の就業形態				
同じ	94.4	63.0	1.9	832
異なる	92.8	52.4	1.1	361
離職時と比較した再就職時の職種				
同じ	93.7	60.5	2.1	716
異なる	94.0	59.0	0.6	517
離職時と比較した再就職時の業種				
同じ	92.9	58.8	2.2	594
異なる	95.2	60.9	0.5	627
離職時と比較した再就職時の雇用期間（定めの有無）				
同じ	94.3	60.4	1.8	824
異なる	93.1	60.1	0.5	404
離職時と比較した再就職時の勤務形態（フルタイム勤務か否か）				
同じ	94.1	62.8	1.7	1001
異なる	92.9	49.4	0.4	239

注1）2016（平成28）年5月末現在に週20時間以上雇用労働している者に限る。

注2）企業規模、就業形態、職種、業種については、第3節のとおり本研究で作成したカテゴリではなく、調査票のオリジナルのカテゴリを用いて離職時と再就職時を比較している。

注3）比較している労働条件ごとに関連する設問が無回答の者を除く。

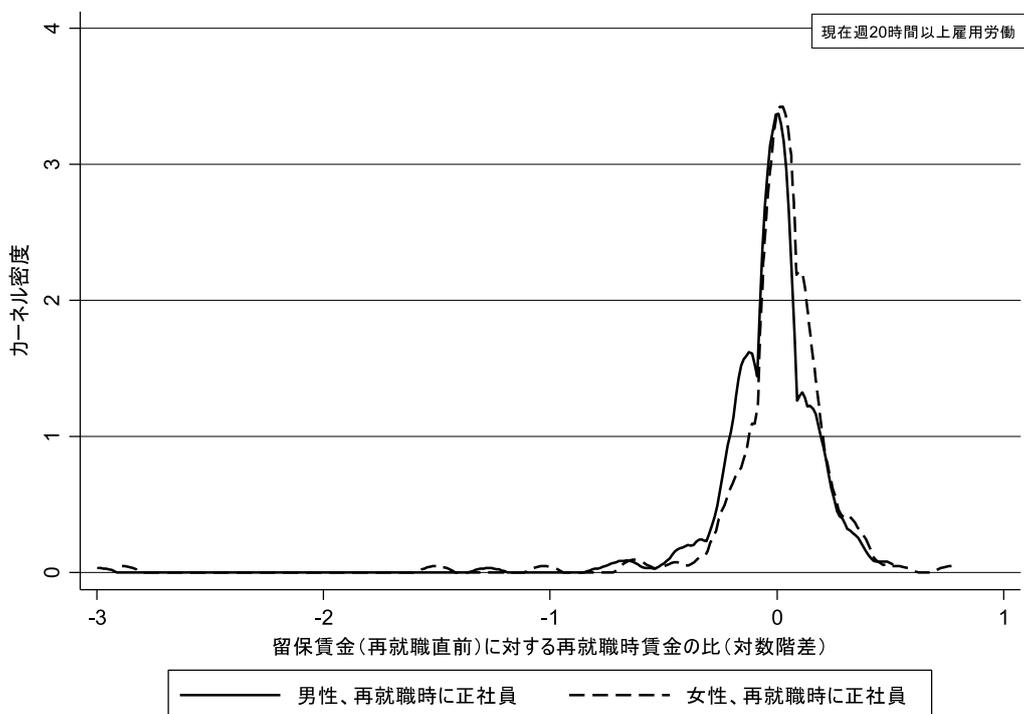
第9節 再就職時賃金の水準の決定

再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金と比べて再就職時の賃金の水準がどの程度にあるかを概観する。図表4-9-1～4-9-4は、再就職時の賃金と再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金の対数値の差（対数階差）、つまり再就職時の賃金が再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金より何%高いか（マイナスなら低いか）をカーネル密度関数の分布で示したものである。

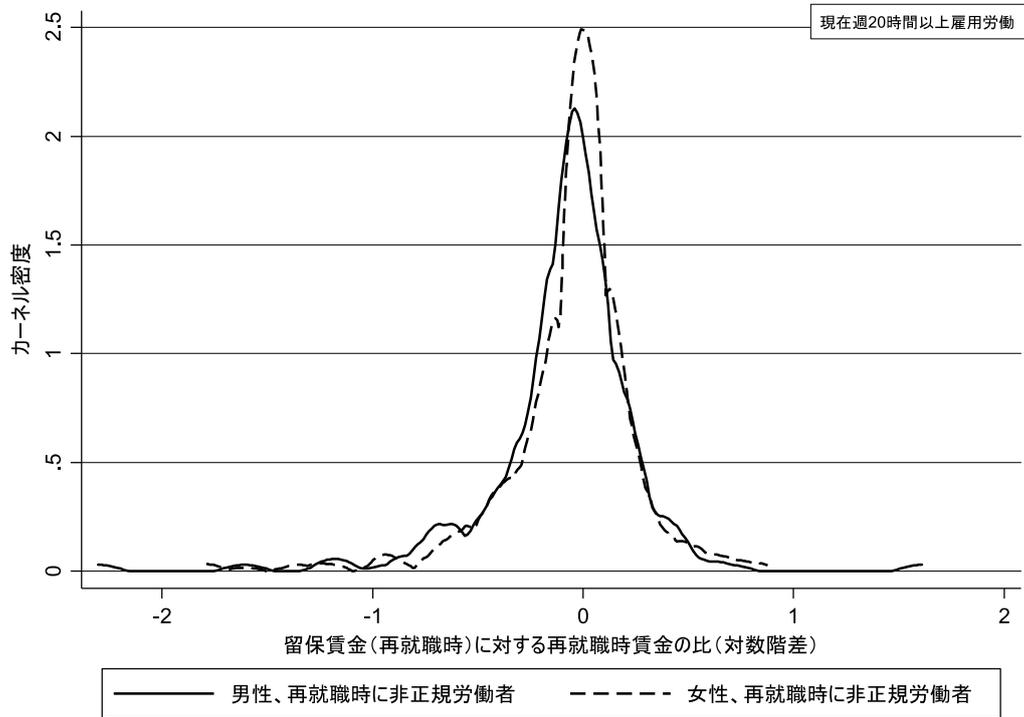
再就職時の就業形態が正社員の回答者について性別に比較すると、対数階差の最頻値であるゼロの密度は男女で同程度である（図表4-9-1）。また、男性の対数階差の方がゼロ以上の裾野が薄く、ゼロ以下の裾野が厚くなっており、再就職時の賃金が再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金の水準より低い場合の密度が高くなっている。再就職時の就業形態が非正規労働者の回答者について見ると、女性の方が対数階差の最頻値であるゼロの密度が高い（図表4-9-2）。

再就職時に正社員の回答者について転職経験の有無別に比較すると、転職経験がない回答者の対数階差の方がゼロの密度が高い（図表4-9-3）。一方、再就職時の就業形態が非正規労働者の回答者については、反対に転職経験がある回答者の対数階差がゼロである密度が高くなっている（図表4-9-4）。

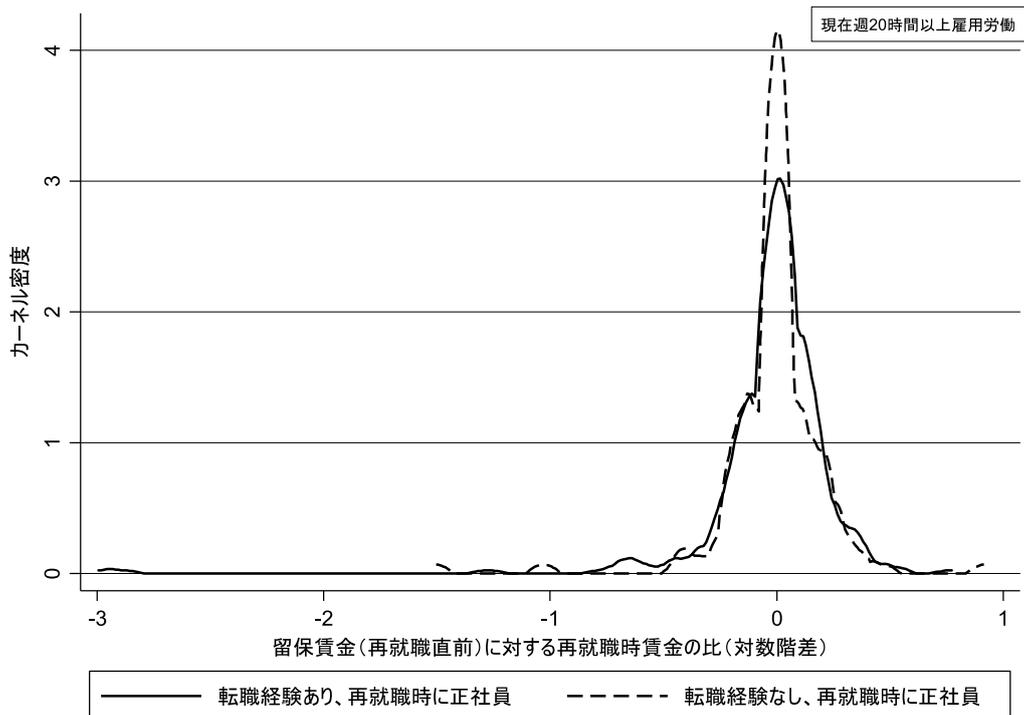
図表4-9-1 留保賃金に対する再就職時賃金の変化率の分布（性別、再就職時に正社員）



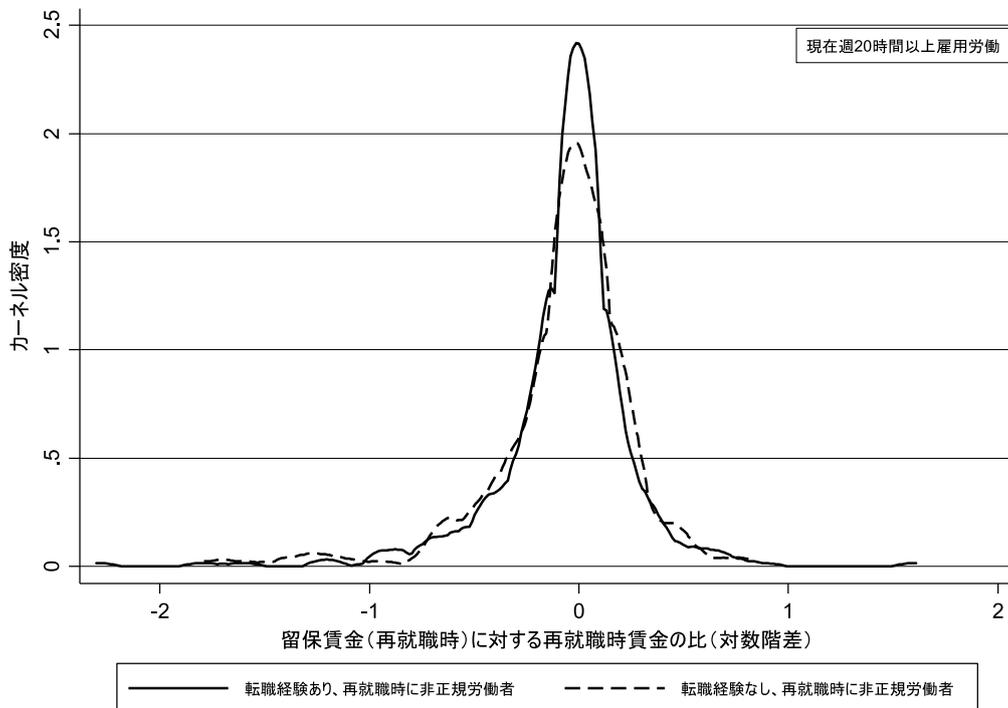
図表 4-9-2 留保賃金に対する再就職時賃金の変化率の分布
(性別、再就職時に非正規労働者)



図表 4-9-3 留保賃金に対する再就職時賃金の変化率の分布
(転職の有無別、再就職時に正社員)



図表 4-9-4 留保賃金に対する再就職時賃金の変化率の分布
(転職の有無別、再就職時に非正規労働者)



再就職時の賃金の水準（対数値）を被説明変数とし、求職期間（対数値）、再就職・基本手当受給直前の留保賃金（対数値）、および回答者の属性を説明変数とする回帰モデルを通常の最小二乗法で推定した結果が図表 4-9-5 である¹⁴。求職期間は内生変数であることが疑われるため、求職の密度を表す 1 ヶ月当たりの応募書類を提出した企業数、および 1 ヶ月当たりの面接を受けた企業数を操作変数として内生性の検定を行った。その結果、求職期間は内生変数ではないと判断されたため、通常の最小二乗法による推定結果を採用している。サンプル全体の結果を見ると、再就職時の年齢（推計値）、再就職時の就業形態が正社員であること、再就職時の職業が管理的および専門・技術的な仕事であること（事務的な仕事と

¹⁴ 再就職時の賃金は、2016（平成28）年 5 月末現在に週20時間以上雇用労働している者に対してのみ調査しているため、セレクション・バイアスが生じる可能性がある。そこで、2016（平成28）年 5 月末現在に週20時間以上雇用労働しているか否かを選択変数とし、求職期間（対数値）、再就職時の年齢（推計値）、その 2 乗、離職時の勤続年数、性別（女性ダミー）、学歴、同居人の有無、離職時の勤続年数、離職時の企業規模、離職時の就業形態（正社員ダミー）、離職時の職種、離職時の業種、離職時の雇用期間（定めなしダミー）、離職時の勤務形態（フルタイム勤務ダミー）、転職経験の有無、および再就職・基本手当受給直前の留保賃金（対数値）を説明変数とする 1 段目の推定を行う形でヘックマンの二段階推定を行った。その結果、逆ミルズ比のパラメータは 0.038（標準偏差 0.129）であり、有意水準 5% で（10% でも）統計的に有意ではなかったため、ここでは通常の最小二乗法の推定結果を報告している。

なお、求職期間を再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金の操作変数として用いる二段階最小二乗法による推定も検討したが、2 段目の再就職時賃金を被説明変数とする回帰モデルで再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金のパラメータは有意水準 5% で有意ではなかった。

比較して)、再就職時にフルタイム勤務であること、および再就職・基本手当受給直前の留保賃金が再就職時の賃金の水準に有意にプラスの影響を与える。一方、再就職時の年齢(推計値)の2乗の項、学歴が中学・高校卒であること(大学卒と比較して)、再就職時の企業規模が1~99人であること(1,000人以上と比較して)、および再就職時の職業がその他であること(事務的な仕事と比較して)は、それぞれ再就職時の賃金の水準に有意にマイナスの影響を与えている。なお、求職期間は再就職時の賃金の水準に有意に影響を与えない¹⁵。

図表 4-9-5 再就職時の賃金の決定要因に関する推定結果 (OLS)

再就職時の賃金(対数)		再就職時の賃金(対数)	
求職期間(対数)	0.00371 (0.01416)	再就職時情報処理業 (基準は製造業)	-0.00102 (0.05857)
年齢(再就職時、推計値)	0.01867 (0.00716)***	再就職時医療・福祉	-0.01816 (0.03054)
年齢(再就職時、推計値)の2乗	-0.00019 (0.00009)**	再就職時その他の産業	-0.01936 (0.02698)
女性	-0.04976 (0.03075)	再就職時雇用期間の定めなし	-0.00983 (0.01972)
中学・高校卒 (基準は大学卒)	-0.05554 (0.02470)**	再就職時フルタイム勤務	0.22916 (0.02900)***
専修学校・高専・短大卒	-0.03137 (0.02343)	転職経験あり	-0.00211 (0.02282)
大学院卒	-0.11054 (0.12506)	再就職直前留保賃金(対数)	0.64400 (0.04304)***
同居人あり	-0.02123 (0.02228)*	定数項	0.48113 (0.16043)***
前職勤続年数	0.00093 (0.00110)*	Number of Obs	993
再就職時企業規模(100~999人) (基準は1000人以上)	-0.04751 (0.03026)	R-squared	0.6590
再就職時企業規模(1~99人)	-0.07514 (0.02979)**	求職期間の内生性の検討	
再就職時企業規模(官公営)	-0.09316 (0.05318)*	操作変数	1ヶ月当たり応募書類提出企業数 1ヶ月当たり面接を受けた企業数
再就職時正社員	0.08173 (0.02647)***	弱操作変数のF検定	10.83 ***
再就職時管理的な仕事 (基準は事務的な仕事)	0.15491 (0.05024)***	Sarganの検定	0.0074
再就職時専門・技術的な仕事	0.05931 (0.02653)**	Wu-Hausmanの検定	0.9530
再就職時その他の職業	-0.08971 (0.02709)***		

注1) 2016(平成28)年5月末現在、週20時間以上雇用労働している者に限る。

注2) 括弧内は、頑健な標準誤差。***、**および*はそれぞれ有意水準1%、5%および10%で統計的に有意であることを示す。

¹⁵ 求職期間の内生性を検討する際に行った求職期間(対数値)を被説明変数とする1段目の推定において、再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金(対数値)のパラメータは-0.15093、標準偏差は0.08393であり、有意水準10%で有意であった。

第10節 おわりに

本研究では、「雇用保険受給資格取得者実態調査」のマイクロデータを使用し、留保賃金およびその変化の決定要因、留保賃金と求職期間の関係、留保賃金をはじめとする労働条件の変化が再就職先の見つかる確率や再就職時の賃金に与える影響を確認してきた。以下に、本研究で確認されたことを整理する。

離職時の賃金と求職開始時の留保賃金の分布を比較すると、最頻値は同程度の水準である。ただし、求職開始時の留保賃金が離職時の賃金よりも低い密度も相対的に高い。求職開始時の留保賃金の水準は、年齢、転職経験といった回答者の属性に加え、雇用期間（定めがない）、勤務形態（フルタイム）、および賃金といった離職時の雇用状態にプラスの影響を受ける。また、性別（女性）、離職時の勤続年数および就業形態（正社員）にマイナスの影響を受ける他、離職時に雇用されていた企業規模、職種、業種、および離職理由の影響を受ける。

求職開始時と再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金の分布を比較すると、最頻値は同程度の水準である。ただし、再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金が求職開始時のそれよりも低い密度も相対的に高い。求職期間が長くなると、再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金が求職開始時のそれよりも低くなる、つまり留保賃金が低下する。

再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金の水準は、求職期間が長いと低くなり、求職開始時の留保賃金が高いと高くなる。留保賃金を変化させる者ほど留保賃金以外の労働条件を変更する傾向がある。また、求職期間が長くなると、留保賃金以外の労働条件も変更する割合が高い。

再就職先が見つかる確率は、年齢が高いと上昇し、求職期間が長いと低下する。求職開始時の留保賃金が高いと、基本手当受給中に再就職先が見つかる確率が上昇する。また、求職の過程で留保賃金を上昇させると、基本手当の受給期間か否かを問わず再就職先が見つかる確率が低下する。現実を踏まえて仕方なく希望する給与および業種の条件を変えると、基本手当の受給期間か否かを問わず再就職先が見つかる確率が上昇する。現実を踏まえて仕方なく希望するフルタイムで就業という条件を変えると、基本手当の受給期間か否かを問わず再就職先が見つかる確率が低下する。自分の都合で希望する業種の条件を変えると、基本手当の受給中に再就職先が見つかる確率が上昇する。一方、自分の都合か現実を踏まえて仕方なくかを問わず希望するフルタイムで就業という条件を変えると、基本手当の受給中に再就職先が見つかる確率が低下する。フルタイムで就業という条件の変化の影響については、さらなる検証が必要であると思われる。

再就職・基本手当受給終了直前の留保賃金と再就職時の賃金の分布を比較すると、最頻値は同程度の水準である。再就職時の賃金の水準は、年齢（+、符号は影響の方向）という回答者の属性に加え、雇用される企業規模、就業形態（正社員は+）、職種、勤務形態（フルタイムは+）といった再就職時の雇用状態、そして再就職直前・基本手当受給終了直前の留

保賃金 (+) の影響を受ける。ただし、求職期間の影響を受けない。

ここで転職経験の有無に注目すると、転職経験の有る回答者は求職開始時の留保賃金が高いものの、求職の過程で留保賃金を下げる。また、留保賃金を低下させると再就職先の見つかる確率は高くなる。本研究では検証することはできないが、転職経験の有る者は、その経験を踏まえて留保賃金を柔軟に変化させることによって、再就職先の見つかる確率を高めている可能性がある。先に見たように希望する給与や業種といった労働条件の変更が再就職先の見つかる確率を高めていることから、求職者が希望する労働条件について柔軟な考えをもつことは再就職の実現に寄与しうる。

最後に、本研究に残された留保条件について述べる。「雇用保険受給資格取得者実態調査」は単年の調査であるため、時点による回答者の属性の変化を正確に捉えることができない。また、パネルデータになっていないため、観測されない回答者の属性を制御した分析を行うことができない。そして、留保賃金を回顧する調査方法であるため、本来は調査時点の留保賃金を調査する方が正確であろう。

「雇用保険受給資格取得者実態調査」の調査対象は、雇用保険の基本手当の受給資格が認定された者であるため、本研究で見た求職の過程は失業者の一部によるものである。離職時の雇用労働が週20時間未満であるなどの理由により、失業しても基本手当の受給資格が認定されない者は含まれない。また、非労働力人口に含まれている者や就業しながら求職活動を行う者の求職の過程は対象となっていない。そのため、求職の過程の全体像をつかむには、対象とする失業者の範囲を拡大するだけでなく、失業を経由せずに求職・転職する非労働力人口や就業者も対象とする調査が必要である。

「雇用保険受給資格取得者実態調査」の調査項目には、求職者が求人企業と出会う確率に影響を与えると考えられる失業率、有効求人倍率といった雇用情勢を示す指標が含まれていない。調査対象者が求職活動を行ったのはほぼ同じ時期であり、この期間に雇用関連指標が大きく変動することはなかった。そのため、時系列での違いではなく、横断面での違いを考慮すべきであるが、居住地域が調査されていないため、先行研究で留保賃金に影響を与えることが示されている地域による雇用情勢の違いを制御することはできない。

本研究は、労働移動の過程を求職者側から見たものであり、労働力需給のマッチング過程を捉えるには求人側の企業の行動も観察する必要があるだろう。こうした留保条件については、今後の課題としたい。

参考文献

Addison, J. T., Centeno, M. and Portugal, P. (2008) “Unemployment Benefits and Reservation Wages: Key Elasticities from a Stripped-Down Job Search Approach,” *Economica*, No.77, pp.46-59.

Brown, S. and Taylor, K. (2011) “Reservation Wages, Market Wages and Unemployment:

- Analysis of Individual Level Panel Data,” *Economic Modelling*, Vol.28, Iss.3, pp.1317-1327.
- (2013) “Reservation Wages, Expected Wages and Unemployment,” *Economic Letters*, No.119, pp.276-279.
- Falk, A., Fehr, E. and Zehnder, C. (2006) “Fairness Perceptions and Reservation Wages – The Behavioral Effects of Minimum Wage Laws,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.121, No.4, pp.1347-1381.
- Feldstein, M. and Poterba, J. (1984) “Unemployment Insurance and Reservation Wage,” *Journal of Public Economics*, Vol.23, No.1-2, pp.141-167.
- Hogan, V. (2004) “Wage Aspiration and Unemployment Persistence,” *Journal of Monetary Economics*, No.51, pp.1623-1643.
- Jones, S. R. G. (1988) “The Relationship between Unemployment Spells and Reservation Wages as a Test of Search Theory,” *Quarterly Journal of Economics*, No.103, No.4, pp.741-765.
- Kasper, H. (1967) “The Asking Price of Labor and the Duration of Unemployment,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.49, No.2, pp.165-172.
- Kiefer, N. M. and Neumann, G. R. (1979) “An Empirical Job-Search Model, with a Test of the Constant Reservation-Wage Hypothesis,” *Journal of Political Economy*, Vol.87, Iss.1, pp.89-107.
- (1981) “Individual Effects in a Non-linear Model: Explicit Treatment of Heterogeneity in the Empirical Job Search Model,” *Econometrica*, No.49, pp.965-979.
- Krueger, A. B. and Mueller, A. I. (2011) “Job Search and Job Finding in a Period of Mass Unemployment: Evidence from High-Frequency Longitudinal Data,” Princeton University, Department of Economics, Center for Economic Policy Studies Working Paper, No.215.
- (2016) “A Contribution to the Empirics of Reservation Wages,” *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol.8, No.1, pp.142-179.
- Lammers, M. (2015) “The Effects of Savings on Reservation Wages and Search Effort,” *Labour Economics*, Vol.27, pp.83-98.
- Lancaster, T. (1985) “Simultaneous Equations Models in Applied Search Theory,” *Journal of Econometrics*, No.28, pp.113-126.
- Lancaster, T. and Chesher, A. (1983) “An Econometric Analysis of Reservation Wages,” *Econometrica*, Vol.51, No.6, pp.1661-1676.
- Mortensen, D. T. (1970) “Job Search, the Duration of Unemployment, and the Phillips Curve,” *American Economic Review*, Vol.60, No.5, pp.847-862.
- Narendranathan W. and Nickell S. (1985) “Modelling the Process of Job Search,” *Journal of*

Econometrics, No.28, pp.29-49.

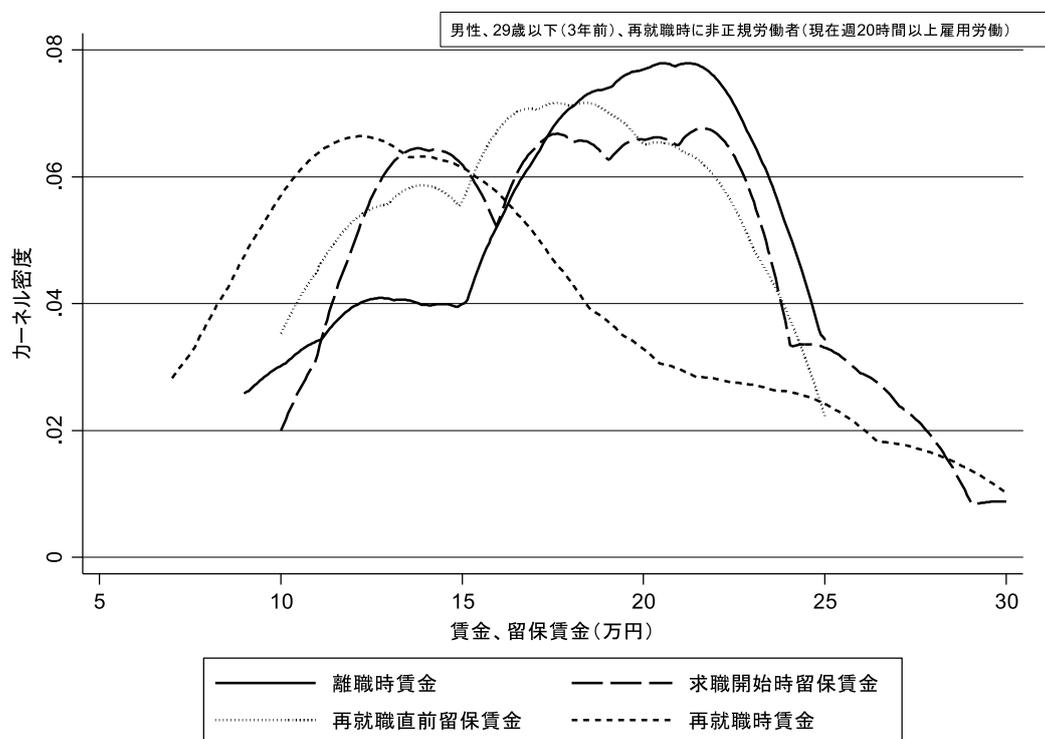
Stephenson, S. P., Jr. (1976) "The Economics of Youth Job Search Behavior," *Review of Economics and Statistics*, Vol.58, Iss.1, pp.104-111.

阿部正浩 (2016) 「転職者の希望年収はどう決まるのか」 Works Discussion Paper Series No.8, リクルートワークス研究所。

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 Discussion Paper Series 13-J-005, 経済産業研究所。

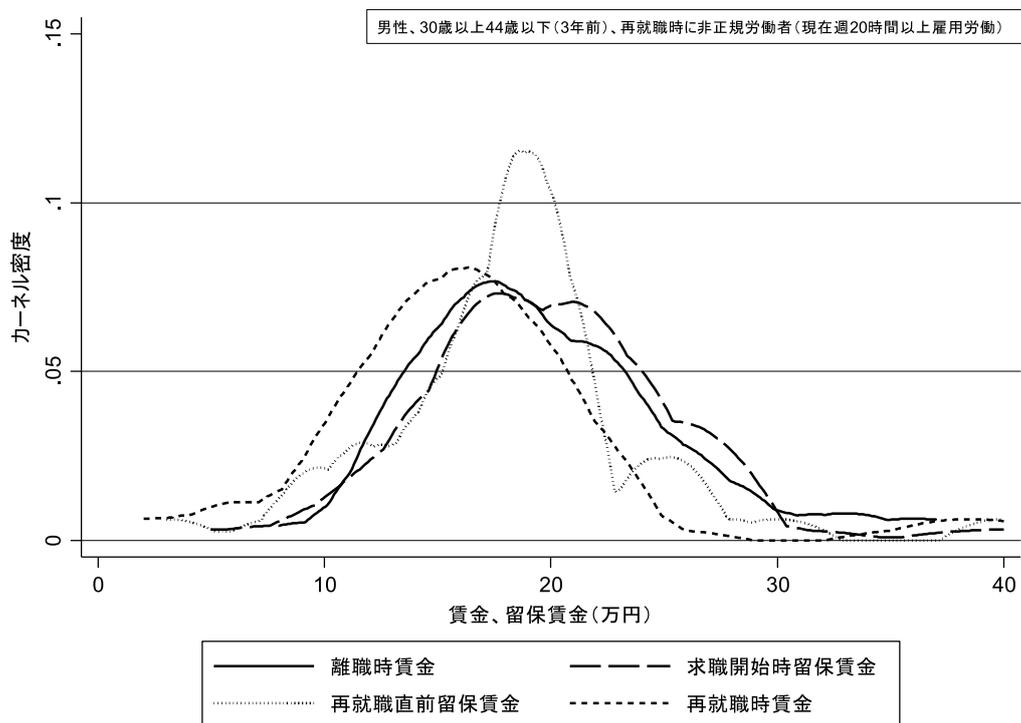
付図

付図 4-1 賃金、留保賃金の推移 (男性、29歳以下 (3年前)、再就職時に非正規労働者)



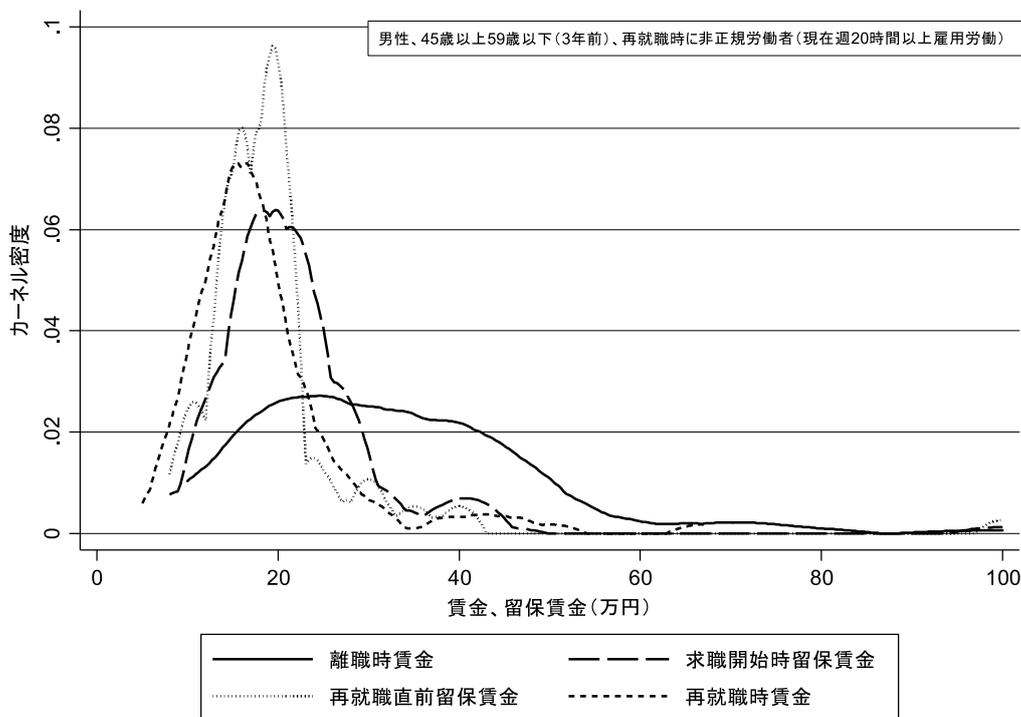
注) 「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

付図 4-2 賃金、留保賃金の推移（男性、30～44歳（3年前）、再就職時に非正規労働者）



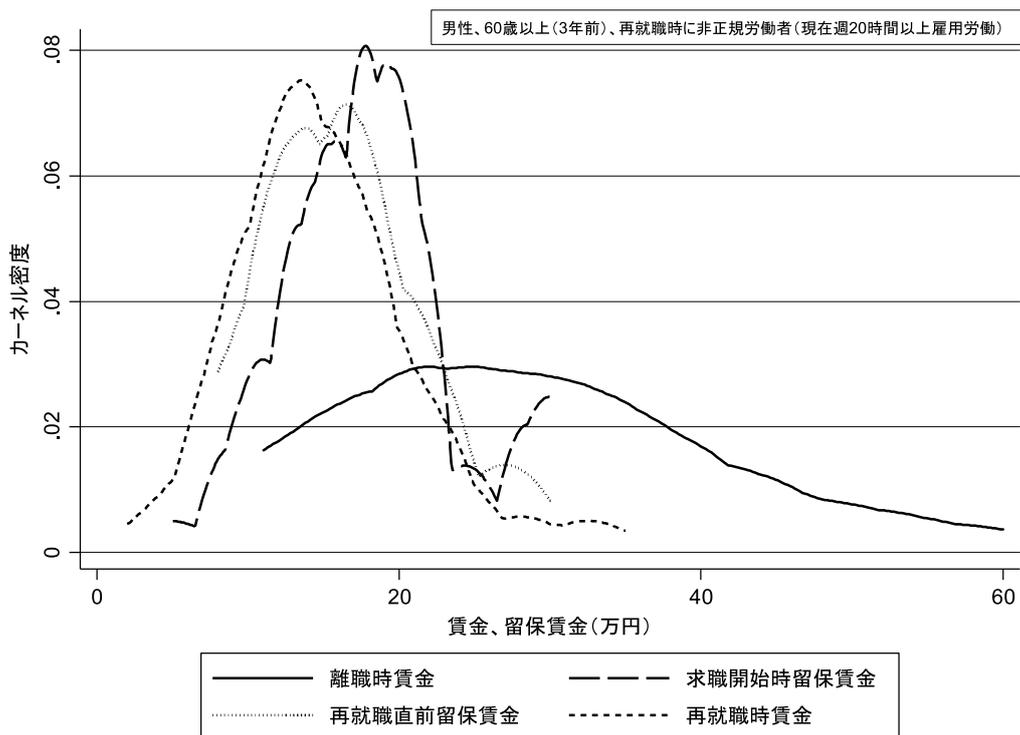
注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

付図 4-3 賃金、留保賃金の推移（男性、45～59歳（3年前）、再就職時に非正規労働者）



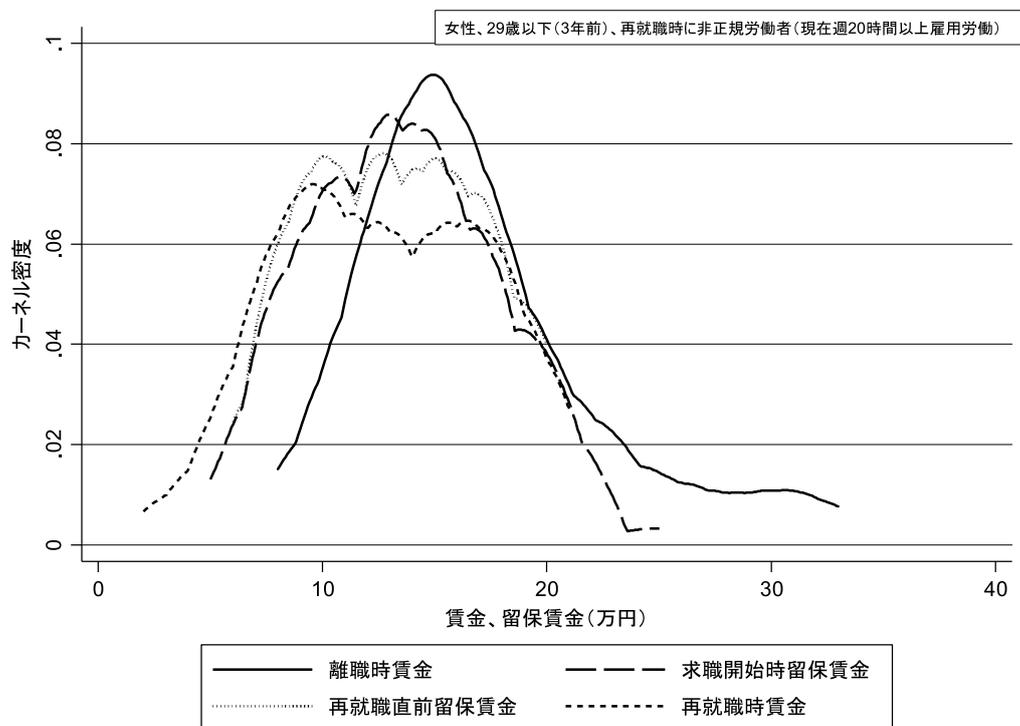
注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

付図 4-4 賃金、留保賃金の推移（男性、60歳以上（3年前）、再就職時に非正規労働者）



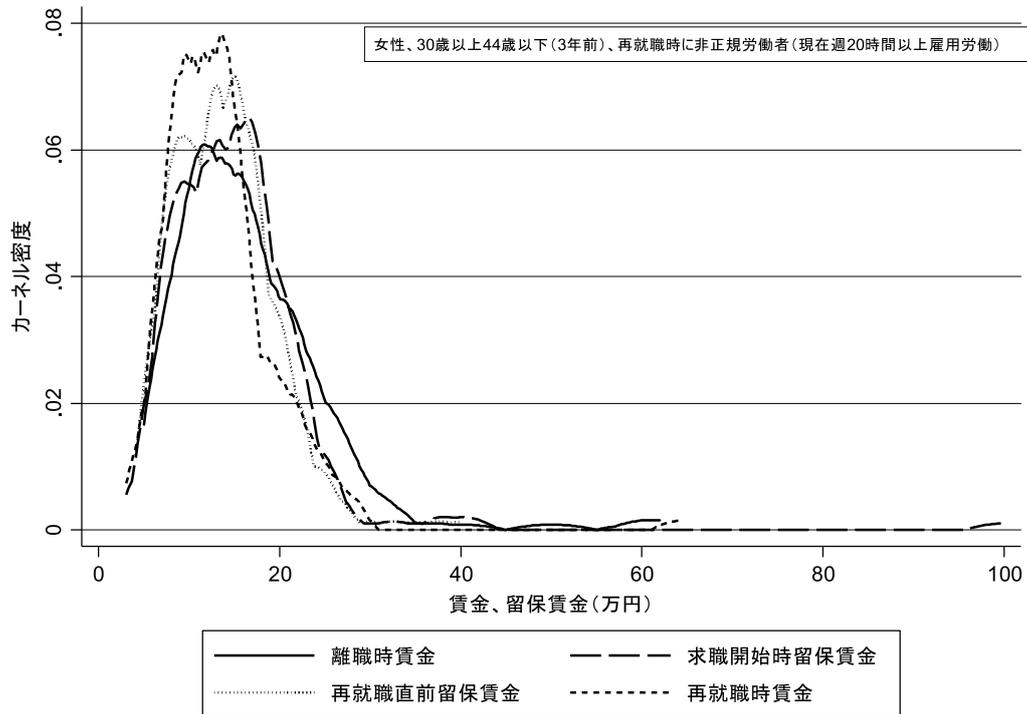
注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

付図 4-5 賃金、留保賃金の推移（女性、29歳以下（3年前）、再就職時に非正規労働者）



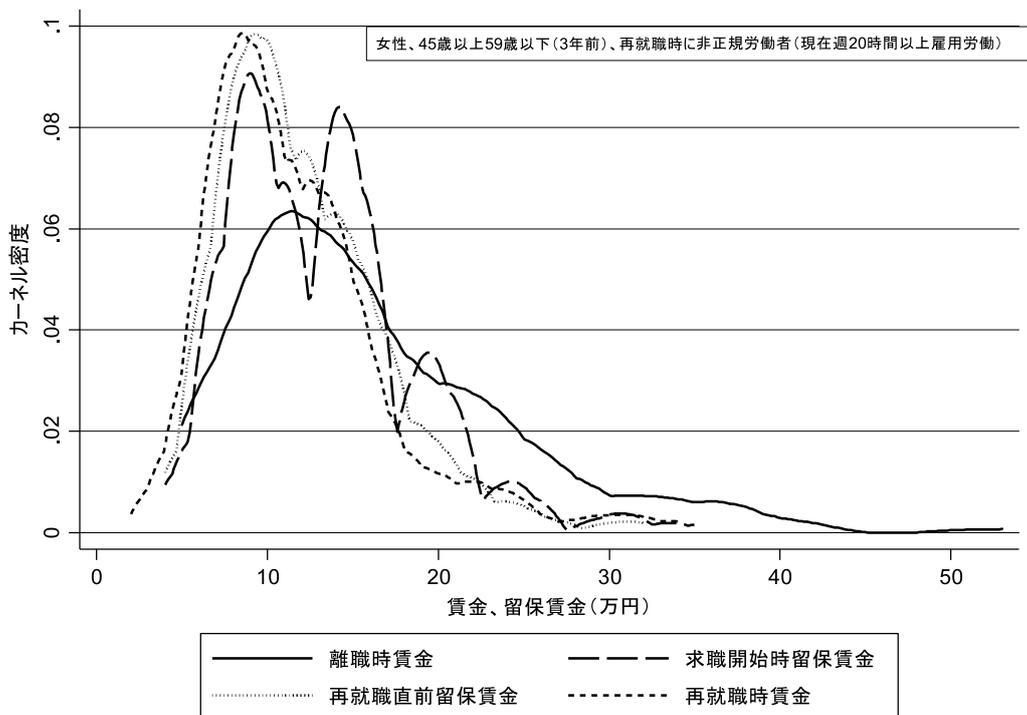
注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

付図 4-6 賃金、留保賃金の推移（女性、30～44歳（3年前）、再就職時に非正規労働者）



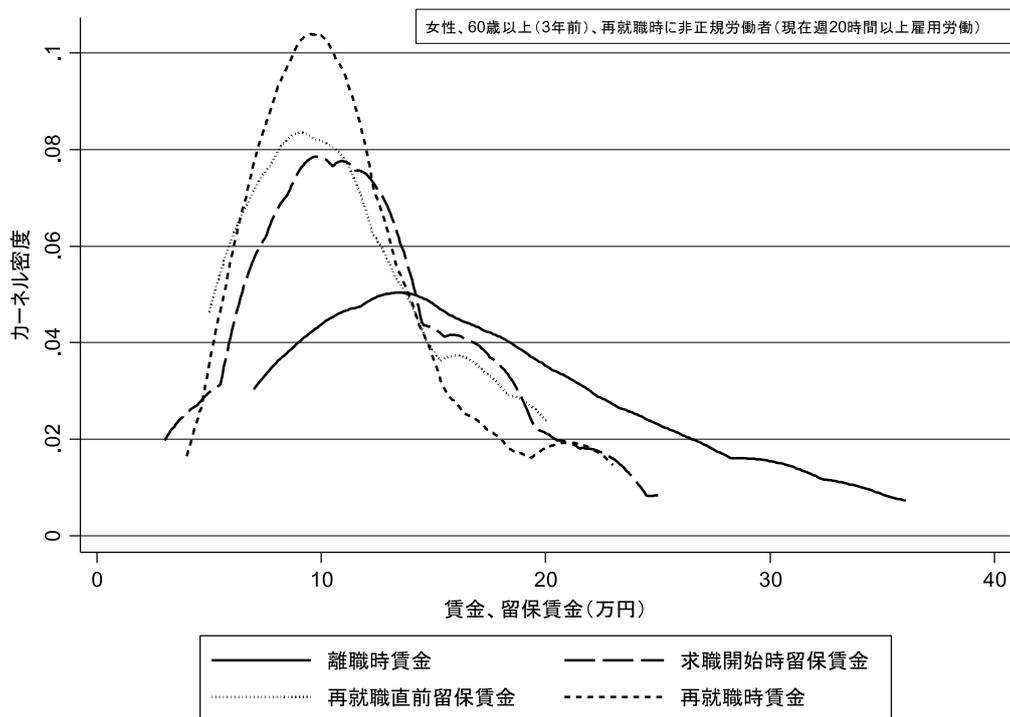
注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

付図 4-7 賃金、留保賃金の推移（女性、45～59歳（3年前）、再就職時に非正規労働者）



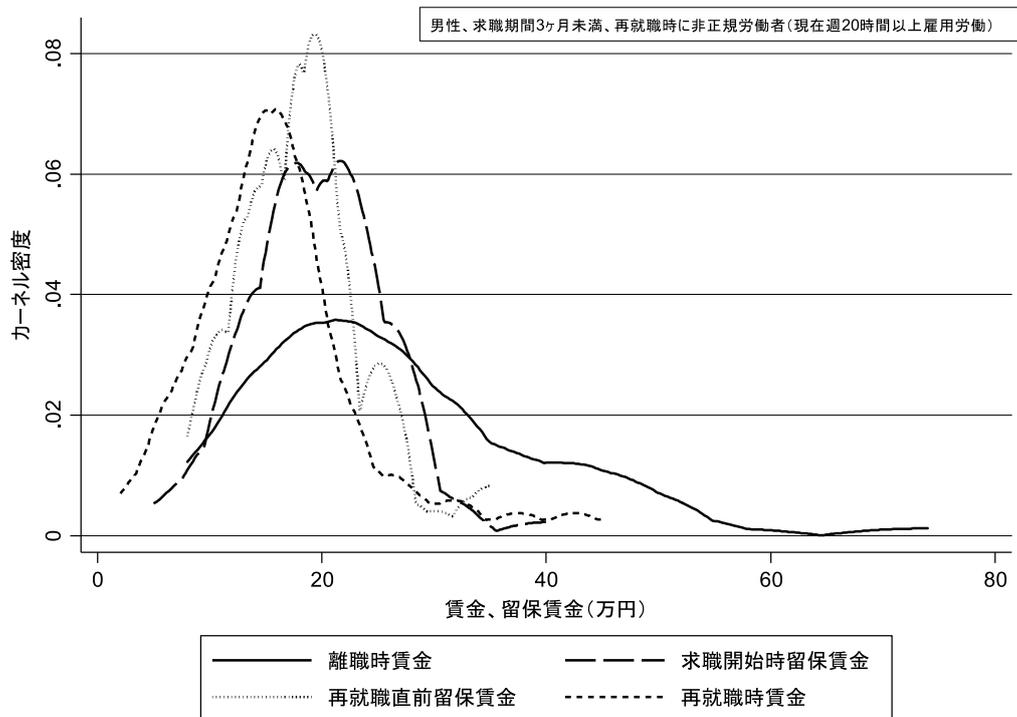
注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

付図 4-8 賃金、留保賃金の推移（女性、60歳以上（3年前）、再就職時に非正規労働者）



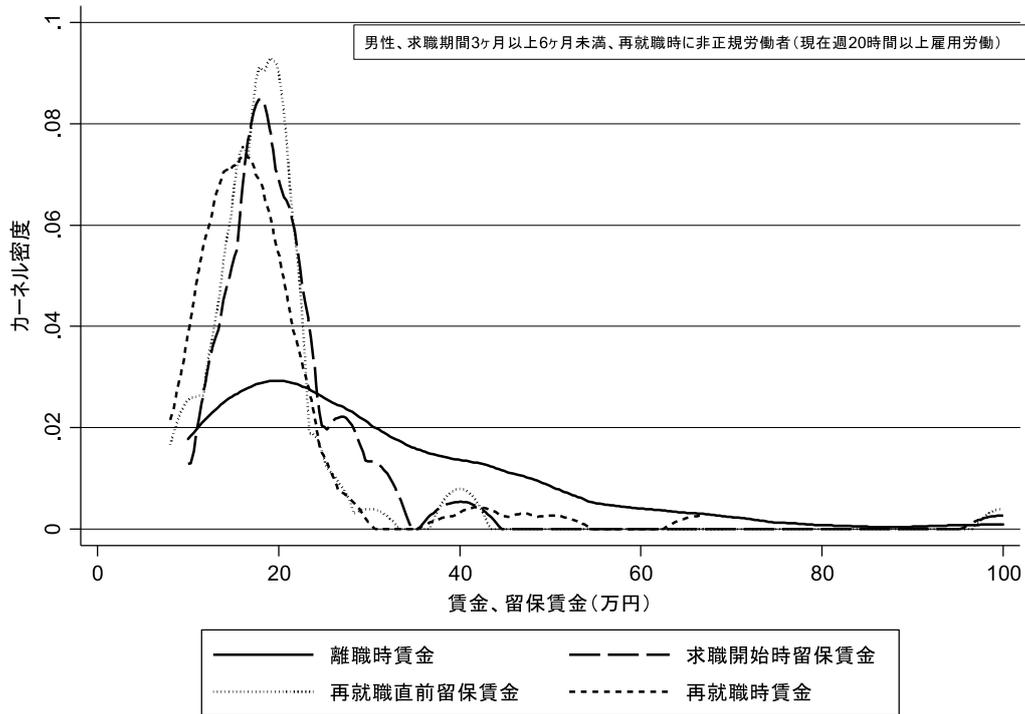
注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

付図 4-9 賃金、留保賃金の推移（男性、求職期間3ヶ月未満、再就職時に非正規労働者）



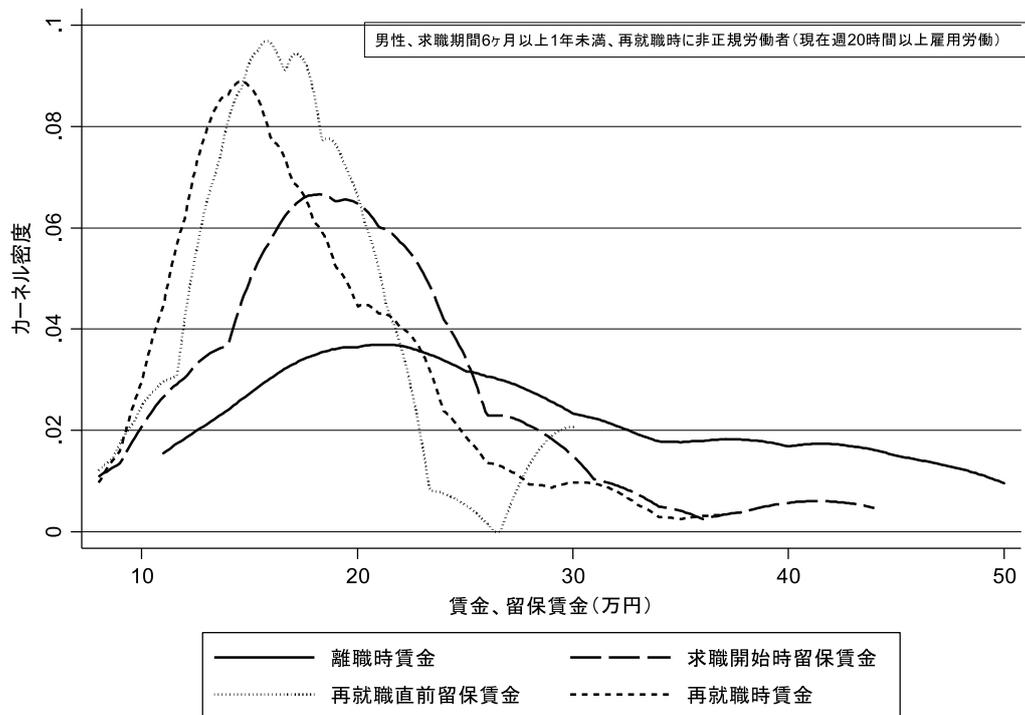
注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

付図 4-10 賃金、留保賃金の推移（男性、求職期間 3 ヶ月～ 6 ヶ月、再就職時に非正規労働者）



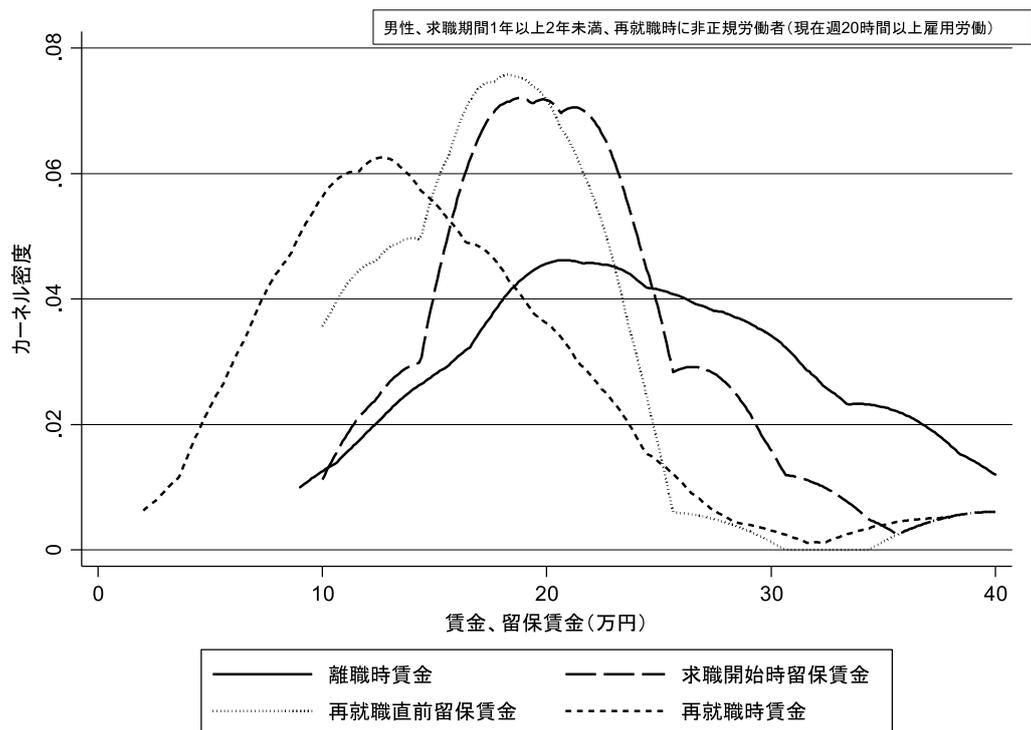
注) 「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

付図 4-11 賃金、留保賃金の推移（男性、求職期間 6 ヶ月～ 1 年、再就職時に非正規労働者）



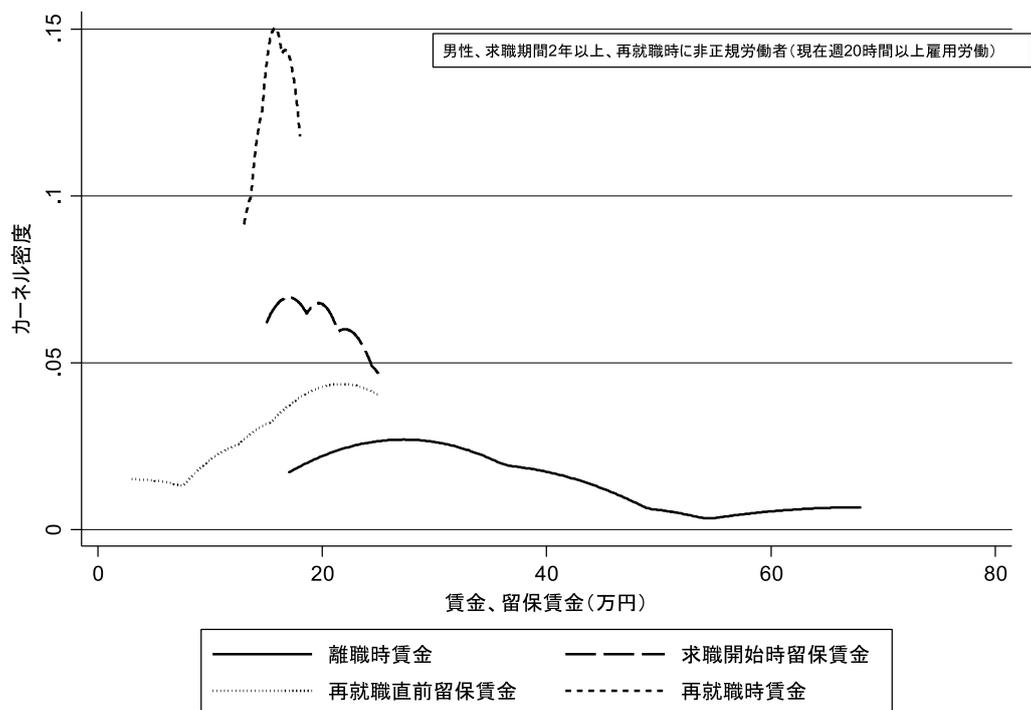
注) 「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

付図 4-12 賃金、留保賃金の推移（男性、求職期間1年～2年、再就職時に非正規労働者）



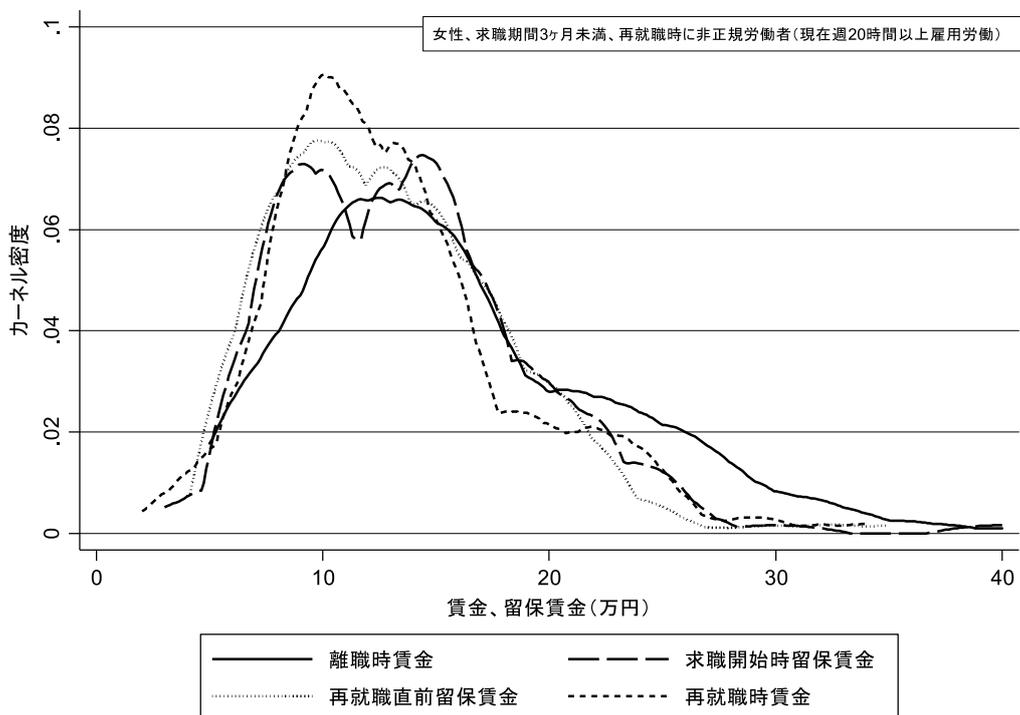
注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

付図 4-13 賃金、留保賃金の推移（男性、求職期間2年以上、再就職時に非正規労働者）



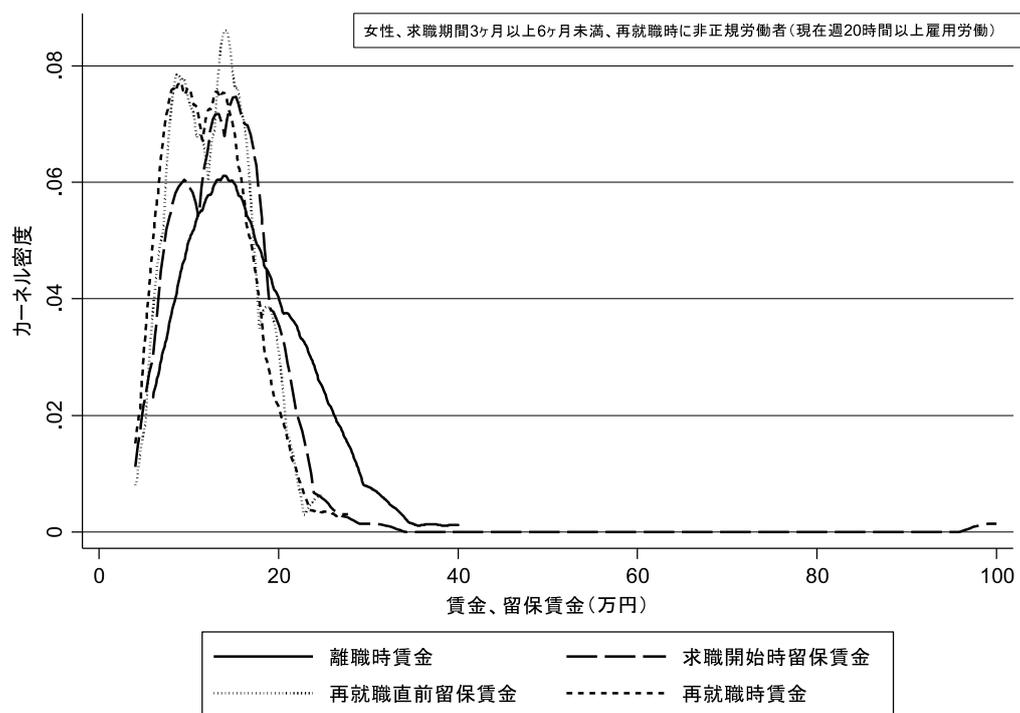
注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

付図 4-14 賃金、留保賃金の推移（女性、求職期間 3 ヶ月未満、再就職時に非正規労働者）



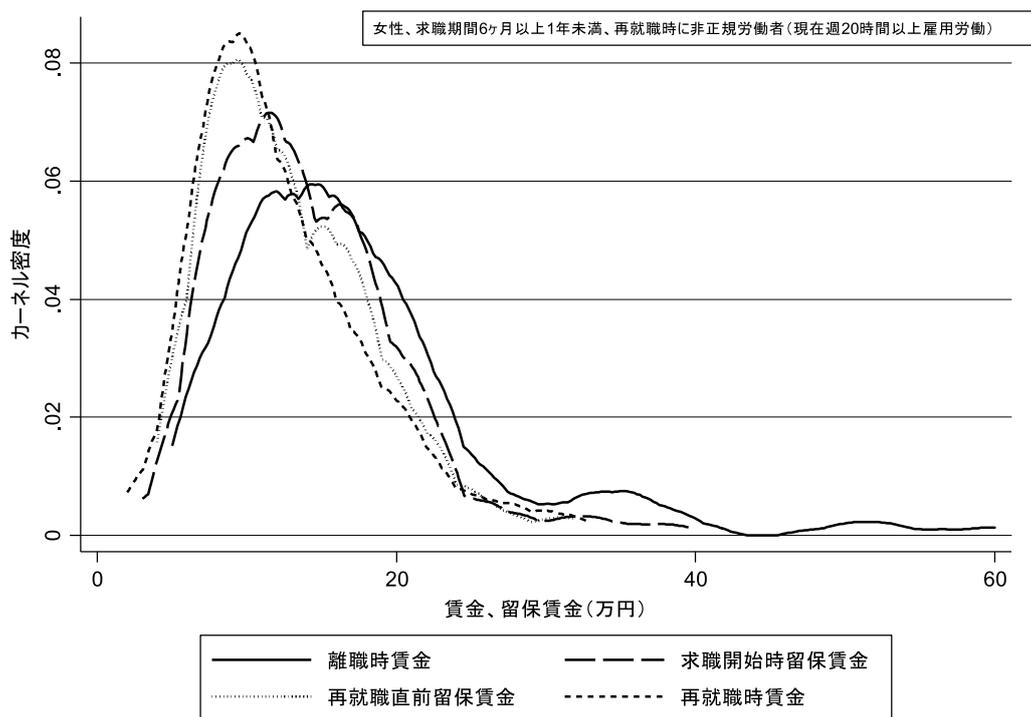
注) 「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

付図 4-15 賃金、留保賃金の推移（女性、求職期間 3 ヶ月～6 ヶ月、再就職時に非正規労働者）



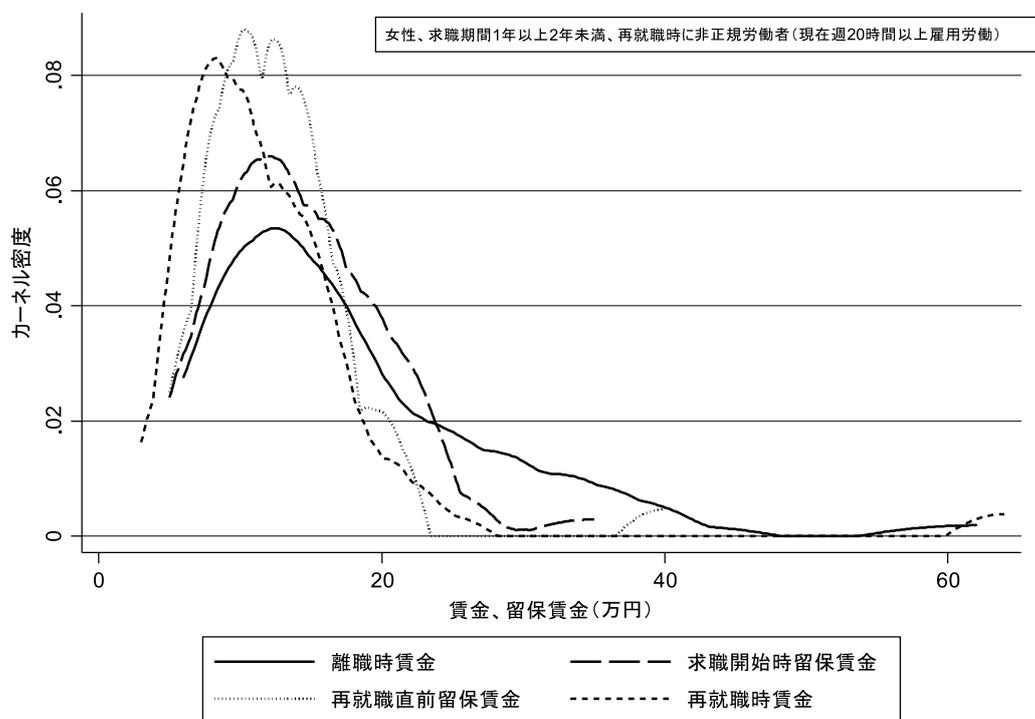
注) 「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

付図 4-16 賃金、留保賃金の推移（女性、求職期間6ヶ月～1年、再就職時に非正規労働者）



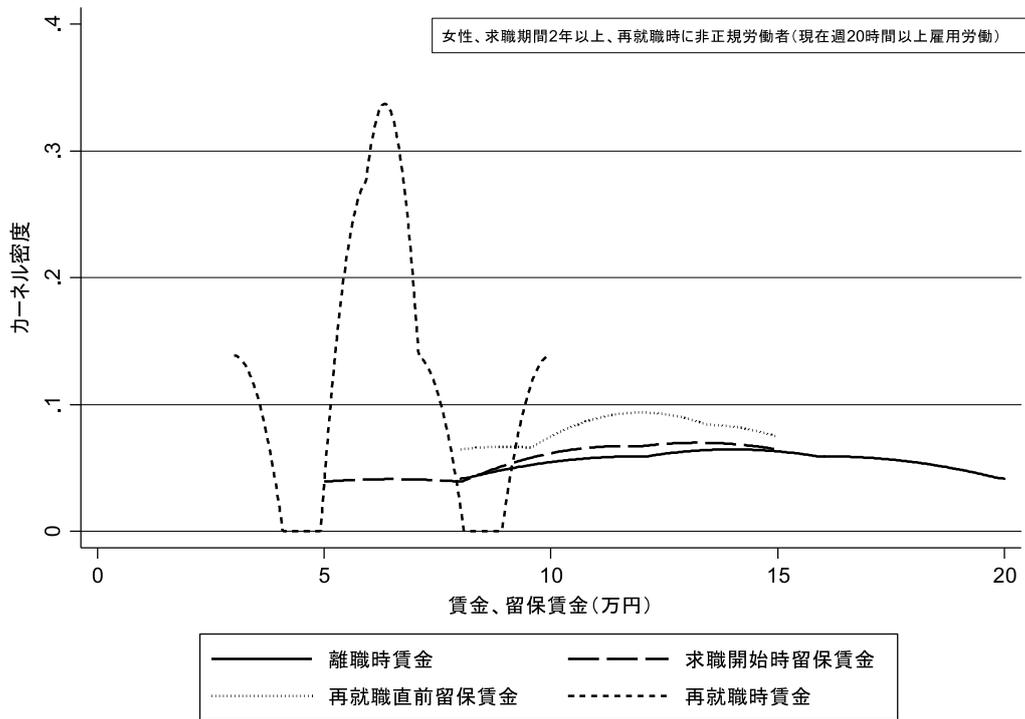
注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

付図 4-17 賃金、留保賃金の推移（女性、求職期間1年～2年、再就職時に非正規労働者）



注)「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

付図 4-18 賃金、留保賃金の推移（女性、求職期間2年以上、再就職時に非正規労働者）



注) 「再就職直前留保賃金」は、再就職・雇用保険の基本手当受給終了直前の留保賃金である。

付表1 回帰モデルの推定に用いたデータの記述統計量

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
年齢(3年前)	2294	45.3522	12.3908	18	65
年齢(3年前)の2乗	2294	2210.2890	1098.0770	324	4225
年齢(再就職時、推計値)	2105	45.2209	12.4302	19	68
年齢(再就職時、推計値)の2乗	2105	2199.3660	1101.7820	361	4624
性別(女性)	2290	0.6039	0.4892	0	1
中学・高校卒	2294	0.4616	0.4986	0	1
専修学校・高専・短大卒	2294	0.2794	0.4488	0	1
大学院卒	2294	0.0109	0.1038	0	1
同居人	2297	0.8872	0.3164	0	1
離職理由:会社都合	2298	0.2071	0.4053	0	1
離職理由:自己都合(もっと収入を増やしたい)	2232	0.0179	0.1327	0	1
離職理由:自己都合(他の労働条件の改善)	2232	0.2670	0.4425	0	1
離職理由:自己都合(家庭の事情)	2232	0.1528	0.3599	0	1
離職理由:その他(会社都合・自己都合問わず)	2298	0.1101	0.3131	0	1
離職時勤続年数	2254	11.5239	12.4033	0.0833	49.0833
離職時企業規模(100~999人)	2259	0.2988	0.4578	0	1
離職時企業規模(1~99人)	2259	0.4210	0.4938	0	1
離職時企業規模(官公営)	2259	0.0553	0.2287	0	1
離職時雇用形態(正社員)	2295	0.5821	0.4933	0	1
離職時職種(管理的な仕事)	2279	0.0724	0.2592	0	1
離職時職種(専門・技術的な仕事)	2279	0.2040	0.4031	0	1
離職時職種(その他の仕事)	2279	0.4335	0.4957	0	1
離職時業種(情報通信業)	2267	0.0437	0.2044	0	1
離職時業種(医療・福祉)	2267	0.1535	0.3606	0	1
離職時業種(その他の産業)	2267	0.5624	0.4962	0	1
離職時雇用期間(定めなし)	2249	0.5923	0.4915	0	1
離職時勤務形態(フルタイム勤務)	2285	0.8433	0.3636	0	1
離職時賃金(対数値)	2260	2.9541	0.5257	1.6094	4.6052
基本手当受給中に再就職先が見つかった	2247	0.4246	0.4944	0	1
基本手当受給期間を問わず再就職先が見つかった	2247	0.7259	0.4462	0	1
求職期間(対数値)	2092	1.4448	0.8594	0	4.0943
1ヶ月当たり応募書類提出企業数	1996	1.1835	2.5822	0	50
1ヶ月当たり面接を受けた企業数	2008	0.6294	0.8861	0	15
基本手当日額(対数値、推計値)	2251	8.3720	0.3423	7.5219	8.9657
想定する再就職時期	2264	2.7805	1.0302	1	4
求職開始時留保賃金(対数値)	2039	2.7424	0.5046	0	4.6052
再就職・基本手当受給終了直前留保賃金(対数値)	1910	2.6634	0.5033	0	4.6052
留保賃金の変化(対数階差)	1887	-0.0746	0.1922	-1.6094	2.1203
自分の都合:希望する給与を変えた	2041	0.0838	0.2771	0	1
自分の都合:希望する正社員で採用を変えた	1889	0.1419	0.3490	0	1
自分の都合:希望するフルタイムで就業を変えた	1901	0.1236	0.3292	0	1
自分の都合:希望する週末に休みが取れることを変えた	1983	0.0898	0.2859	0	1
自分の都合:希望する所定労働時間の長さを変えた	1993	0.1094	0.3122	0	1
自分の都合:希望する企業規模を変えた	1918	0.1095	0.3123	0	1
自分の都合:希望する職種を変えた	2014	0.1246	0.3304	0	1
自分の都合:希望する業種を変えた	1980	0.1338	0.3406	0	1
自分の都合:希望する仕事の内容を変えた	2022	0.1261	0.3321	0	1
現実を踏まえて仕方なく:希望する給与を変えた	2041	0.3974	0.4895	0	1
現実を踏まえて仕方なく:希望する正社員で採用を変えた	1889	0.3192	0.4663	0	1
現実を踏まえて仕方なく:希望するフルタイムで就業を変えた	1901	0.1704	0.3761	0	1
現実を踏まえて仕方なく:希望する週末に休みが取れることを変えた	1983	0.2405	0.4275	0	1
現実を踏まえて仕方なく:希望する所定労働時間の長さを変えた	1993	0.2358	0.4246	0	1
現実を踏まえて仕方なく:希望する企業規模を変えた	1918	0.2711	0.4447	0	1
現実を踏まえて仕方なく:希望する職種を変えた	2014	0.2403	0.4274	0	1
現実を踏まえて仕方なく:希望する業種を変えた	1980	0.2601	0.4388	0	1
現実を踏まえて仕方なく:希望する仕事の内容を変えた	2022	0.2705	0.4443	0	1
転職経験	2225	0.6103	0.4878	0	1
再就職時賃金(対数値)	1224	2.7245	0.4967	0	4.6052
再就職時雇用期間(定めなし)	1244	0.5225	0.4997	0	1
再就職時勤務形態(フルタイム勤務)	1245	0.7574	0.4288	0	1
再就職時企業規模(100~999人)	1228	0.3151	0.4648	0	1
再就職時企業規模(1~99人)	1228	0.5130	0.5000	0	1
再就職時企業規模(官公営)	1228	0.0440	0.2051	0	1
再就職時雇用形態(正社員)	1245	0.4161	0.4931	0	1
再就職時職種(管理的な仕事)	1244	0.0265	0.1608	0	1
再就職時職種(専門・技術的な仕事)	1244	0.2058	0.4044	0	1
再就職時職種(その他の仕事)	1244	0.4992	0.5002	0	1
再就職時業種(情報通信業)	1234	0.0340	0.1814	0	1
再就職時業種(医療・福祉)	1234	0.1953	0.3966	0	1
再就職時業種(その他の産業)	1234	0.5721	0.4950	0	1