

失業給付が再就職先の賃金に与える影響

田中康就

I はじめに

本稿では、失業給付の受給が労働者の再就職先での賃金水準に与える影響を、『ワーキングパーソン,2002』の個票データを用いてマッチング法で分析する。労働者は離職した際、雇用保険の加入期間に応じて失業給付を一定期間受給できる。失業給付が果たす役割のひとつは、失業時の所得を補償することで労働者がよりよい就業機会を得られるように求職期間を確保することにある。雇用保険法・第1章総則には、失業給付は労働者の失業時の生活の安定を図るとともに、「求職活動を容易にする等その就職を促進」することを目的とする旨が明記されている。しかしながら、必ずしもこの目的が現実に達成されているとは限らない。失業給付は労働者にとって失業状態の居心地をよくすることで、職探しの強度を低下させる可能性があるからである。

理論的には、失業給付は労働者の求職活動に対して二つの効果を持つ。第1に、失業給付は労働者の失業を長期化させる効果を持つ。再就職する確率の上昇という便益と余暇の減少という費用を考慮して職探しの強度を選択する労働者は、失業給付の受給によって失業時の効用が高まることで職探しの便益が低下し、職探しの強度を引き下げる。そのため、失業が必要以上に長期化する（Mortensen（1977））。こうした効果は失業給付のモラルハザードと呼ばれる¹⁾。第2に、失業給付は労働者の再就職先でのマッチングの質を高める効果を持つ。労働者は失業給付の受給によって職

探しの機会費用が低下し、これ以上の生産性でないと就職しないという留保生産性を上昇させる。そのため、労働者はより長く求職活動を行い、自らに適した仕事に就くことができる（Burdett（1979）, Pissarides（2000））。失業給付の受給によって失業期間は長期化するが再就職先でのマッチングの質は向上する²⁾。

失業給付の効率性は、上記の二つの効果を考慮して評価する必要がある。欧米においては失業給付に関する実証研究が蓄積されており、多くの実証研究で失業給付は失業を長期化させるという結果が得られている。一方、失業給付が再就職先でのマッチングの質に与える効果に関しては、再就職先での労働条件に影響を与えないという実証研究と労働条件を上昇させてもその効果を小さいという実証研究が存在しており、明確なコンセンサスは得られていない³⁾。

失業給付が再就職先のマッチングの質に与える効果に関する既存の研究では、マッチングの質の指標として主に（1）労働者の再就職先での賃金、または（2）再就職先での定着率の二つが用いられてきた。失業給付が再就職先での賃金を高めるかについて、Ehrenberg and Oaxaca（1976）は、45～59歳の男性労働者と30～44歳の女性労働者において、前職の賃金に対する失業給付の代替率が高いほど、再就職先での賃金水準が高まるという結果を得ている。また、Addison and Blackburn（2000）は、失業給付の代替率が再就職先での賃金水準に与える効果は観察されないが、失業給付の受給は再就職先での賃金水準を高めることを見出している。

失業給付が再就職先での定着率に与える効果については、Tastiramos (2004) がイギリス、フランス、ドイツのパネルデータを用いて検証し、失業給付の受給により、フランスでは失業期間が0～6ヶ月である者、ドイツでは失業期間が6～12ヶ月である者の再就職後の離職確率を下げるという結果を得ている。一方、Belzil (2001) は、失業給付支給期間の1週間の延長は失業期間を1.0～1.5日長期化させるが、再就職先での就業期間は0.5～0.8日しか長期化せず、失業給付が再就職先での定着率を高める効果は非常に小さいと指摘している。また、van Ours and Vodopivec (2008) は、スロベニアにおける失業保険の制度変更を利用して、失業給付の支給期間の短縮によって労働者の再就職先での賃金水準や定着率は低下しないことを示している。

一方、日本においては、そもそも失業給付に関する実証研究が少ない⁴⁾。数少ない日本における実証研究として、大日 (2001) が挙げられる。大日 (2001) は、1998年度に実施された『転職者総合実態調査』の個票データを用いて失業給付の受給が再就職先の労働条件に与える効果をマッチング法で検証し、失業給付受給者は非受給者よりも、賃金、企業規模で不利な就職をしているものの、職階や転居で有利な就職をしていることを示している。

しかしながら、大日 (2001) は賃金や企業規模の上昇・低下の変化を分析しており、どのくらい変化するかについては明らかにされていない。また、欧米における実証研究も含めて、これまでの研究では、労働者の属性別での失業給付の効果や受給数年後にわたる失業給付の長期的な効果は十分に議論されてこなかったように思われる。本稿では、失業給付が再就職先での賃金に与える影響を分析する際、(1) 賃金の上昇・低下という変化だけでなく、どのくらい賃金水準が変化するかという点に焦点を当て、(2) 労働者の属性や離職時の雇用環境別での失業給付の効果および、(3) 労働者と雇用主の間にある情報の非対称性が解消してマッチングの質のよさがより適切に反映されると考えられる、再就職数年後の賃金に与える失業

給付の長期的効果を検証する。

結論は以下にまとめられる。(1) 失業給付の受給は、再就職先での年収を31～39万円程度引き上げる。(2) 男性労働者・女性労働者、29歳以下・30歳以上、前職が正規雇用・非正規雇用、自発的・非自発的離職の労働者など、どの属性においても失業給付の受給が再就職先の年収を高めるということはない。(3) 景気後退期では、失業給付の受給は再就職先での年収を引き下げる。(4) 再就職数年後においても、失業給付の受給が再就職先での年収を高める長期的な効果は確認されない。

本稿は以下のように構成される。Ⅱで推定モデルを説明する。Ⅲで使用するデータおよび変数を記述する。Ⅳで推定結果を示す。Ⅴで全体をまとめる。

Ⅱ 推定モデル

失業給付の受給が再就職先での賃金に与える効果の推定は、マッチング法を用いて行う⁵⁾。マッチング法では、失業給付を受給した者に対して観察可能な属性が近い失業給付を受給していない者をマッチングさせ、両者の再就職先での賃金の差を測ることによって失業給付の効果を推定する。しかしながら、限られたサンプルの中から失業給付を受給した者と似たような個人属性を持つ失業給付を受給していない者を見つけることは困難である。そこで、本稿では傾向スコアマッチング法 (Propensity Score Matching) を利用する。この方法では、観察可能な属性 X が似た者同士ではなく、観察可能な属性 X を用いて推定した失業給付を受給する予測確率 $P(X)$ が近い者同士で再就職先での賃金を比較する。この予測確率は傾向スコアと呼ばれる。傾向スコアマッチング法は二段階で推定される。具体的には、一段階目に観察可能な属性 X を用いて、失業給付を受給する予測確率 $P(X)$ を推定する。本稿ではプロビットモデルで推定する。二段階目に、一段階目で推定された失業給付を受給する予測確率 $P(X)$ が近い失業給付受給者と非受給者をマッチングして再就職先での賃金の差の平均を求め、失業給付の再就職先での

賃金に与える効果の推定値とする。

失業給付の受給の有無を、受給した場合は1、受給しなかった場合は0をとるダミー変数 D で表し、失業給付を受給した場合の再就職先での賃金を Y_1 、失業給付を受給していない場合の再就職先での賃金を Y_0 、個人属性 X の特性を持つ個人が失業給付を受給する予測確率を $P(X) = \Pr(D=1|X)$ とする。マッチング法で推定される失業給付の受給の効果は次の式で表される。

$$E(Y_1 - Y_0 | D=1) = E(Y_1 | D=1) - E(Y_0 | D=1) \quad (1)$$

(1) 式は、失業給付を受給した者における失業給付の受給が再就職先での賃金に与える平均的効果 (Average Treatment Effect on the Treated, 以下ATT) を表している。ただし、実際には失業給付を受給した者の失業給付を受給しなかった場合の再就職先での賃金 $E(Y_0 | D=1)$ は観察不可能である。推計の際は、その値を $P(X)$ で条件づけた失業給付を受給しなかった者の再就職先での賃金 $E(Y_0 | P(X), D=0)$ で代替し、(1) 式の右辺は (2) 式のようになる。

$$E|_{P(X)|D=1} [E(Y_1 | P(X), D=1) - E(Y_0 | P(X), D=0)] \quad (2)$$

(2) 式による推定値が一致性を満たすための条件は次のようになる。

$$E(Y_0 | P(X), D=1) = E(Y_0 | P(X), D=0) \quad (3)$$

$$0 < P(D=1|X) < 1 \quad (4)$$

(3) 式は、失業給付の受給予測確率 $P(X)$ で条件付ければ、失業給付を受給しなかったときの再就職先での賃金の期待値が、実際に失業給付を受給した者としなかった者の間で等しいということの意味している。

失業給付受給者の添え字を i 、受給者の標本数を n_1 、受給者サンプルの集合を I_1 、失業給付受給者の比較対象としてマッチングされる非受給者の再就職先での賃金の期待値を $\hat{E}(Y_{0i} | P(X_i), D_i = 0)$ とすると、推定値は次の式で表される。

$$\frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1}^{n_1} \left[Y_{1i} - \hat{E}(Y_{0i} | P(X_i), D_i = 0) \right] \quad (5)$$

失業給付受給者と非受給者はカーネルマッチング (Kernel Matching) を用いてマッチングする⁶⁾。これはカーネル分布を利用して、非受給者のすべての Y をウェイト付けた値を用いてマッチングする方法である。

非受給者の添え字を j 、標本数を n_0 、非受給者サンプルの集合を I_0 とすると、カーネルマッチングを用いたときの失業給付受給者 i の比較対象としてマッチングされる非受給者の再就職先での賃金の期待値は次の式で表される。

$$\hat{E}(Y_{0i} | P(X_i), D_i = 0) = \frac{\sum_{j \in I_0}^{n_0} Y_{0j} K[(P(X_i) - P(X_j))/h]}{\sum_{j \in I_0}^{n_0} K[(P(X_i) - P(X_j))/h]} \quad (6)$$

K はバンド幅 h のカーネル関数であり、これがウェイトになっている⁷⁾。カーネルマッチングを用いたときのATTの推定値は次のようになる。

$$\frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1}^{n_1} \left[Y_{1i} - \frac{\sum_{j \in I_0}^{n_0} Y_{0j} K[(P(X_i) - P(X_j))/h]}{\sum_{j \in I_0}^{n_0} K[(P(X_i) - P(X_j))/h]} \right] \quad (7)$$

本稿では (7) 式のクロスセクション・マッチング推定法による推定に加えて、差の差 (DID) マッチング推定法を用いた推定を行う。この方法

では、失業給付を受給する前後での賃金水準の差をマッチングしてATTの推定値を求める。前職を離職する前を s 時点、再就職後を t 時点とすると、推定値は次の式で表される。

$$\frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1} \left[(Y_{it} - Y_{0st}) - \frac{\sum_{j \in I_0} (Y_{0jt} - Y_{0sj}) K[(P(X_i) - P(X_j))/h]}{\sum_{j \in I_0} K[(P(X_i) - P(X_j))/h]} \right] \quad (8)$$

(8) 式の推定値が⁹一貫性を満たすための条件は次のようになる。

$$E(Y_{0t} - Y_{0s} | P(X), D=1) = E(Y_{0t} - Y_{0s} | P(X), D=0) \quad (9)$$

$$0 < \Pr(D=1 | X) < 1 \quad (10)$$

(9) 式は、 $P(X)$ を条件付ければ、実際の失業給付の受給の有無によらず、失業給付を受給しなかったときの前職での賃金から再就職先での賃金への水準変化が同一であることを示している。現実にはすぐに再就職できる見込みが小さい労働市場で評価される能力の低い者が失業給付を受給しており、受給者の再就職先での賃金の期待値は非受給者よりも低い可能性がある。被説明変数の階差をとることで個人の能力など時間を通じて一定な要因に起因する(7)式の推定値のバイアスを除去できる⁸)。推定値の標準誤差はブートストラッピングによって求め、反復回数は1,000回とする。

本稿では、上記の(7)式と(8)式を基本推計として、次の三つの推計を行う。第1に、労働者の属性別(性別、離職時の年齢、前職での雇用形態、離職理由)に推定し、属性によって失業給付の効果が異なるかどうかを検証する。求職活動の意欲や労働市場におかれた状況が属性によって異なり、失業給付の効果が違いがあると予想される。第2に、離職時の雇用環境別に推定し、好況期と不況期では失業給付の効果が異なるかどうかを推

定する。好況期の方が労働条件のよい求人が多く、長い期間職探しをすることの便益が大きいかもしれない。第3に、失業給付が再就職数年後の賃金に与える効果を推定する。再就職後しばらくすることで労働者の生産性に関する企業との間の情報の非対称性が解消され、マッチングの質が適切に賃金に反映されると考えられる⁹)。また、マッチングの質がよければ、労働者の就業意欲が高く技能形成が活発に行われるため、生産性および賃金の上昇速度が速い。その結果、再就職先での賃金が高まることが予想される。

III 用いるデータと変数

使用するデータはリクルートワークス研究所が2002年に行った『ワーキングパーソン調査、2002』である。この調査は、2002年8月19日から10月31日にかけて首都圏、関西圏、東海圏¹⁰)で、正規社員・正規職員、契約社員・嘱託、派遣、パート・アルバイトとして就業¹¹)している18~59歳の男女(学生を除く)を対象に、訪問留め置き法で実施された。総回収数は、首都圏が13,085名、関西圏が2,010名、東海圏が2,010名である。

この調査を用いて分析することには以下の利点がある。まず、サンプルサイズが大きく、転職経験者のサンプルを豊富に有する。また、転職前後の就業状況や転職時における失業給付の受給経験に関する詳細な情報が含まれているため、失業給付の効果を検証できる。

一方、この調査は母集団が首都圏、関西圏、東海圏における就業者であり、大都市圏での就業者に対象が限られるという欠点がある。そのため、本稿での分析結果は地方圏を含む日本の労働市場全体に関する分析結果とはならない可能性がある。

分析に使用するサンプルは、まず、過去に離職経験がある者にしぼる。また、離職時点での年齢が18~58歳の者にしぼる。失業期間が0と回答した者は、失業給付を受給する機会がなかった者なのでサンプルから落とす。失業期間が2年以上の者も、前職を離職してから現在の勤務先に再就職

表1 失業給付の受給と推測される受給資格の関係

| | | 受給資格の有無 | | |
|-------|-----------------------|---------------|-----------|----------|
| | | 失業給付の受給要件を満たす | | 満たさない |
| | | 受給の機会あり | 受給の機会なし | |
| 受給の有無 | 「失業給付を受給した」と回答 (332名) | ① 283名 | ② 45名 | ③ 4名 |
| | 「受給しなかった」と回答 (626名) | ④ 289名 | ⑤ 285名 | ⑥ 52名 |

注：受給資格の有無は、前職の週労働時間、勤続期間、離職理由から推測している。

「受給の機会なし」とは、自己都合による離職のため失業給付の受給開始まで3ヶ月間の待機期間がある労働者が、離職後3ヶ月以内に再就職しているため、失業給付を受給する機会がなかったことを示す。

する間に非労働力化していた期間があることが予想され、異質性が高いと考えられるため、サンプルから落とす。また、離職後に求職活動をしていた者にサンプルをしぼるため、「前の会社を退職するのと、現在の会社への転職が決まるのとは、どちらが先でしたか。」という質問に対して、「前の会社を退職した後に、現在の転職先に内定した」と回答した者以外のサンプルを落とす。2001年4月以降は改正雇用保険法の施行によって離職理由により所定給付日数が変更されていることを考慮して、2001年3月までに再就職した者にサンプルをしぼる。そのため、法改正前に分析を限定することになる。さらに、法改正前において、公務員、年収90万円未満および前職での週労働時間が22時間未満の者¹²⁾は、雇用保険に加入しないため、サンプルから落とす。最後に、失業期間が短い者を過大にとることを避けるために1990年4月から2000年3月の間に離職した者にサンプルをしぼる。欠損値のある者を除くと、推定に使用するサンプルサイズは958となる。

被説明変数である再就職先での賃金は、「転職後1年目の年収(税込み)」を利用する。失業給付の受給の有無については「前の勤務先を退職した後に、雇用保険(失業給付)を受け取りましたか」という質問に対する回答から、受給していれば1、そうでなければ0となる変数を作成する。ただし、この調査は回顧データであるため、失業給付の受給の回答には回答者の事実誤認や記憶違いなどの問題がありうる。1990年代における雇用保険の適用範囲は、(1) 週労働時間が22時間以上(1995年4月以降は20時間以上)、(2) 年収90万円以上、(3)

雇用期間が1年以上見込みであり、離職時での失業給付の受給要件は、被保険者期間が6ヶ月以上(週労働時間が33時間未満の者は1年以上)である。回答者の前職の週労働時間と被保険者期間(前職での勤続期間)から推測される受給資格と受給の有無の回答との関係を調べたところ¹³⁾、失業給付の受給の有無に関する回答者の主観的回答と推測される客観的な受給資格の有無との間には乖離がみられた(表1を参照)。受給資格の推測に限界があることや受給資格の有無と実際の受給経験が一致していない可能性があることから、真の受給状況を識別することは困難であるが、本稿では、失業給付の受給の有無の回答を用いて分析することの妥当性を担保するため、推測された受給資格に基づいた場合の推定結果も報告する。

一段階目の推定で用いる失業給付の受給の有無および再就職先の賃金に影響を与えられられる説明変数は、前職での就業状況や個人属性、労働市場の状況についての変数を使用する。前職での就業状況の変数は、前職の年収(万円)、前職を離職するまでに転職に向けて情報収集活動をしていた期間(月)¹⁴⁾、離職理由が自発的かどうか、勤続期間(月)、雇用形態、週労働時間、産業、企業規模、過去の転職回数を入れる。個人属性の変数は、性別、離職時点の年齢、既婚の有無、子供の有無、学歴、居住地を入れる。また、労働市場の状況を捉える変数として、離職時点の失業率を入れる。

表2は推定に使用するサンプルの記述統計を示している¹⁵⁾。転職後1年目の年収をみると、失業給付受給者が約364万円、非受給者が約353万円と

表2 記述統計

| | 失業給付受給者 | | 非受給者 | |
|-----------------|---------|---------|---------|---------|
| | 平均値 | 標準偏差 | 平均値 | 標準偏差 |
| 失業期間（月） | 7.417 | 6.211 | 4.034 | 4.930 |
| 失業給付の所定支給期間（月） | 4.768 | 2.132 | — | — |
| 転職後1年目の年収（万円） | 363.889 | 171.596 | 352.679 | 236.446 |
| 現在の年収（万円） | 388.283 | 192.028 | 398.280 | 285.321 |
| 前職の年収（万円） | 413.563 | 201.671 | 340.888 | 218.958 |
| 前職での求職期間（月） | 0.425 | 1.406 | 0.583 | 1.650 |
| 自己都合退職 | 0.714 | 0.453 | 0.888 | 0.315 |
| 勤続期間（月） | 84.145 | 79.327 | 50.781 | 58.287 |
| 前職雇用形態（契約社員・嘱託） | 0.051 | 0.221 | 0.073 | 0.261 |
| （パートタイマー） | 0.036 | 0.187 | 0.102 | 0.303 |
| （フリーター） | 0.015 | 0.122 | 0.078 | 0.269 |
| （派遣） | 0.015 | 0.122 | 0.029 | 0.167 |
| （その他就業形態） | 0.006 | 0.077 | 0.011 | 0.105 |
| 週労働時間 | 48.057 | 11.957 | 47.871 | 13.191 |
| 産業（建設業） | 0.084 | 0.278 | 0.104 | 0.305 |
| （製造業） | 0.271 | 0.445 | 0.165 | 0.371 |
| （卸売・小売業・飲食店） | 0.202 | 0.402 | 0.227 | 0.419 |
| （運輸・通信業） | 0.078 | 0.269 | 0.099 | 0.299 |
| （金融・保険業） | 0.054 | 0.227 | 0.040 | 0.196 |
| （不動産） | 0.012 | 0.109 | 0.016 | 0.125 |
| （その他産業） | 0.036 | 0.187 | 0.085 | 0.279 |
| 企業規模（30～99人） | 0.214 | 0.411 | 0.203 | 0.402 |
| （100～299人） | 0.196 | 0.397 | 0.163 | 0.370 |
| （300～499人） | 0.063 | 0.244 | 0.048 | 0.214 |
| （500～999人） | 0.063 | 0.244 | 0.061 | 0.239 |
| （1,000人以上） | 0.181 | 0.385 | 0.136 | 0.343 |
| 転職回数 | 2.214 | 1.589 | 2.318 | 1.637 |
| 女性 | 0.349 | 0.477 | 0.318 | 0.466 |
| 年齢（離職時） | 34.340 | 9.445 | 30.291 | 8.606 |
| 既婚 | 0.611 | 0.488 | 0.454 | 0.498 |
| 子供あり | 0.467 | 0.500 | 0.366 | 0.482 |
| 高専・専門学校・短大卒 | 0.277 | 0.448 | 0.254 | 0.436 |
| 大学・大学院卒 | 0.238 | 0.426 | 0.181 | 0.385 |
| 関西圏 | 0.105 | 0.308 | 0.094 | 0.292 |
| 東海圏 | 0.105 | 0.308 | 0.123 | 0.329 |
| 失業率（離職時） | 3.700 | 0.928 | 3.541 | 0.925 |
| サンプルサイズ | 332 | | 626 | |

注：雇用形態、産業、企業規模、学歴、地域のダミー変数におけるベンチマークはそれぞれ、正社員、サービス業、29人以下、中卒・高校卒、関東圏である。

失業給付の所定支給期間は、離職時の年齢、前職の週労働時間および勤続期間から推測した値である。また、失業者が実際に失業給付を受給した期間ではなく、受給可能であった期間を表す。

表3 失業給付の受給に関する推定結果

| 被説明変数 | 失業給付受給の有無 | | 受給資格の有無 | |
|-----------------|------------|-------------|-----------|-------------|
| | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 |
| 前職の年収(万円) | 0.00027 | 0.00026 | 0.00013 | 0.00026 |
| 前職での求職活動期間(月) | -0.052 | 0.032 | -0.030 | 0.027 |
| 自己都合退職 | -0.599*** | 0.124 | -1.709*** | 0.193 |
| 勤続期間(月) | 0.006*** | 0.002 | 0.008*** | 0.002 |
| 勤続期間(月)2乗 | 0.000014** | 6.03e - 0.6 | 0.00002** | 6.60e - 0.6 |
| 前職雇用形態(契約社員・嘱託) | -0.358* | 0.191 | 0.069 | 0.185 |
| (パートタイマー) | -1.092*** | 0.218 | -0.185 | 0.199 |
| (フリーター) | -0.812*** | 0.292 | -0.090 | 0.210 |
| (派遣) | -0.775** | 0.326 | 0.382 | 0.321 |
| (その他就業形態) | -0.489 | 0.495 | 0.433 | 0.459 |
| 週労働時間 | -0.00078 | 0.00422 | -0.00060 | 0.00410 |
| 産業(建設業) | -0.084 | 0.178 | 0.033 | 0.176 |
| (製造業) | 0.262** | 0.133 | 0.060 | 0.138 |
| (卸売・小売業・飲食店) | -0.007 | 0.137 | -0.090 | 0.134 |
| (運輸・通信業) | -0.022 | 0.176 | -0.012 | 0.172 |
| (金融・保険業) | 0.101 | 0.235 | 0.112 | 0.241 |
| (不動産) | -0.175 | 0.381 | -0.476 | 0.374 |
| (その他産業) | -0.364* | 0.218 | -0.022 | 0.192 |
| 企業規模(30~99人) | 0.217* | 0.129 | 0.117 | 0.129 |
| (100~299人) | 0.252* | 0.137 | 0.343** | 0.137 |
| (300~499人) | 0.300 | 0.209 | 0.522** | 0.218 |
| (500~999人) | 0.050 | 0.204 | 0.083 | 0.204 |
| (1,000人以上) | 0.295* | 0.156 | 0.012 | 0.153 |
| 転職回数 | -0.046 | 0.035 | -0.091** | 0.036 |
| 女性 | 0.431*** | 0.127 | 0.276** | 0.125 |
| 年齢(離職時) | 0.075* | 0.044 | 0.072 | 0.044 |
| 年齢(離職時)2乗 | -0.00077 | 0.00060 | -0.00106* | 0.00062 |
| 既婚 | 0.304** | 0.137 | 0.149 | 0.143 |
| 子供あり | -0.234 | 0.144 | -0.166 | 0.152 |
| 高専・専門学校・短大卒 | 0.149 | 0.115 | 0.194* | 0.112 |
| 大学・大学院卒 | 0.122 | 0.125 | 0.342*** | 0.130 |
| 関西圏 | 0.135 | 0.153 | -0.041 | 0.153 |
| 東海圏 | -0.037 | 0.149 | 0.042 | 0.146 |
| 失業率(離職時) | 0.159*** | 0.051 | 0.067 | 0.050 |
| 定数項 | -2.549*** | 0.810 | -0.098 | 0.786 |
| 対数尤度 | -516.798 | | -532.120 | |
| 擬似決定係数 | 0.164 | | 0.176 | |
| サンプルサイズ | 958 | | 958 | |

注：*，**，***はそれぞれ10%，5%，1%の水準で有意であることを示す。

雇用形態，産業，企業規模，学歴，地域のダミー変数におけるベンチマークはそれぞれ，正社員，サービス業，29人以下，中学・高校卒，関東圏である。

表4 失業給付の受給が再就職後1年目の年収に与える効果

| 被説明変数 | 再就職1年目の年収(万円) | | 失業期間(月) |
|-----------------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|
| | (1) クロスセクション・マッチング推定法 | (2) DID マッチング推定法 | (3) クロスセクション・マッチング推定法 |
| 失業給付の効果 (T: 332, C: 608) | - 31.659* (16.696) | - 38.473*** (13.491) | 2.899*** (0.504) |
| 受給資格の効果 (T: 572, C: 377) | - 23.006 (16.600) | - 48.726*** (16.737) | 5.658*** (0.397) |

注：括弧内の値は標準誤差を示す。

*, **, *** はそれぞれ10%, 5%, 1%の水準で有意であることを示す。

TおよびCの右にある数字は、それぞれマッチングに用いられた失業給付受給者（または受給資格のある者）の観測数、マッチングされた非受給者（または受給資格のない者）の観測数を表す。

なっている。一方、失業期間では、失業給付受給者は約7.4ヶ月であり、非受給者の約4.0ヶ月に比べて約3.4ヶ月長い。失業給付の所定支給期間は平均値が約4.8ヶ月であることから、失業給付受給者は所定支給期間を超えて失業していることや自己都合退職者が3ヶ月の待機期間の後に失業給付を受給し、支給期間が終了する間際まで失業している可能性が示唆される。

IV 推定結果

1 失業給付受給の有無

推定結果は表3に表されている。自己都合退職の係数は負値かつ有意で、非自発的な離職の場合、失業給付を受給する傾向にある。これは、解雇や会社の倒産など非自発的失業の場合、突然職を失うために失業への備えがなく、失業給付に頼る傾向があるためと考えられる。勤続期間の係数は正値かつ有意である。契約社員・嘱託、パートタイマー、フリーター、派遣の係数は、すべて負値かつ有意であり、正規雇用と比べて非正規雇用は雇用保険の適用率が低いという状況を反映していると考えられる。前職の企業規模では、30～99人、100～299人、1,000人以上の係数が正値かつ有意である。個人属性では、女性、年齢、既婚の係数が正値かつ有意で、男性に比べて女性の方が失業給付を受給する確率は高く、年齢が高かったり、既婚であったりすると失業給付を受給する。離職時

点の失業率の係数は正値かつ有意であり、失業率が高いほど失業給付を受給する傾向にある。また、受給資格の有無に基づいた場合の推定結果は、雇用形態の係数が有意でないことを除いて概ね受給の有無に関する効果と同様の結果となった。雇用形態の係数が有意にならなかった理由として、前職が非正規雇用の者についても雇用期間が1年以上見込みと仮定して受給資格の有無を推測していることが考えられる。

2 失業給付の賃金への効果

表4にはすべてのサンプルを用いた推定結果が示されている。(1)列は(7)式による推定結果を、(2)列は(8)式による推定結果を表している。どちらの推定でも失業給付の受給が労働者の再就職先での賃金に与える効果の推定値は負値かつ有意で、失業給付を受給すると再就職先での年収が31～39万円程度低くなることが示唆される。受給資格の推定値もDIDマッチング推定法において負値かつ有意であった。この結果は失業給付の受給によって求職期間が確保でき、よりよい就業機会を得られるという仮説に反するものである。また、表の(3)列には、失業給付の受給が失業期間に与える効果をクロスセクション・マッチング推定法で推定した結果も載せている¹⁶⁾。表4より、失業給付の受給は正値かつ有意であり、失業給付の受給は失業期間を約3ヶ月長期化させる。

表5は労働者の属性別での推定結果を表してい

表5 属性別推定：失業給付の受給が再就職後1年目の年収に与える効果

| 被説明変数 | | 再就職1年目の年収(万円) | | 失業期間(月) |
|-------|----------------------------|---------------------------|-------------------------|---------------------------|
| | | (1) クロスセクション・ マッチング推定法 | (2) DID マッチング 推定法 | (3) クロスセクション・ マッチング推定法 |
| 性別 | 女性労働者 (T: 116, C: 157) | - 17.278 (20.827) | - 25.704 (19.535) | 3.386*** (1.262) |
| | 男性労働者 (T: 216, C: 381) | - 29.720* (16.063) | - 37.414** (16.886) | 2.817*** (0.429) |
| 年齢別 | 29歳以下 (T: 128, C: 312) | - 16.591 (16.252) | - 13.700 (12.159) | 2.608** (1.045) |
| | 30歳以上 (T: 204, C: 233) | - 45.373** (20.705) | - 45.904** (19.283) | 3.334*** (0.605) |
| 雇用形態別 | 前職正規雇用 (T: 291, C: 432) | - 36.882** (17.919) | - 41.699*** (15.098) | 2.717*** (0.541) |
| | 前職非正規雇用 (T: 41, C: 94) | - 11.889 (46.172) | - 32.419 (31.091) | 4.118*** (1.502) |
| 離職理由別 | 自発的離職 (T: 237, C: 522) | - 23.698 (16.059) | - 22.534* (13.322) | 3.210*** (0.588) |
| | 非自発的離職 (T: 95, C: 63) | - 51.881 (54.200) | - 71.126* (42.975) | 3.056** (1.361) |

注：括弧内の値は標準誤差を示す。

*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% の水準で有意であることを示す。

T および C の右にある数字は、それぞれマッチングに用いられた失業給付受給者の観測数、マッチングされた非受給者の観測数を表す。

る。男性労働者、30歳以上¹⁷⁾、前職が正規雇用の者において推定値が負値かつ有意であり、失業給付の受給により再就職先での年収が低下する。一方、女性労働者、29歳以下、前職が非正規雇用の者では推定値が有意ではなかった。離職理由別の推定では、非自発的な離職者、自発的な離職者ともにDIDマッチング推定法による推定値が負値かつ有意であった。また、どの属性においても、失業給付の受給が失業期間に与える効果の推定値は、正值かつ有意であり、失業給付の受給は失業期間を3~4ヶ月程度長期化させる。

表6は離職時の雇用環境別での推定結果を示している。離職時の失業率別の推定では、失業率が4.0%未満での推定値は有意ではなかったが、失業率が4.0%以上では推定値が負値かつ有意であった。離職時の失業率が高いとき、失業給付の受給によって再就職先での年収は低下する。また、離職時の景気拡張・後退期別の推定では、景気後退期において、DIDマッチング推定法による推定値

が負値かつ有意であった。失業給付を受給して失業を継続している間に労働環境が悪化した結果、労働条件の悪い仕事に再就職せざるを得なくなったのかもしれない。

最後に、失業給付が再就職先での賃金に与える長期的効果を調べるため、失業給付が再就職数年後の年収に与える効果を推定する。『ワーキングパーソン調査, 2002』はパネルデータではないが、現在(2001年4月から2002年3月)の年収および再就職した時点についての情報を含む。この情報を利用して、2001年4月からT年前に再就職した労働者の現在の年収を比較することで、再就職T年後の年収に与える効果を推定する。推定結果は表7に示されている。推定値は再就職後どの時点においても有意ではなかったが、推定値の絶対値は再就職0~1年後から1~2年後にかけて大きくなっており、再就職後に時間が経つにつれて失業給付の受給が年収を引き下げる効果が大きくなっているようにみえる。この結果から失業給付の受給が再

表6 雇用環境別推定：失業給付の受給が再就職後1年目の年収に与える効果

| 被説明変数 | 再就職1年目の年収(万円) | | 失業期間(月) |
|---------|-----------------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) クロスセクション・マッチング推定法 | (2) DID マッチング推定法 | (3) クロスセクション・マッチング推定法 |
| 離職時失業率別 | 3.0%未満 (T; 63, C; 115) | 4.961 (41.841) | 1.940 (1.435) |
| | 3.0%以上 4.0%未満 (T; 119, C; 227) | - 6.322 (25.482) | 4.471*** (0.812) |
| | 4.0%以上 (T; 150, C; 201) | - 51.006* (30.165) | 3.043*** (0.828) |
| 景気循環別 | 景気拡張期に離職 (T; 192, C; 304) | - 14.959 (17.404) | 2.572*** (0.690) |
| | 景気後退期に離職 (T; 140, C; 256) | - 20.781 (22.251) | 2.959*** (0.884) |

注：括弧内の値は標準誤差を示す。

*, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%の水準で有意であることを示す。

TおよびCの右にある数字は、それぞれマッチングに用いられた失業給付受給者の観測数、マッチングされた非受給者の観測数を表す。

1990年代における内閣府景気基準日付による景気後退期は1991年2月から1993年10月までと1997年5月から1999年1月までである。

表7 失業給付が再就職数年後の年収に与える効果

| 被説明変数 | 再就職数年後の年収(万円) | |
|-----------------------------|-----------------------|----------------------|
| | (1) クロスセクション・マッチング推定法 | (2) DID マッチング推定法 |
| 0～1年後の年収 (T; 84, C; 146) | - 14.060 (57.462) | - 0.655 (79.380) |
| 1～2年後の年収 (T; 76, C; 81) | - 22.750 (52.631) | - 22.235 (50.764) |

注：括弧内の値は標準誤差を示す。

*, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%の水準で有意であることを示す。

TおよびCの右にある数字は、それぞれマッチングに用いられた失業給付受給者の観測数、マッチングされた非受給者の観測数を表す。

0～1年後の年収、1～2年後の年収の推定に用いられる標本はそれぞれ、2000年4月から2001年3月に再就職した者、1999年4月から2000年3月に再就職した者である。

被説明変数は、2001年4月から2002年3月における年収である。

この推定のみ2000年4月から2001年3月の間に離職した者をサンプルに含む。

就職数年後に賃金を高めるといふ長期的な効果は確認できなかった。

3 頑健性の検討

前項では、失業給付の受給は再就職先での賃金に影響を与えない、または低下させるといふ結果が得られた。しかし、この結果の解釈にはいくつかの留意が必要である。まず、本稿のサンプルに

において、失業給付を受給しなかったと回答したにもかかわらず受給資格があると思われる者(表1の④)は、有利な条件の再就職先を見つけていたため、あえて失業給付を受給しなかった者が含まれている可能性がある。また、受給しなかったと回答した者のうち、自己都合退職による3ヶ月の待機期間内に再就職し、受給機会がなかったと思われる者(表1の⑤)は、失業給付の支給開始前

表 8 頑健性の検討：失業給付の受給が再就職後 1 年目の年収に与える効果

| 被説明変数 | 再就職 1 年目の年収 (万円) | | 失業期間 (月) | |
|---|--------------------------------|------------------------|---------------------------|---|
| | (1) クロスセクション・ マッチング推定法 | (2) DID マッチング 推定法 | (3) クロスセクション・ マッチング推定法 | |
| 推定① 失業給付の受給資格の有無を変数に追加 (T ; 332, C ; 594) | - 10.713 (13.720) | - 22.816* (13.417) | 1.303** (0.518) | |
| 推定② 前職正規かつ受給した者 vs. 前職非正規かつ非受給の者 (T ; 291, C ; 139) | - 42.600* (25.146) | - 36.566 (22.857) | 2.374** (0.979) | |
| 推定③ 失業給付を受給した者 vs. 受給要件を満たさない者 (T ; 309, C ; 42) | 62.349 (54.481) | - 10.181 (51.050) | 4.098** (1.632) | |
| 推定④ | 失業 0.5 ヶ月以上 (T ; 328, C ; 563) | - 31.009** (15.076) | - 34.956*** (13.328) | — |
| | 失業 1.0 ヶ月以上 (T ; 321, C ; 510) | - 17.979 (12.975) | - 22.119* (12.386) | — |
| | 失業 2.0 ヶ月以上 (T ; 292, C ; 369) | 0.349 (15.236) | - 20.151 (15.487) | — |
| | 失業 3.0 ヶ月以上 (T ; 263, C ; 250) | 5.775 (16.126) | - 13.099 (15.295) | — |

注：括弧内の値は標準誤差を示す。

*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% の水準で有意であることを示す。

T および C の右にある数字は、それぞれマッチングに用いられた失業給付受給者の観測数、マッチングされた非受給者の観測数を表す。

推定①では、失業給付の受給資格の有無を示す変数を一段階目の推計の説明変数に追加して失業給付の受給の効果を推定している。なお、受給資格があるとは、受給要件を満たし、かつ受給する機会があったことを示す。

推定②では、失業給付を受給したと回答した前職が正規雇用の者を処置群、失業給付を受給しなかったと回答した前職が非正規雇用の者を対照群として失業給付の効果を推定している。雇用形態に関する変数は除かれている。

推定③では、失業給付を受給したと回答した者を処置群、失業給付の受給要件を満たさなかった者を対照群として失業給付の効果を推定している。勤続期間に関する変数は除かれている。

推定④では、失業期間に応じてサンプルを区切って失業給付の効果を推定している。

に条件のよい仕事に再就職しているのかもしれない。さらに、労働者が失業給付受給の意思決定を職探し開始後に行っている可能性も考えられる。労働者は受給の手続きの手間を嫌って、まずは貯蓄を切り崩しながら求職活動を行い、うまくいかなかったときに失業給付を受給するという行動をとっているかもしれない。そこで、失業給付の受給に関する意思決定が内生的に行われている可能性を考慮し、推定の条件を変えて前項までの推定結果の頑健性について検討する¹⁸⁾。

第1に、労働者の個人属性から推測した失業給付の受給資格の有無を示すダミー変数を一段階目の推計における説明変数に追加して、失業給付の

受給が再就職先での賃金に与える効果を推定する。第2に、失業給付を受給したと回答した前職が正規雇用の者を処置群、失業給付を受給しなかったと回答した前職が非正規雇用の者を対照群として推定を行う。正規雇用は雇用保険が適用され、非正規雇用は適用されていなかった可能性が高い¹⁹⁾。第3に、前職での勤続期間が短く、そもそも失業給付の受給要件を満たさなかったと思われる者(表1の⑥)を対照群とする。第4に、失業期間を区切って失業給付の効果を推定する。第2と第3の推定では、失業給付の受給資格があるにもかかわらず、あえて受給しなかった者を、第4の推定では、失業初期に賃金の高い再就職先を見

つけたため失業給付を受給しなかった可能性が高い者をサンプルから除くことが期待される²⁰⁾。

推定結果は表8に示されている。失業給付の受給資格を説明変数に追加した推定では、DIDマッチング推定法による推定値が負値かつ有意であった。前職が正規雇用かつ失業給付を受給したと回答した者を処置群、前職が非正規雇用かつ受給しなかったと回答した者を対照群とした推定でも、クロスセクション・マッチング推定法において推定値が負値かつ有意となる。一方、失業給付の受給要件を満たさなかったと思われる者を対照群とした場合、クロスセクション・マッチング推定法による推定値が正值となったが有意ではなかった。失業期間でサンプルを区切った推定においては、失業期間0.5ヶ月以上と1ヶ月以上では推定値が負値かつ有意であったが、失業期間が2ヶ月以上では推定値は有意ではなくなる。失業期間が2ヶ月以上と3ヶ月以上では、クロスセクション・マッチング推定法による推定値が正值であったが、有意ではなかった。推定の条件を変えても、失業給付の受給が再就職先での賃金を高めるという結果は得られなかった。

V おわりに

本稿では、労働者の個票データを用いて失業給付が再就職先での賃金に与える影響をマッチング法で推定した。その結果は次の四つである。(1) 失業給付の受給は再就職先での1年目の年収を31～39万円程度引き下げる。失業給付を受給した労働者は、仮に失業給付を受給しなかった場合に比べて低い賃金の仕事に再就職している。(2) 属性別においても、失業給付の受給が再就職先での年収を高める効果は確認されない。男性労働者、30歳以上、前職が正規雇用であった労働者は失業給付を受給することで、再就職先での年収が低下する。労働者の属性によって失業給付の効果は異なる。

(3) 失業給付は失業率が低い時期や景気拡張期には再就職先での年収に影響を与えないが、失業率が高い時期や景気後退期では再就職先での年収を引き下げる効果を持つ。(4) 失業給付の受給は再

就職先での0～2年後の年収に影響を与えない。本稿の推定では、失業給付が再就職先での賃金を高める効果は確認できなかった。

失業給付の受給が再就職先での賃金に影響を与えない、または賃金を低下させるという結果が得られた理由として、まず、失業給付の受給が労働者の求職意欲が低下させるモラルハザードを引き起こしている可能性が考えられる。労働者が職探しの強度を低下させたため、失業給付を受給しなかった場合に比べて生産性の高い高賃金の仕事を見つけることができなかったのかもしれない。

加えて、失業給付の受給による失業の長期化によって再就職先での賃金が低下していることが考えられる²¹⁾。第1に、失業者は受給の有無にかかわらず失業を経るにつれて留保賃金を低下させている可能性がある²²⁾。このとき、失業の長期化によって再就職先での賃金は低下する。第2に、失業期間が延びるにつれて企業から提示される賃金が低下している可能性がある²³⁾。失業時の人的資本の減耗や、失業期間の長さが労働者の生産性が低いという負のシグナリングになることによって、低い賃金が提示されているのかもしれない。こうした状況の下では、(1) 失業給付の受給時に留保賃金の上昇を通じて再就職先での賃金が高まる効果を、(2) 失業の長期化により、失業者の留保賃金や提示される賃金が低下して再就職先での賃金が低下する効果²⁴⁾が上回った場合、失業給付の受給によって再就職先での賃金が低下する可能性がある。

失業給付の受給が失業を長期化させ、かつ労働者が生産性の低い低賃金の仕事に再就職することになるならば、失業給付は失業の長期化および生産性の低下を通じて労働市場に非効率性を発生させていることになる²⁵⁾。この場合、失業給付は労働者を失業初期に再就職させる労働促進的な制度設計や求職支援などが求められるだろう。

ただし、労働者と仕事のマッチングの質に関する指標は賃金だけではない。失業給付を受給することで再就職先での賃金が低下したとしても、再就職先での定着率や仕事の満足度、福利厚生など賃金以外の労働条件は高まっている可能性もあ

る。

今後の課題としては、(1) 失業給付が再就職先での賃金以外の労働条件に与える影響についての分析と、(2) 本稿では失業給付受給の有無の効果を推定したが、政策的により重要であると思われる支給額や支給期間など失業給付の手厚さの効果の分析が挙げられる。

謝辞

本稿の作成にあたり、山重慎二氏から懇切丁寧なご指導を頂戴した。井深陽子、佐藤主光、田近栄治、渡辺智之の各氏から貴重なコメントをいただいた。2名の本誌匿名レフェリーからのコメントは改訂にあたり有益であった。リクルートワークス研究所および東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブからは『ワーキングパーソン調査, 2002』の個票データを提供していただいた。記して感謝申し上げたい。なお、本稿における誤りはすべて筆者の責任である。

(平成25年2月投稿受理)

(平成26年11月採用決定)

注

- 1) 失業者の行動に関する情報の非対称性が大きいいため、失業給付はモラルハザードを引き起こしやすいことが指摘されている。その理由として、濱口 (2010) は労働者の再就職意欲を客観的に判断することが困難であること、八代 (2001) は労働者にとって就業と失業の選択が容易であることを挙げている。
- 2) Burdett (1979) はこうした効果に注目して、失業給付を「求職活動の補助金」と呼んでいる。
- 3) 最近の失業給付に関するサーベイとして、Tatsiramos and van Ours (2012) が挙げられる。
- 4) 小原 (2002) は大阪府で行われたアンケート調査を用いて、失業給付の受給は労働者の再就職確率を約52%下げるという結果を得ている。また、Machikita et al. (2013) は雇用保険の業務統計を利用して、失業給付の所定支給期間の長さは労働者の再就職確率を低下させないことを示している。
- 5) 本節の説明は吉田 (2004) と黒澤 (2005) を参考にしている。
- 6) 失業給付を受給する予測確率の集合は、(1) 失業給付を実際に受給した者のみが存在する部分集合、(2) 受給しなかった者のみが存在する部分集合、(3) 受給した者としなかった者の両方が存在する部分集合 (共有サポート) に分けられるが、本稿では (3) の部分集合のみをマッチングに利用している。
- 7) 本稿では、バンド幅を0.06としている。
- 8) ただし、(9) 式が成り立たない可能性も考えられる。例えば、前職で生産性以上の賃金を得ていた者が離職して生産性に見合った職に再就職した場合、再就職前後で賃金が大きく低下する。失業給付の支給額は前職での賃金を基準として決まるため、前職で生産性以上の賃金を得ていた者は再就職先で得られる賃金に対する支給額 (代替率) が高く、失業給付を受給する傾向があるかもしれない。このとき、失業給付を受給した者の方が前職から再就職後への賃金の変化が大きく、(8) 式から得られる推定値にバイアスがかかる。
- 9) 大日 (2001) は、再就職後に労働者の生産性や能力の情報が雇用主に蓄積されるに伴って賃金が増加するという予想に基づいて、労働者が採用時点において低い賃金の仕事に対しても有利な就職先であると判断する可能性を指摘している。
- 10) 首都圏は首都50km圏内 (東京都、神奈川県、千葉県、埼玉県、茨城県)、関西圏は大阪30km圏内 (京都府、大阪府、兵庫県)、東海圏は名古屋30km圏内 (愛知県、岐阜県) である。
- 11) ここでの就業者の定義は、2002年7月最終週に1日でも雇用されて就業した者である。
- 12) 1995年4月以降は雇用保険の適用範囲が拡大されたため、20時間未満の者をサンプルから落とす。
- 13) ただし、受給資格の有無の推測には限界がある。第1に、前職での雇用期間が1年以上の見込みであるかどうかに関する情報がないため、すべての者が雇用期間1年以上の見込みであると仮定して資格の有無を推測している。第2に、離職時に失業給付を受給しなければ、雇用保険の被保険者期間は累積して計算されるが、前職に就く前における失業給付の受給状況や被保険者期間に関する情報がないため、前職に就く前の被保険者期間はゼロとして推測している。
- 14) 情報収集活動とは、求人情報誌の購入、友人・知人に転職先紹介・斡旋を依頼、人材紹介会社、派遣会社への申し込み・登録、ハローワークでの情報収集・登録等の活動を指す。
- 15) 求職活動には、世帯の貯蓄や所得状況なども影響すると考えられるが、この調査には含まれていない。
- 16) 具体的には、被説明変数を失業期間 (月) として、(7) 式で推定している。説明変数は、再就職先での賃金に与える効果を推定したときと同じ変数を用いている。
- 17) 30歳以上の労働者で推定値が負値かつ有意となる理由として、年功賃金の下で生産性以上の賃金を

得ていた者が失業給付を受給する傾向があるため(9)式が満たされず、推定値にバイアスがかかっている可能性が考えられる。

- 18) Addison and Blackburn (2000) を参考にしている。
- 19) 『平成11年 就業形態の多様化に関する総合実態調査』(厚生労働省)によると、1999年9月末時点における非正社員の雇用保険の適用率は50.1%である。
- 20) ただし、第1の推定では、本稿で用いるサンプルは自己都合による離職のため失業給付の受給に3ヶ月の待機期間があると思われる者が多いことから、受給資格の有無を通じて間接的に失業期間をコントロールすることになる。第2の推定では、前職の雇用形態と失業給付の受給による効果を識別できない、第3の推定では、前職での勤続期間と失業給付の受給による効果を識別できない、という問題点がある。
- 21) 例えば、Schmieder et al. (2013) は、失業期間が1ヶ月延びると、賃金が約0.8%低下することを示している。
- 22) サーチ理論の枠組みにおいて、有限期間の下では、失業給付の受給に関係なく失業者の留保賃金は求職期間を経るにつれて低下する。Addison et al. (2013) は欧州のデータを用いて、失業を経るにつれて失業者の留保賃金がわずかに低下することを示している。また、Brown et al. (2011) はコンピューター上でサーチ理論の枠組みにおける求職活動を行う実験により、求職期間を通じて留保賃金を一定に保つことが最適な無限期間の下でも被験者の留保賃金は求職期間を通じて低下することを見出し、過去に費やした求職期間という主観的なコストの増加によって留保賃金が低下している可能性を指摘している。
- 23) 仮に失業の長期化により提示される賃金が低下する状況に置かれていても、労働者はそのことを認識していないかもしれない。一方、認識していたとしても、失業者が再就職後の賃金ではなく、失業時に失業給付を受給していることの便益を含めた生涯にわたる期待生涯効用を最大化するように行動している場合、失業給付を受給している間は留保賃金が上昇し、失業は長期化する。
- 24) 失業期間が長い失業給付受給者の再就職先での賃金は、失業期間が短い非受給者と比べて低くなる可能性がある。
- 25) 労働市場全体における失業給付の効果という観点では、(1) 失業給付の受給による失業の長期化が、その保険料を上昇させることで就業者の労働供給に影響を与える可能性や、(2) 失業給付受給者が職探しの強度を下げることで、非受給者の再就職確率が上昇する正の外部性が考えられる。例えば、Lalive et al. (2013) は、一部の労働者の失業給付の支給期間が延長された制度変更を利用して、延

長されなかった労働者の失業期間が短縮することを示し、求職活動に伴う外部性の存在を見出している。

参考文献

- Addison, J. T. and M.L. Blackburn (2000) "The Effects of Unemployment Insurance on Postunemployment Earnings," *Labour Economics* 7 (1), pp.21-53.
- Addison, J. T., J. A. F. Machado and P. Portugal (2013) "The Reservation Wage Unemployment Duration Nexus," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 75 (6), pp.980-987.
- Belzil, C. (2001) "Unemployment Insurance and Subsequent Job Duration: Job Matching vs. Unobservable Heterogeneity," *Journal of Applied Econometrics* 16 (5), pp.619-636.
- Brown, M., C. J. Flinn and A. Schotter (2011) "Real-Time Search in the Laboratory and the Market," *American Economic Review* 101 (2), pp.948-974.
- Burdett, K. (1979) "Unemployment Insurance Payments as a Search Subsidy: a Theoretical Analysis," *Economic Inquiry* 42 (3), pp.333-343.
- Ehrenberg, R. G. and R. L. Oaxaca (1976) "Unemployment Insurance, Duration of Unemployment, and Subsequent Wage Gain," *American Economic Review* 66 (5), pp.754-766.
- Lalive, R, C. Landais and J. Zweimüller (2013) "Market Externalities of Large Unemployment Insurance Extension Programs," CESifo Working Paper Series No.4413.
- Machikita, T., M. Kohara and M. Sasaki (2013) "The Effect of Extended Unemployment Benefit on the Job Finding Hazards: A Quasi-Experiment in Japan," IZA Discussion Paper No.7559.
- Mortensen, D. T. (1977) "Unemployment Insurance and Job Search Decisions," *Industrial and Labor Relations Review* 30 (4), pp.505-517.
- Pissarides, C. A. (2000) *Equilibrium Unemployment Theory*, 2nd Edition, Cambridge: The MIT Press.
- Schmieder, J. F., T. von Wachter and S. Bender (2013) "The Causal Effect of Unemployment Duration on Wages: Evidence from Unemployment Insurance Extensions," NBER Working Paper No.19772.
- Tatsiramos, K. (2004) "The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment Duration and the Subsequent Employment Stability," IZA Discussion Paper No.1163.
- Tatsiramos, K. and J. C. van Ours (2012) "Labor Market Effects of Unemployment Insurance Design," *Journal of Economic Surveys* 28 (2), pp.284-311.
- van Ours, J. C. and M. Vodopivec (2008) "Does

- Reducing Unemployment Insurance Generosity Reduce Job Match Quality?" *Journal of Public Economics* 92 (3-4), pp684-695.
- 大日康史 (2001) 「失業給付が再就職先の労働条件に与える影響 - Average Treatment Effectによるプログラム評価」『日本労働研究雑誌』497号, pp.22-32.
- 黒澤昌子 (2005) 「積極労働政策の評価—レビュー」『フィナンシャル・レビュー』77号, pp.197-220.
- 厚生労働省 (2001) 『平成11年 就業形態の多様化に関する総合実態調査』.
- 小原美紀 (2002) 「失業者の再就職行動—失業給付制度との関係」玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム』東洋経済新報社, pp.195-210.
- 濱口桂一郎 (2010) 「労働市場のセーフティネット—雇用保険制度等の展開と課題」『ビジネス・レイバー・トレンド』2010年4月号, pp.25-29.
- 八代尚宏 (2001) 「雇用保険制度の再検討」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』東京大学出版会, pp.225-257.
- 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号, pp.40-53.
(たなか・やすなり (株)三菱総合研究所
政策・経済研究センター研究員)