

失職経験が所得低下に及ぼす影響*

佐藤 一磨**

〈要旨〉

本稿の目的は、『慶應義塾家計パネル調査』を用い、非自発的理由による失職経験が所得に及ぼす影響を検証することである。我が国ではバブル崩壊以降、「失われた10年」と言われるほどの長期不況を経験し、多くの非自発的な理由による失職者を生み出した。この失職が所得をどの程度低下させるのか、そして、その低下がどの程度持続するのかといった点に関して海外では数多くの研究があるものの、国内ではあまり研究がない。他の先進国と比較して、転職市場の規模が小さく、長期雇用の傾向が強い我が国の場合、この失職による所得低下の影響が大きいと考えられるが、その実態は明らかになっていない。そこで、本稿では **Propensity Score Matching** 法を用い、男女別、年齢別に失職経験が所得に及ぼす影響を検証した。この分析の結果、次の3点が明らかになった。

1 点目は、男女別に失職が所得に及ぼす影響の違いを検証した結果、いずれの年齢層でも男性の所得低下額の方が女性よりも大きい傾向にあった。しかし、所得低下率(%)はほとんどの場合、女性の方が男性よりも若干大きかった。2 点目は、男性について分析した結果、全年齢層では失職時から失職3年後まで持続的に継続就業者よりも所得が低く、失職3年後時点でも60万円以上所得が低かった。年齢別にみると、所得低下幅が最も大きいのは41歳以上の中高年齢層であり、この背景には失職による就業率の低下とそれまで蓄積した人的資本の喪失が大きな影響を及ぼすと考えられる。3 点目は、女性について分析した結果、全年齢層では男性と同様に失職時から失職3年後まで持続的に継続就業者よりも所得が低く、失職3年後時点でも30万円以上所得が低かった。年齢別にみると、40歳以下の場合、少なくとも失職1年後までは所得低下が確認されるが、41歳以降の中高年齢層になると失職3年目まで持続的に所得が低下する傾向にあった。

JEL Classification Number : J31, J63, J64

Key Word : 失職、所得低下、Propensity Score Matching 法

* 本稿の作成にあたり慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターによる『慶應義塾家計パネル調査』の個票データの提供を受けた。また、2名の本誌レフェリーからは本稿を改善する上で非常に有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝する次第である。

** 明海大学経済学部 専任講師 連絡先：〒279-8550 千葉県浦安市明海1丁目 明海大学 Tel: 090-7016-2801

The Impact of Job Displacement on Earnings Losses

By Kazuma SATO

Abstract

The purpose of this paper is to examine the impact of job displacement on earnings losses by using the Keio Household Panel Survey (KHPS). During the long-term recession known as the “Lost Decade,” many Japanese workers experienced involuntarily unemployment. Although many studies have attempted to estimate the extent and persistence of earnings losses due to job displacement, there are only a few such studies focusing on Japan. When compared with other industrialized countries, the Japanese job change market is small and lifetime employment is still prevalent. Therefore, the earnings losses of displaced workers are generally considered to be large. However, the actual magnitude of these losses has not been clarified. We will examine the impact of job displacement on earnings losses by sex and age using the propensity score matching method. Three key points emerge from this analysis. First, after examining the results of an analysis by sex at all age groups, we find that earnings losses are larger among men than women. However, the earnings losses ratio is larger among women than men for most age groups. Second, an analysis of men of all age groups finds that the earnings of displaced workers are lower than those of continuous workers from the year of displacement to 3 years afterward. These earnings losses total over ¥600,000 at 3 years after the time of displacement. The cost of this displacement is greater for those in the middle and older age groups. This is caused by the decrease in the employment rate after displacement and the loss of human capital. Third, the analysis of women of all age groups also shows that the earnings of displaced workers are lower than those of continuous workers from the year of displacement to 3 years afterward. Here, earnings losses amount to over ¥300,000 at 3 years after the time of displacement. For workers under the age of 40 years, earnings losses persist for at least 1 year after the time of displacement. For workers over the age of 41 years, earnings losses persist for 3 years after the time of displacement.

JEL Classification Number : J31, J63, J64

Key Word : Job Displacement, Earnings Losses, Propensity Score Matching Method

1. 問題意識

バブル崩壊以降、我が国は「失われた 10 年」と言われるほどの長期不況を経験してきた。この間、労働市場の需給状況は急速に悪化し、リストラや倒産といった理由で失職する労働者数が上昇した。実際に総務省『労働力調査』から非自発的理由による失職者数を見ると、1990 年には 134 万人であったが、2000 年には 320 万人、2010 年には 334 万人と大きく上昇している。

このような失職¹は、家計全体に影響を及ぼすと考えられるが、何よりも失職を経験した本人の所得を大幅に低下させると考えられる。失職の場合、自発的な理由による離職よりも求職活動の開始時期が遅れるため、求職活動期間が伸びることとなる。また、再就職できたとしても勤続年数がリセットされるため、賃金プロフィールが下方へシフトし、賃金が低下する恐れがある。これらの理由から、失職は所得に負の影響を及ぼすと考えられる。実際に海外の研究を見ると、失職は、その発生時に大きく所得を低下させるだけでなく、失職後数年間にわたって効果が持続することが明らかになっている (Jacobson, Lalonde and Sullivan 1993、Couch and Placzek 2010)。この傾向は、Jacobson, Lalonde and Sullivan(1993) のアメリカの研究例のみならず、カナダ(Zagorsky 1995)、フランス(Margolis 1999)、ドイツ(Couch 2001)、スウェーデン(Eliason and Storrie 2006)、ポルトガル(Carneiro and Portugal 2006) といった多くの先進国で確認されている。これに対して我が国では失職が所得をどの程度押し下げるのか、そして、その影響はどの程度持続するのかといった点に関する研究は少ない。しかし、近年のように失職者数が増加していることを考慮すると、この点に関する実証分析の蓄積が望まれる。

そこで、本稿では『慶應義塾家計パネル調査(以下、KHPS)』を用い、失職が所得に及ぼす影響を検証する。先行研究と比較した場合の本論文の特徴は、KHPS といったパネルデータを利用し、失職後の数年間にわたって所得がどのように変化するかを検証している点と男女別、年齢別にサンプルを分割し、失職の影響の違いを検証している点である。海外の先行研究では女性よりも男性ほど (Jacobson, Lalonde and Sullivan 1993)、若年層よりも高齢層ほど(Kletzer and Fairlie 2003)、失職による所得低下の規模が大きいと指摘されており、我が国でも同様の傾向が見られるかどうかを検証する。

我が国において、失職が所得に及ぼす影響に関する研究が少なかった背景にはそもそも失業率が他の先進国と比較して低く、社会に及ぼす影響が限定的だと考えられてきた側面がある。しかし、バブル崩壊以降、失業率は上昇し、近年のリーマンショックの影響もあり、実際に失職を経験する労働者が増加しているため、社会に及ぼす影響も拡大していると考えられる。また、我が国の労働市場の特徴を考えると、失職による所得低下が他の先進国よりも大きい可能性がある。我が国では長期雇用を前提としているため、外部労働市場を通じた労働移動が活発ではない傾向があると同時に、企業特殊的人的資本を重視する

¹ ここでの失職とは会社の経営上の都合によって非自発的に転職、失職を経験した場合をさす。

傾向がある (Hashimoto and Raisian, 1985、Mincer and Higuchi 1988)。このため、失職した場合、転職市場の規模が小さいため再就職することが困難となり、失業を継続するか、仮に再就職できても前職で蓄積した企業特人的資本を活用できないため、以前よりも労働条件が悪化する恐れがある。これらの理由から、失職による所得低下が我が国ではより深刻な可能性があり、その規模や持続性を検証することは、今後の雇用政策を考えていく上でも重要だと考えられる。

本稿の構成は次のとおりである。第2節では先行研究を概観し、本稿の位置づけを確認する。第3節では使用データについて説明する。第4節では推計手法について述べていく。第5節では推計結果について述べ、最後の第6節では本稿の結論と今後の研究課題について説明する。

2. 先行研究

失職した場合、なぜ労働者の賃金は大幅に低下するのだろうか²。もちろんその最大の理由は、失職後に失業を継続した場合、賃金を得ることができないためである。また、仮に再就職できた場合でも失職以前より所得が低下すると先行研究で指摘されており、この理論的背景について Jacobson, Lalonde and Sullivan(1993)は次の3つの理由を指摘している。

1 つ目は、失職による人的資本の喪失である。失職によって今まで就業していた会社を辞めざるをえない場合、その企業内で蓄積された人的資本、特に企業特人的資本が失われることになる。この結果、再就職できたとしても前職と同等の生産性を発揮することができないため、所得も低下する。また、もし失職後の再就職に時間がかかってしまう場合、今まで蓄積した人的資本が陳腐化したり、潜在的なOJTの機会を失う恐れがあるため、所得低下につながると考えられる。2 つ目は、労働組合、産業、企業規模による賃金プレミアムの喪失である。失職前の企業において、労働組合、産業、企業規模による生産性以上の賃金プレミアムがあった場合、失職後に再就職できたとしてもその分だけ所得が低下することとなる。この場合、労働者の生産性が失職前後において変化しなくても、前職における賃金プレミアムの分だけ所得が減少する。3 つ目は、失職による勤続年数のリセットである。我が国のように勤続年数に応じて賃金が上昇し、長期勤続を促す年功賃金制度が利用されている場合、失職によって勤続年数がリセットされると勤続年数の低下のみならず、前職において継続就業した場合に得られたであろう賃金上昇分も失うことになる。このため、勤続年数のリセットは長期的な所得の低下につながる。

以上の理由から失職は短期的のみならず、長期的な所得低下へとつながる。この点についてはアメリカを中心に数多くの実証分析の蓄積がある。研究成果についてまとめると、失職は長期的な所得低下を引き起こすといった点でコンセンサスが得られているが、所得低下の大きさについてはデータの種類、期間、個人属性等によって違いがみられると言え

² 本節における先行研究のサーベイについては近藤(2010)と Couch and Placzek(2010)を参考にしている。

る。例えば、Displaced Workers Survey (DWS)や Panel Study of Income Dynamics (PSID)を使用した分析結果を見ると、継続就業者と比較した場合の長期的な所得低下の平均値は 8～16%となっていた(Topel 1990; Ruhm 1991; Farber 1993; Neal 1995; Stevens 1997)。これに対して、ペンシルベニア州の行政データを用いた Jacobson, Lalonde and Sullivan(1993)の分析結果を見ると、失職直後に約 40%の所得低下を経験し、失職 6 年後でも 25%の所得低下が続いていた。また、コネチカット州の行政データを使用した Couch and Placzek(2010)の分析結果では失職直後に 32～33%ほどの所得低下を経験し、失職 6 年後だと 13～15%の所得低下となっていた。Couch and Placzek(2010)では同じ種類の行政データを使用した Jacobson, Lalonde and Sullivan(1993)と所得低下の規模が異なる理由として(1)製造業やサービス業の比率といった産業構造の違い、(2)分析時の景気状況の違いが大きな影響を及ぼしていると指摘している。これらの研究以外にアメリカ全土の行政データを使用した研究に von Wachter, Song and Manchester(2009)があり、Jacobson, Lalonde and Sullivan(1993)とほぼ同一の結果を得ている。

次に労働者の個人属性別の所得低下に関する研究を見ると、労働者の年齢層によって所得低下の規模が違うことを指摘する研究が多い。例えば、Health and Retirement Surveys (HRS)を用い、高齢層の失職による長期的な所得低下を計測した研究を見ると、DWS や PSID を用いた研究結果よりも所得低下の規模が大きくなっていた(Chan and Stevens 1999)。これに対して、National Longitudinal Survey of Youths (NLSY)を用いて若年層の失職による長期的な所得低下を計測した研究を見ると、失職によって所得が大幅に低下するものの、その規模や持続性は他の年齢層よりも小さいものであった(Kletzer and Fairlie 2003)。その他の個人属性について見ると、勤続年数が長く、人的資本の蓄積が大きい労働者ほど失職による所得低下が大きい傾向がみられた(Topel 1990; Farber 1993)。また、失職後の産業や職種の違いについて見ると、前職と同一の産業や職種についての労働者ほど産業や職種に起因した人的資本の損失が小さいため、所得低下が抑制される傾向があった(Jacobson, Lalonde and Sullivan 1993; Neal 1995)。さらに、失職後の景気との関連を見ると、景気後退期の方が再就職するまでの期間が長期化するため、失職による所得低下が大きくなる傾向があった(Farber 2005; Couch and Placzek 2010)。

以上の先行研究から明らかなおお、失職は長期的な所得低下を引き起こす。ただし、その規模や持続性はデータの種類、期間、個人属性等によって違いがみられる。それでは我が国における失職は所得にどのような影響を及ぼしているのだろうか。この点について分析した貴重な研究に玄田(2002)、阿部(2005)、Bognanno and Kambayashi(2007)、勇上(2005)がある。玄田(2002)は厚生労働省『雇用動向調査』を用い、離職理由別の賃金変化を分析しており、転職前後で同一職種や同一産業に再就職できた場合ほど賃金の低下幅が縮小することを明らかにしている。この点は玄田(2002)と同じデータを使用した阿部(2005)でも指摘されており、転職前後において同一産業に再就職する場合、産業特殊的人的資本の損失が少なく、賃金の低下幅も小さいことを明らかにした。また、同じく『雇用動向調査』を

使用した Bognanno and Kambayashi(2007)は、若年層と比較して高齢者ほど非自発的な理由によって転職すると賃金の低下幅が大きいことを明らかにした。これ以外にも、転職によって産業、職種が変化した際の賃金低下幅が近年になるほど縮小したことを明らかにしており、この背景には企業の訓練量の低下が存在すると指摘している。勇上(2005)は労働政策研究・研修機構の『求職活動に関する調査』の個票データを用い、失職理由別の賃金変化と再就職過程について分析した。分析の結果、倒産・廃業による離職者と比較して、自発的な離職者は転職前後に賃金が上昇するが、希望退職者だと賃金に違いは見られないことを明らかにした。

以上、国内、海外の先行研究を簡単に概観したが、海外と比較して国内における研究蓄積はまだ十分とは言えない。国内の研究ではクロスセクションデータを用いた研究が多く、失職がどの程度持続的に所得に影響を及ぼすのか明らかになっていない。また、失職者の個人属性によって失職による所得低下の規模や持続性がどのように異なっているのかといった点も海外の研究と比較するとあまり分析されていない。そこで、本稿ではこれらの点を考慮したうえで失職が所得に及ぼす影響を検証する。

3. データ

使用データは KHPS である。この調査は慶應義塾大学大学院経済学研究科・商学研究科・京都大学経済学研究科連携グローバル COE プログラム「市場と質に関する理論形成とパネル実証分析」プロジェクトによって行われており、第1回目の2004年1月31日時点において満20歳～69歳の男女4005名を調査対象としている。現時点では2012年調査が最新年度となっている³。本稿では2012年までのデータを分析に利用する。以下では2004年から2012年までのデータを KHPS2004-KHPS2012 と呼ぶ。なお、KHPS2007 及び KHPS2012 では新規にサンプルが追加されているが、本稿ではパネルデータとしての特性を活用した推計を使用するため、KHPS2012 の新規追加サンプルは分析対象外とした。また、対象者が有配偶である場合、その配偶者に対しても同一の質問項目が用意されており、この配偶者も分析対象サンプルとして活用している。

分析対象は59歳以下の男性、女性であり、失職を経験したサンプルと継続就業しているサンプルに分けられる。前者の失職経験サンプルは、失職1年前に雇用就業についており、失職後にそのまま失業の状態にあるか、雇用就業に再就職したサンプルとなっている⁴。なお、定年退職によって失業した場合、分析対象から除外している。後者の継続就業サンプルは、パネル期間中に一度も失職を経験しなかった雇用就業者であり、同一企業で就業し

³ 各年の調査は毎年1～2月に実施されているため、2011年は東日本大震災前に調査が完了している。

⁴ ここでの失職とは KHPS の「あなたは1年前と同じ仕事に就いていますか。」という質問に対して「事業所閉鎖・会社倒産・自営業主の廃業」、「解雇・人員整理」、「その他勤め先や事業の都合」といった理由で離職、転職を経験した場合のことを指している。

続けているか、もしくは他の会社・経営組織へ出向したサンプルとなっている⁵。分析では継続就業サンプルの所得と比較して、失職サンプルの所得がどのように変化するかを検証していく。なお、自営業や家族従業者は雇用就業者と所得の決定方法が異なると考えられるため、分析対象から除外した。また、官公庁に勤務している労働者も我が国ではほとんどの場合、失職を経験しないため、分析対象から除外した。

4. 推計方法

失職が所得に及ぼす影響を検証する場合、近藤(2010)で的確に整理されているように困難が伴う。それは失職を経験する労働者と継続就業者の間に存在する元々の個人属性の違いである。失職経験者と継続就業者では学歴、企業規模、所得水準等で違いが見られ、特に失職経験者の方が失職以前から所得が低い傾向にあることが指摘されている(Jacobson, Lalonde and Sullivan 1993; Kletzer and Fairlie 2003)。このような失職以前から所得の差が存在している場合、失職による効果と元々の労働者間の個人属性の違いの効果を併せて計測してしまうため、その効果を過大推計する恐れがある⁶。この問題を解決するには、失職を経験した労働者の所得と失職を経験した労働者が失職を経験せずに継続就業した場合の所得を比較するといった方法をとる必要がある。しかし、前者の所得については実際に観測可能であるが、後者については仮想現実の値となるため、観測不可能となる。

この点に対して Jacobson, Lalonde and Sullivan(1993)は政策評価の方法を応用し、可能な限り失職経験者と属性の近い継続就業者を抽出し、分析している。具体的には勤続年数が6年以上のサンプルに限定したり、失職経験者と同一企業で雇用され続けた労働者を用い、固定効果モデルで分析している。これに対して Couch and Placzek(2010)は近年よく政策評価で活用される Propensity Score Matching 法を用い、この問題を解決している。Propensity Score Matching 法では、失職経験者と似通った属性を持つ継続就業者を統計的手法によってマッチングすることで、元々の個人属性の違いに起因する問題を解消する。本稿では Couch and Placzek(2010)に倣い、Propensity Score Matching 法を用いる。特に本稿では失職と観察できない個人属性の相関によって発生するバイアスを考慮することができる Difference in Differences(DID)マッチング推計法(Heckman, Ichimura and Todd 1997)を使用する。このような Propensity Score Matching 法の利点は、比較的小さいサンプルサイズでも似通った個人属性をもつサンプルを抽出しやすい点にある⁷。以下では Propensity Score Matching 法による ATT(Average Treatment effect on the Treated)の推計方法について説明する

⁵ ここでの継続就業とは KHPS の「あなたは1年前と同じ仕事に就いていますか。」という質問に対して「1年前と同じ会社・経営組織に勤め、事務所も変わっていない(継続就業・転勤なし)」、「1年前と同じ会社・経営組織に勤めているが、事業所を移った(継続就業・転勤あり)」、「1年前と同じ会社・経営組織に籍はあるが、他の会社・経営組織への勤務に変わった(出向)」と回答した場合のことを指している。

⁶ この点に関する詳細な議論については近藤(2010)の図1を参照されたい。

⁷ これに対して固定効果回帰分析では先行研究と同様に勤続年数等でサンプルを限定すると、利用可能となる KHPS のサンプルサイズが小さくなり、推計に使用できない変数が出てくるといった問題が発生する。

⁸。失職が所得に及ぼす影響の ATT は、次式のとおりとなる。

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

(1)式のうち、 D は失職を経験したかどうかを示し、雇用就業から失職した場合に1(トリートメント・グループ)、継続就業している場合に0(コントロール・グループ)となる⁹。 Y_1 は失職した場合の年収を示し、 Y_0 は継続就業した場合の年収を示している。

(1)式の第1項の $E(Y_1|D = 1)$ は、失職者の実際の所得を使用することが可能となる。しかし、第2項の $E(Y_0|D = 1)$ は、実際には失職したものが継続就業した場合の値となっているため、観測不可能となる。このため、(1)式のままでは ATT を計測できない。そこで、 $E(Y_0|D = 1)$ を観測可能な $E(Y_0|D = 0)$ に置き換え、ATT を推計する。しかし、KHPS は無作為実験によるデータではないため、失職者と継続就業者の所得やその他の個人属性 X が異なっている可能性が高く、 $E(Y_0|D = 1)$ を $E(Y_0|D = 0)$ で代替することが困難となる。

この問題を克服したのが Rosenbaum and Rubin(1983)の Propensity Score Matching 法である。この方法ではトリートメント・グループになる確率($\Pr(D = 1|X) = P(X)$)を算出し、この値が近い失職者と継続就業者をマッチングさせることで個人属性 X の違いをコントロールする。この場合、マッチング後の継続就業者の所得は失職者が継続就業した場合の仮想的な所得として使用することが可能となる。この $\Pr(D = 1|X)$ は、Propensity Score と言われ、Probit モデルあるいは Logit モデルで推計される。

Propensity Score を用いた場合、ATT は次式で表すことができる。

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

ただし、(2)式が成立するためには次の2つの仮定が満たされる必要がある。

$$Y_0 \perp D|P(X) \quad (3)$$

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

(3)式は条件付き独立性の仮定と言われ、Propensity Score を所与とした場合、 Y_0 は失職、継続就業の状況と相関を持たないことを意味している。つまり、失職した場合と継続就業の場合において、 Y_0 の値に違いが見られないことを示す。(4)式は重複の仮定と言われ、雇

⁸ Propensity Score Matching 法の説明に関する記述は、佐藤(2013)に基づいている。

⁹ 今回の分析では失職者が継続就業した場合を分析に使用したいため、コントロール・グループには自発的離職者を含めていない。なお、Couch and Placzek(2010)でも同様にコントロール・グループに自発的離職者を含めていない。

用就業から失職した全員に対して、属性の似通った継続就業のサンプルが存在することを意味している。(3)式及び(4)式が成立する場合、 $E(Y_0|D=1, P(X)) = E(Y_0|D=0, P(X))$ となり、バイアスがない形で ATT を推計できる。ATT の推計量は次式で示され、これはクロスセクション・マッチング推計量とも呼ばれる。

$$ATT_{CS} = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} [Y_{1i} - \sum_{j=1}^{n_0} W(i, j) Y_{0j}] \quad (5)$$

ただし、 n_1 は失職を経験した労働者の標本数、 n_0 は失職を経験せず、継続就業していた労働者の標本数を示す。また、 $W(i, j)$ は Propensity Score に基づく継続就業者サンプルへのウェイトであり、 $\sum_j W(i, j) = 1$ となる。

(5)式で推計される ATT は、Propensity Score を用い、属性の似通ったサンプルをマッチングすることで個人属性 X の違いをコントロールし、失職経験者と継続就業者の所得に有意な差があるかどうかを検証している。しかし、仕事に対する意欲が低い労働者ほど失職しやすく、所得も低い場合、クロスセクション・マッチング推計量では推計結果にバイアスが生じる恐れがある。このように観察できない要因が失職の決定に影響を及ぼしている場合、適切に失職が所得に及ぼす影響を検証できない。この点に対処するために、ここでは Heckman, Ichimura and Todd(1997)で使用されている DID マッチング推計法を使用する。DID マッチング推計法の大きな特徴は、マッチングされたサンプルを用い、失職前後の時点における継続就業者と失職経験者の所得の差に有意な違いがあるかどうかを検証している点にある。この場合、所得の差分をとっているため、時間に依存しない固定効果を除去できるという利点がある。ATT の推計量は次式のとおりとなる。

$$ATT_{DID} = \frac{1}{n_{1t}} \sum_{i=1}^{n_{1t}} \left[Y_{1ti} - \sum_{j=1}^{n_{0t}} W(i, j) Y_{0tj} \right] - \frac{1}{n_{1s}} \sum_{i=1}^{n_{1s}} \left[Y_{1si} - \sum_{j=1}^{n_{0s}} W(i, j) Y_{0sj} \right] \quad (6)$$

ただし、 t は雇用就業から失職へ移行した後の時点、 s は失職する以前の時点を示しており、 n_{1t} と n_{1s} は各時点の失職を経験した標本数を示す。また、 n_{0t} と n_{0s} は同時点における継続就業者の標本数を示す。この場合、条件付き独立性の仮定は次のように修正される。

$$E(Y_{0t} - Y_{0s} | D = 1, P(X)) = E(Y_{0t} - Y_{0s} | D = 0, P(X)) \quad (7)$$

(7)式は、Propensity Score を所与とした場合、前後の所得の変化 $Y_{0t} - Y_{0s}$ は失職、継続就

業の状況と相関を持たないことを意味している。つまり、失職を経験した労働者の場合と継続就業者の場合において、 $Y_{0t} - Y_{0s}$ の平均値に違いが見られないことを示している。今回の推計では(6)の DID マッチング推計法を用い、失職が所得に及ぼす影響を検証する。

Propensity Score Matching 法を用いる場合、次の3点に注意する必要がある(黒澤 2005)。1点目は、コモン・サポートについてである。マッチングする際、トリートメント・グループのサンプルに対して比較可能なコントロール・グループのサンプルが存在しない場合がある。このように適切な比較対象が存在しないサンプルも含まれてしまう場合、推計結果にバイアスが生じることが指摘されている(Heckman, Ichimura and Todd 1997)。今回の分析ではバイアスを避けるためにも比較対象のないサンプルを除外し、推計している。

2点目は、Propensity Score を推計する際にどのような説明変数を使用するのかといった点である。Propensity Score を推計する際の説明変数には、所得 Y_i または失職経験の有無 D に影響を及ぼす変数を含める必要がある。本稿では Couch(2001)、Kletzer and Fairlie(2003)、阿部(2005)といった先行研究を参考に説明変数を選択した。また、Balancing Property に基づく検定で棄却されないことも必要な条件となる(Dehejia and Wahba 1999, 2002)¹⁰。この検定では Propensity Score の説明変数の特定化が適切であるかどうかを検証しており、今回の分析に使用した個人属性 X についてはいずれも検定で棄却されていない。

3点目は、コントロール・グループへのウェイト $W(i, j)$ についてである。Propensity Score を用い、失職経験者と継続就業者をマッチングさせるが、算出される Propensity Score は連続変数となっている。このため、失職経験者と継続就業者において同一の Propensity Score を持つサンプルを見つけることは不可能となる。そこで、Propensity Score がどのような場合に失職経験者と継続就業者のサンプルをマッチングさせるのかを決定する必要がある。今回は Nearest Neighbor Matching with a Caliper と Kernel Matching の2種類を使用する¹¹。Nearest Neighbor Matching with a Caliper とは Nearest Neighbor Matching と Caliper Matching の両方の特徴を持つマッチング方法である(Guo and Fraser 2010)。このマッチング方法ではトリートメント・グループとコントロール・グループの Propensity Score の差を $A_i(P(x)) = \{(P_j) \mid \|P_i - P_j\| < r\}$ と定義し、この差が半径 r 以内であればマッチングのペアの候補として残し、その中でも Propensity Score の差が最も小さいものを1つだけマッチさせるという方法である。この方法の利点は、Caliper Matching によってコントロール・グループの候補を絞ることで、通常の Nearest Neighbor Matching よりもより属性の近いコントロール・グループとのマッチングを達成できる点にある。Kernel Matching ではトリートメント・グループのサンプルに対してある一定の距離内のコントロール・グループのサンプルの加重平均をマッチするという方法である。この際のウェイト $W(i, j)$ は次式のとおりとなる。ただし、 K はカーネル関数を示し、 h_n はウェイト付けする際のバンド幅を示す。

¹⁰ Balancing Property の検定方法は、Propensity Score の値が近いサンプルでグループを作成し、失職経験サンプルと継続就業サンプルの個人属性 X の平均値に違いがないかを確認するものである。

¹¹ Radius Matching を用いた分析も行ったが、Kernel Matching とほぼ同一の結果となっていた。

$$W(i, j) = \frac{K[(\hat{P}_j - \hat{P}_i)/h_n]}{\sum_{j=1}^{n_0} K[(\hat{P}_j - \hat{P}_i)/h_n]} \quad (8)$$

これらの2つのマッチング方法を使用する際、通常回帰分析よりも標準誤差が適切に推計されないという問題点が指摘されている(Heckman et al. 1998)。これに対処するためにはブートストラッピング法によって標準誤差を導出することが望ましい(Imbens 2004)。そこで、いずれのマッチング法でもブートストラッピング法によって標準誤差を求めた。反復回数は300回である。なお、いずれのマッチング方法でも同一年におけるトリートメント・グループとコントロール・グループをマッチングしている¹²。

Y_i には消費者物価指数を用い実質化した仕事からの年収を用いる。この年収は失業中には0の値をとるように定義している。これは、失職後に失業を継続した場合の影響と再就職後に人的資本の喪失等によって所得が低下した場合の影響を併せて計測し、失職が所得に及ぼす影響を総合的に検証するためである。今回のDIDマッチング推計法では、失職前年の時点(t-1年)の値を基準として、失職年(t年)、失職1年後(t+1年)、失職2年後(t+2年)、失職3年後(t+3年)の年収の差分を分析に使用する。このように失職後の数年間にわたって年収の変化を分析するのは、失職の長期的な影響を検証するためである。なお、失職4年後以降になるとトリートメント・グループのサンプルが20未満と小さくなってしまう場合があるため、今回の分析では失職4年後以降は分析対象から除外した。

D は、雇用就業から失職を経験した場合に1、継続雇用就業の場合に0となるダミー変数である¹³。なお、今回はパネル期間中の2回目以降の失職を分析対象外としている。これは、2回目以降の失職は初回の失職が所得に及ぼす影響と違いがあると考えられるためである¹⁴。

Propensity Scoreの推計に用いる個人属性 X には学歴ダミー、有配偶ダミー、5歳以下の子どもありダミー、6-12歳の子供ありダミー、労働組合ありダミー、勤続年数とその2乗項、年齢とその2乗項、雇用形態ダミー、都道府県別有効求人倍率、業種ダミー、職種ダミー、企業規模ダミー、市郡規模ダミー、地域ブロックダミー、年次ダミーを使用している。い

¹² 例えば、2009年の失職経験者と似通った属性を持つ2009年の継続就業者のマッチングを行っている。

¹³ 今回の分析では会社倒産や解雇等による失職を分析対象としているが、海外の von Wachter, Song and Manchester(2009)や Couch and Placzek(2010)等の先行研究では行政データから Mass Layoff にあった労働者を特定し、分析に使用している。Mass Layoff を使用する利点は、(1)通常の解雇による失職では、解雇される労働者側に問題点がある場合が多いため、逆の因果関係が存在する恐れがあるが、Mass Layoff だとこの点を回避できる、(2)企業の業績悪化による希望退職・早期退職を除外できる、という2点である。また、これに加えて Gibbons and Katz(1991)で指摘されるように、会社倒産と解雇による失職では所得低下の規模が異なっているため、これらを分けて分析する方が望ましい。しかし、KHPS では(1)Mass Layoff による失職を識別できない、(2)会社倒産と解雇を別々にするとサンプルが減少し、分析が困難となる、という2つの理由から、会社倒産や解雇等による失職を分析対象とした。この点は本稿の課題であり、今後 Employer-Employee Matched Data 等の活用を視野に入れ、再度分析していきたい。

¹⁴ 男性の場合、パネル期間中の失職件数は166件であり、そのうちの16件(全体の9.6%)が2回目以降の失職であった。女性の場合、パネル期間中の失職件数は204件であり、そのうちの17件(全体の8.3%)が2回目以降の失職であった。

ずれの変数も1期前の値を使用しており、Propensity Scoreの推計にはLogitモデルを使用した。

今回はサンプルを男女別、年齢別に分けて推計する。男女別にサンプルを分割するのは、次の2つの理由からである。1つ目の理由は、性別によって所得水準が大きく異なるため、失職が所得に及ぼす影響も男女によって違うと考えられるためである。2つ目の理由は、男性と比較して女性の場合、結婚、出産後に仕事を辞めることが多く、それを予見してあまり人的資本の蓄積を行わない可能性があるため、失職による所得低下の規模も小さいと考えられるためである。次に年齢別にサンプルを分割するのは、若年層と高齢層では勤続期間の違いを反映して人的資本の蓄積に違いがあるため、失職による所得低下の規模にも差があると考えられるためである。特に人的資本を蓄積している高齢層ほど失職による所得低下が大きいのと考えられ、その傾向がみられるかどうかを確認する。なお、分析では40歳以下の層と41歳以上の層の2つに分割する。前者の40歳以下のサンプルは若年層の割合が多くなっており、後者の41歳以上のサンプルは高齢者の割合が多くなっている。

表4-1 基本統計量(男性)

変数	男性:年齢合計						男性:40歳以下						男性:41歳以上					
	失職経験サンプル			就業継続サンプル			失職経験サンプル			就業継続サンプル			失職経験サンプル			就業継続サンプル		
	サンプル サイズ	平均値	標準偏差	サンプル サイズ	平均値	標準偏差	サンプル サイズ	平均値	標準偏差	サンプル サイズ	平均値	標準偏差	サンプル サイズ	平均値	標準偏差	サンプル サイズ	平均値	標準偏差
失職1年前の年収	109	423.53	225.97	7754	566.43	248.82	35	344.46	159.33	2788	454.84	191.26	74	460.93	243.53	4966	629.08	255.40
失職時の年収	112	196.32	216.75	7853	576.25	246.15	38	208.56	215.72	2826	474.32	192.07	74	193.06	218.55	5027	633.55	254.55
失職1年後の年収	94	254.20	203.52	6475	574.77	255.39	35	271.47	201.19	2370	486.60	205.05	59	243.96	205.91	4105	625.67	269.21
失職2年後の年収	81	293.74	215.35	5241	567.43	262.45	34	319.04	198.74	1964	499.12	205.69	47	275.43	226.94	3277	608.37	283.46
失職3年後の年収	65	324.77	219.77	4080	561.32	269.49	27	341.63	201.37	1560	516.50	211.24	38	312.80	233.87	2520	589.07	296.60
失職年次収差分	107	-217.89	252.45	7548	11.56	81.62	35	-124.17	153.04	2715	21.13	75.22	72	-263.45	278.38	4833	6.19	84.55
失職1年後年次収差分	91	-146.37	212.37	6206	11.65	116.83	32	-61.26	126.46	2276	32.94	95.41	59	-192.54	235.10	3930	-0.68	125.98
失職2年後年次収差分	78	-76.08	191.20	5003	5.48	155.95	31	-23.66	127.34	1877	43.94	110.54	47	-110.66	218.04	3126	-17.61	173.69
失職3年後年次収差分	61	-55.87	206.86	3884	4.24	180.46	24	-28.78	137.95	1490	58.62	119.61	37	-73.44	241.56	2394	-29.61	202.37
学歴ダミー・中高卒	116	0.61	0.49	8286	0.53	0.50	39	0.64	0.49	2937	0.51	0.50	77	0.60	0.49	5349	0.55	0.50
学歴ダミー・専門・短大卒	116	0.07	0.25	8286	0.07	0.26	39	0.05	0.22	2937	0.10	0.30	77	0.08	0.27	5349	0.06	0.23
学歴ダミー・大卒	116	0.32	0.47	8286	0.40	0.49	39	0.31	0.47	2937	0.39	0.49	77	0.32	0.47	5349	0.40	0.49
有配偶ダミー	116	0.75	0.43	8286	0.88	0.33	39	0.62	0.49	2937	0.76	0.43	77	0.82	0.39	5349	0.94	0.23
5歳以下の子どもありダミー	116	0.16	0.37	8286	0.22	0.41	39	0.33	0.48	2937	0.47	0.50	77	0.08	0.27	5349	0.07	0.26
6-12歳の子どもありダミー	116	0.22	0.42	8286	0.36	0.48	39	0.18	0.39	2937	0.40	0.49	77	0.25	0.43	5349	0.34	0.47
労働組合ありダミー	116	0.18	0.39	8286	0.46	0.50	39	0.15	0.37	2937	0.43	0.49	77	0.19	0.40	5349	0.48	0.50
勤続年数	116	8.60	9.37	8286	15.43	10.53	39	5.26	5.11	2937	9.06	5.62	77	10.30	10.55	5349	18.93	10.95
勤続年数の2乗	116	161.10	302.57	8286	349.03	392.64	39	53.05	82.59	2937	113.73	114.08	77	215.83	355.09	5349	478.23	429.64
年齢	116	43.11	10.73	8286	43.13	9.15	39	30.59	5.88	2937	32.93	4.64	77	49.45	5.98	5349	48.73	5.41
年齢の2乗項	116	1972.82	883.27	8286	1943.75	772.60	39	969.46	346.19	2937	1106.02	292.71	77	2481.01	585.08	5349	2403.73	529.76
雇用形態ダミー・正規雇用	116	0.75	0.43	8286	0.93	0.25	39	0.69	0.47	2937	0.91	0.28	77	0.78	0.42	5349	0.94	0.23
雇用形態ダミー・非正規雇用	116	0.25	0.43	8286	0.07	0.25	39	0.31	0.47	2937	0.09	0.28	77	0.22	0.42	5349	0.06	0.23
超過労働別求人倍率	116	0.79	0.29	8286	0.85	0.35	39	0.86	0.31	2937	0.87	0.35	77	0.75	0.27	5349	0.84	0.35
業種ダミー・農業・漁業・鉱業	116	0.00	0.00	8286	0.01	0.10	39	0.00	0.00	2937	0.01	0.10	77	0.00	0.00	5349	0.01	0.10
業種ダミー・建設業	116	0.22	0.42	8286	0.31	0.46	39	0.23	0.43	2937	0.26	0.44	77	0.22	0.42	5349	0.34	0.47
業種ダミー・製造業	116	0.17	0.38	8286	0.12	0.33	39	0.15	0.37	2937	0.13	0.34	77	0.18	0.39	5349	0.12	0.32
業種ダミー・卸売・小売・飲食・宿泊業	116	0.23	0.42	8286	0.14	0.35	39	0.21	0.41	2937	0.16	0.37	77	0.25	0.43	5349	0.13	0.33
業種ダミー・金融・不動産業	116	0.04	0.20	8286	0.05	0.22	39	0.03	0.16	2937	0.04	0.21	77	0.05	0.22	5349	0.05	0.22
業種ダミー・運輸・情報サービス・娯楽業・電気・ガス	116	0.14	0.35	8286	0.19	0.39	39	0.13	0.34	2937	0.22	0.42	77	0.14	0.35	5349	0.17	0.38
業種ダミー・医療・福祉・教育・学習支援	116	0.19	0.39	8286	0.18	0.38	39	0.26	0.44	2937	0.17	0.38	77	0.16	0.37	5349	0.18	0.38
職種ダミー・農林漁業・採掘業	116	0.00	0.00	8286	0.00	0.07	39	0.00	0.00	2937	0.00	0.07	77	0.00	0.00	5349	0.00	0.07
職種ダミー・販売・サービス業	116	0.26	0.44	8286	0.18	0.38	39	0.28	0.46	2937	0.22	0.42	77	0.25	0.43	5349	0.15	0.36
職種ダミー・管理職	116	0.07	0.25	8286	0.12	0.32	39	0.00	0.00	2937	0.03	0.17	77	0.10	0.31	5349	0.16	0.37
職種ダミー・事務職	116	0.07	0.25	8286	0.12	0.33	39	0.10	0.31	2937	0.13	0.34	77	0.05	0.22	5349	0.12	0.32
職種ダミー・運輸・運搬職	116	0.08	0.27	8286	0.09	0.28	39	0.08	0.27	2937	0.10	0.30	77	0.08	0.27	5349	0.08	0.27
職種ダミー・製造・建築・保守・運搬職	116	0.34	0.47	8286	0.27	0.44	39	0.36	0.49	2937	0.29	0.45	77	0.32	0.47	5349	0.26	0.44
職種ダミー・専門的・技術的職	116	0.14	0.35	8286	0.21	0.40	39	0.15	0.37	2937	0.21	0.41	77	0.13	0.34	5349	0.20	0.40
職種ダミー・保安職およびその他	116	0.05	0.22	8286	0.02	0.14	39	0.03	0.16	2937	0.02	0.12	77	0.06	0.25	5349	0.02	0.15
企業規模ダミー・100人以下	116	0.65	0.48	8286	0.37	0.48	39	0.74	0.44	2937	0.37	0.48	77	0.60	0.49	5349	0.37	0.48
企業規模ダミー・100-500人	116	0.16	0.36	8286	0.25	0.43	39	0.13	0.34	2937	0.28	0.45	77	0.17	0.38	5349	0.23	0.42
企業規模ダミー・1000人以上	116	0.20	0.40	8286	0.38	0.49	39	0.13	0.34	2937	0.35	0.48	77	0.23	0.43	5349	0.40	0.49
都市規模ダミー・政令市・特別区	116	0.32	0.47	8286	0.26	0.44	39	0.28	0.46	2937	0.27	0.45	77	0.34	0.48	5349	0.25	0.44
都市規模ダミー・その他の市	116	0.53	0.50	8286	0.61	0.49	39	0.56	0.50	2937	0.61	0.49	77	0.52	0.50	5349	0.62	0.49
都市規模ダミー・町村	116	0.15	0.36	8286	0.13	0.33	39	0.15	0.37	2937	0.12	0.33	77	0.14	0.35	5349	0.13	0.33

(注1): 表中の継続就業サンプルにおける「失職〇年後年収差分」は同時期における継続就業サンプルの値を示している。

(注2): KHP2004・KHP2012から筆者作成。

表4-2 基本統計量(女性)

変数	女性:年齢合計						女性:40歳以下						女性:41歳以上					
	失職経験サンプル			就業継続サンプル			失職経験サンプル			就業継続サンプル			失職経験サンプル			就業継続サンプル		
	サンプルサイズ	平均値	標準偏差	サンプルサイズ	平均値	標準偏差	サンプルサイズ	平均値	標準偏差	サンプルサイズ	平均値	標準偏差	サンプルサイズ	平均値	標準偏差	サンプルサイズ	平均値	標準偏差
失職1年前の年収	155	139.06	94.31	5286	191.12	158.81	57	147.86	105.84	1763	186.65	138.10	98	133.94	87.07	3523	193.36	168.19
失職時の年収	154	63.97	84.88	5358	202.78	160.04	56	67.90	86.44	1805	205.79	143.35	98	61.72	84.34	3553	201.25	167.89
失職1年後の年収	122	83.68	86.64	4296	198.69	165.63	47	96.00	98.64	1454	200.83	151.68	75	75.96	77.90	2842	197.58	172.35
失職2年後の年収	102	92.40	82.29	3366	194.24	166.81	37	102.91	83.56	1148	194.47	155.33	65	86.42	81.61	2218	194.12	172.19
失職3年後の年収	70	113.50	93.91	2544	194.47	169.77	25	136.82	105.30	886	198.35	181.54	45	100.55	85.44	1658	192.40	174.02
失職年年収差分	152	-74.54	108.51	5179	11.46	54.93	55	-79.01	128.40	1728	19.61	63.82	97	-72.00	96.06	3451	7.38	49.40
失職1年後年収差分	121	-51.16	103.12	4146	9.01	78.25	46	-51.09	121.01	1390	17.79	91.13	75	-51.20	91.31	2756	4.58	70.48
失職2年後年収差分	101	-42.83	108.52	3250	5.80	90.87	36	-49.62	117.68	1099	12.20	104.24	65	-39.08	103.87	2151	2.53	83.04
失職3年後年収差分	69	-30.42	116.10	2444	6.65	104.12	24	-21.36	125.88	842	16.04	117.08	45	-35.25	111.72	1602	1.71	96.29
学歴ダミー: 中高卒	157	0.70	0.46	5516	0.61	0.49	58	0.66	0.48	1859	0.52	0.50	99	0.73	0.45	3657	0.65	0.48
学歴ダミー: 専門・短大卒	157	0.23	0.42	5516	0.27	0.44	58	0.24	0.43	1859	0.29	0.46	99	0.22	0.42	3657	0.25	0.43
学歴ダミー: 大卒	157	0.07	0.26	5516	0.13	0.33	58	0.10	0.31	1859	0.19	0.39	99	0.05	0.22	3657	0.10	0.29
有配偶ダミー	157	0.73	0.45	5516	0.80	0.40	58	0.57	0.50	1859	0.62	0.48	99	0.82	0.39	3657	0.89	0.31
5歳以下の子どもありダミー	157	0.06	0.24	5516	0.10	0.30	58	0.17	0.38	1859	0.25	0.43	99	0.00	0.00	3657	0.03	0.16
6-12歳の子どもありダミー	157	0.25	0.43	5516	0.28	0.45	58	0.41	0.50	1859	0.40	0.49	99	0.15	0.36	3657	0.22	0.41
労働組合ありダミー	157	0.20	0.40	5516	0.30	0.46	58	0.21	0.41	1859	0.33	0.47	99	0.20	0.40	3657	0.28	0.45
勤続年数	157	5.94	5.80	5516	7.94	8.05	58	3.84	3.80	1859	4.98	4.80	99	7.16	6.41	3657	9.44	8.91
勤続年数の2乗	157	68.71	126.23	5516	127.83	317.32	58	28.98	60.06	1859	47.88	185.26	99	91.99	147.59	3657	168.48	359.93
年齢	157	42.43	9.40	5516	43.07	9.29	58	32.09	5.15	1859	32.26	5.01	99	48.48	5.00	3657	48.56	5.27
年齢の2乗項	157	1887.92	772.36	5516	1940.92	773.74	58	1055.57	318.00	1859	1065.74	313.48	99	2375.56	490.44	3657	2385.81	515.45
雇用形態ダミー: 正規雇用	157	0.24	0.43	5516	0.34	0.48	58	0.31	0.47	1859	0.41	0.49	99	0.20	0.40	3657	0.31	0.46
雇用形態ダミー: 非正規雇用	157	0.76	0.43	5516	0.66	0.48	58	0.69	0.47	1859	0.59	0.49	99	0.80	0.40	3657	0.69	0.46
都道府県別求人倍率	157	0.80	0.35	5516	0.84	0.34	58	0.81	0.34	1859	0.87	0.35	99	0.79	0.36	3657	0.82	0.34
業種ダミー: 農業・漁業・鉱業	157	0.02	0.14	5516	0.01	0.09	58	0.02	0.13	1859	0.01	0.08	99	0.02	0.14	3657	0.01	0.10
業種ダミー: 建設業	157	0.22	0.42	5516	0.15	0.36	58	0.26	0.44	1859	0.15	0.36	99	0.20	0.40	3657	0.15	0.36
業種ダミー: 製造業	157	0.04	0.19	5516	0.03	0.16	58	0.05	0.22	1859	0.02	0.15	99	0.03	0.17	3657	0.03	0.16
業種ダミー: 卸売・小売・飲食・宿泊業	157	0.33	0.47	5516	0.29	0.45	58	0.31	0.47	1859	0.28	0.45	99	0.34	0.48	3657	0.29	0.45
業種ダミー: 金融・不動産業	157	0.04	0.21	5516	0.07	0.26	58	0.07	0.26	1859	0.07	0.26	99	0.03	0.17	3657	0.07	0.25
業種ダミー: 運輸・情報サービス・娯楽業・電気・ガス	157	0.06	0.24	5516	0.04	0.20	58	0.05	0.22	1859	0.05	0.21	99	0.07	0.26	3657	0.04	0.20
業種ダミー: 医療・福祉・教育・学習支援	157	0.28	0.45	5516	0.42	0.49	58	0.24	0.43	1859	0.42	0.49	99	0.30	0.46	3657	0.41	0.49
職種ダミー: 農林漁業・採掘業	157	0.00	0.00	5516	0.01	0.08	58	0.00	0.00	1859	0.00	0.07	99	0.00	0.00	3657	0.01	0.08
職種ダミー: 販売・サービス業	157	0.41	0.49	5516	0.38	0.49	58	0.40	0.49	1859	0.37	0.48	99	0.41	0.50	3657	0.38	0.49
職種ダミー: 管理職	157	0.00	0.00	5516	0.00	0.07	58	0.00	0.00	1859	0.00	0.04	99	0.00	0.00	3657	0.01	0.08
職種ダミー: 事務職	157	0.32	0.47	5516	0.26	0.44	58	0.34	0.48	1859	0.29	0.45	99	0.30	0.46	3657	0.25	0.43
職種ダミー: 運輸・通信職	157	0.01	0.11	5516	0.01	0.10	58	0.00	0.00	1859	0.01	0.08	99	0.02	0.14	3657	0.01	0.10
職種ダミー: 製造・建築・保守・運搬職	157	0.19	0.39	5516	0.10	0.30	58	0.22	0.42	1859	0.08	0.27	99	0.17	0.38	3657	0.11	0.32
職種ダミー: 専門的・技術的職	157	0.06	0.23	5516	0.22	0.41	58	0.03	0.18	1859	0.23	0.42	99	0.07	0.26	3657	0.21	0.41
職種ダミー: 保安職およびその他	157	0.01	0.11	5516	0.02	0.14	58	0.00	0.00	1859	0.02	0.12	99	0.02	0.14	3657	0.02	0.14
企業規模ダミー: 100人以下	157	0.64	0.48	5516	0.52	0.50	58	0.62	0.49	1859	0.51	0.50	99	0.65	0.48	3657	0.52	0.50
企業規模ダミー: 100-500人	157	0.19	0.39	5516	0.23	0.42	58	0.24	0.43	1859	0.24	0.43	99	0.16	0.37	3657	0.22	0.41
企業規模ダミー: 1000人以上	157	0.17	0.38	5516	0.26	0.44	58	0.14	0.35	1859	0.25	0.43	99	0.19	0.40	3657	0.26	0.44
都市規模ダミー: 政令市・特別区	157	0.23	0.42	5516	0.24	0.43	58	0.21	0.41	1859	0.28	0.45	99	0.24	0.43	3657	0.22	0.42
都市規模ダミー: その他の市	157	0.66	0.48	5516	0.61	0.49	58	0.67	0.47	1859	0.59	0.49	99	0.65	0.48	3657	0.62	0.48
都市規模ダミー: 町村	157	0.11	0.32	5516	0.15	0.35	58	0.12	0.33	1859	0.13	0.34	99	0.11	0.32	3657	0.15	0.36

(注1): 表中の継続就業サンプルにおける「失職0年後年収差分」は同時期における継続就業サンプルの値を示している。

(注2): KHP2004-KHP2012から筆者作成。

推計に使用した変数の基本統計量は表 4-1、4-2 に掲載してある。表 4-1 は男性の値を、表 4-2 は女性の値を示している。失職前後の所得水準の平均値を見ると、男女両方の場合において、いずれの年齢層でも失職経験サンプルの方が低くなっていった。学歴ダミーについてみると失職経験サンプルと継続就業サンプルで大きな違いはみられないが、雇用形態ダミーでは失職経験サンプルの方が非正規雇用についている割合が高かった。また、企業規模ダミーについて見ると、失職経験サンプルの方が 100 人以下の小企業に勤務している割合が高い傾向にあった。これらの結果から、失職経験サンプルの所得水準の方が元々低く、非正規雇用や小企業で勤務している傾向があると言える。この結果が示すとおり、失職経験サンプルと継続就業サンプルでは個人属性に元々違いがあるため、通常の回帰分析では推計結果にバイアスが発生してしまう恐れがある。本稿では Propensity Score Matching 法を用い、この違いを調整したうえで失職が所得に及ぼす影響を検証する。

5. 推計結果

5.1 失職が所得低下に及ぼす影響に関する記述統計

本節では推計に移る前に失職が所得に及ぼす影響を記述統計から検証する。具体的には(1)失職前後の所得水準の推移、(2)失職前後の就業者割合の推移を見ていく。まず(1)であるが、図5-1、5-2は男性、女性の失職前後3年間の所得水準の変化を示している。男性の値を見ると、いずれの年齢層でも失職年に大幅な所得低下を経験していた。低下幅をみると、41歳以上の中高年齢層で最も大きく、失職前年よりも200万円近く所得が低下した。失職後徐々に所得が回復していくが、年齢層によってその推移が異なっている。40歳以下では失職直前とほぼ同じ所得水準まで回復するが、41歳以上では失職直前よりも100万円以上所得が低いままであった。次に女性の値をみると、男性と同様にいずれの年齢層でも失職年に大幅な所得低下を経験しており、41歳以上の中高年齢層ほど低下幅が大きくなっていた。失職後徐々に所得が回復するが、年齢層によってその推移が異なっており、40歳以下では失職直前とほぼ同じ所得水準まで回復していた。これに対して41歳以上の中高年齢層では失職直前よりも20万円以上所得が低いままであった。

図5-1 男性の失職前後の所得水準の推移

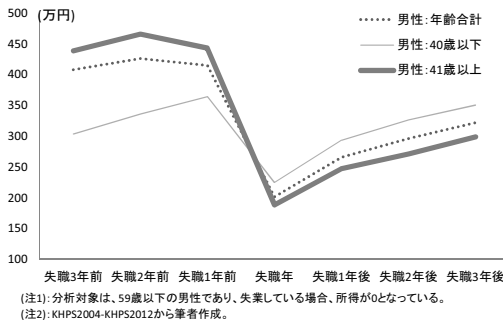


図5-2 女性の失職前後の所得水準の推移

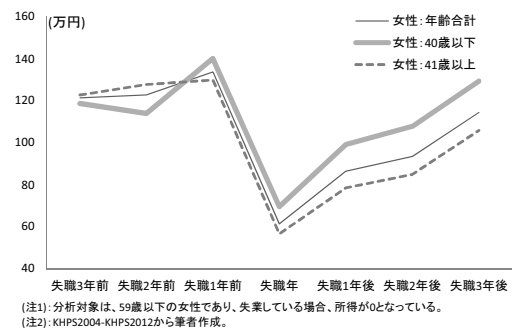


図5-3 男性の失職前後の所得変化率の推移

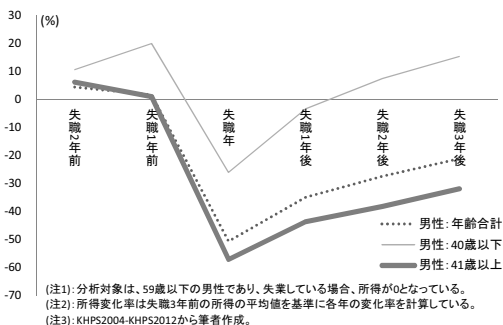


図5-4 女性の失職前後の所得変化率の推移

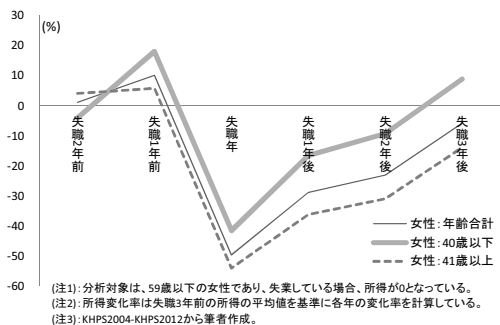


図 5-5 男性の失職前後の就業率の推移

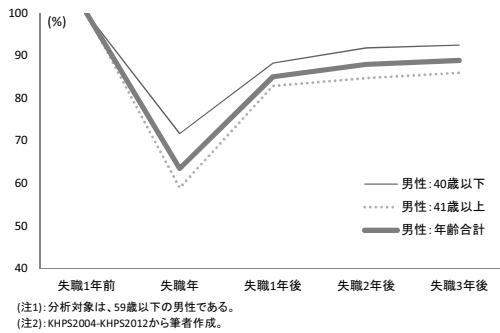


図 5-6 女性の失職前後の就業率の推移

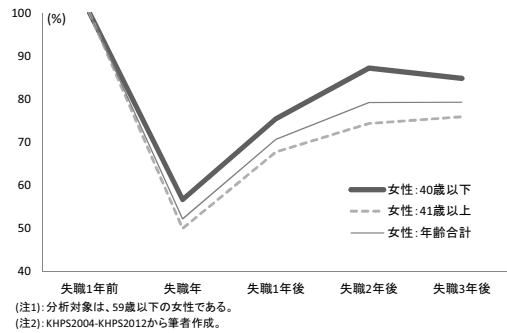


図 5-3、5-4 は失職 3 年前の所得を基準にしたその後の所得変化率を示している。これを見ると男女ともほぼ同じ傾向を示しており、40 歳以下の層では失職 3 年後の時点で失職前の所得水準にまで戻っていた。これに対して 41 歳以上の層では失職後もなかなか所得変化率は上昇せず、失職 3 年後の時点で失職 3 年前よりも女性で 14%、男性で 32%ほど所得が低かった。以上の結果から、男女ともに失職時に大幅な所得低下を経験し、その後、所得は回復していくものの、40 歳以下の層では回復が早く、41 歳以上の層では失職による所得低下が持続する傾向にあると言える。

次に(2)であるが、図 5-5、5-6 は男性、女性の失職前後の就業率の推移を示している。男性の値を見ると、40 歳以下では失職後に就業率が急速に回復し、失職 2 年後には就業率が 90%以上になった。これに対して 41 歳以上の場合、失職を経験した年の就業率が 60%近くまで落ち込むものの、その後徐々に回復し、失職 3 年後時点には就業率が 86%ほどになった。男性の場合、失職によって 41 歳以上の就業率の落ち込みがやや大きいものの、失職から数年たつと就業率は十分に回復すると言える。次に女性の値を見ると、40 歳以下では失職後に就業率が急速に回復し、失職 3 年後には 85%ほどになるものの、41 歳以上では失職後に徐々にしか回復せず、60~75%の値で推移していた。女性の場合、年齢層によって就業率の回復傾向に違いが見られ、特に中高年齢層ほど就業率の回復が遅いと言える。以上の結果から、男性ではいずれの年齢層でも失職数年後には就業率が回復するものの、女性では中高年齢層の就業率の回復が遅い傾向にあると言える。中高年齢層の女性の場合、失職後に所得低下が持続する背景には、このように全ての労働者が再就職するわけではないといった要因が影響を及ぼしていると考えられる。

5.2 DID マッチング推計法による推計結果

表 5-1 は、男女別、年齢別の失職に関する Logit モデルの推計結果である。分析対象は t-1 期で雇用就業についていた 59 歳以下の男女であり、t 期に失職を経験するかどうかを決定している。この Logit モデルの推計によって得られた Propensity Score を用い、DID マッチング法による ATT を算出した結果が表 5-2 である。なお、表中の低下率(%)は、失職 1

年前の平均所得から何%所得が低下したのかを示している¹⁵。

表 5-2 の男性の年齢合計の値を見ると、いずれも統計的に負に有意な値を示していた。この結果は、失職 3 年後までの各時点において、所得が継続就業者よりも低いことを示している。また、いずれのマッチング法においても、失職 3 年後の時点まで徐々に継続就業者との所得の差が縮小していた。所得低下幅について注目すると、継続就業者より 231～236 万円(56%～57%)ほど所得が低下していた。失職 1 年後になると 157～158 万円(38%)ほど、失職 2 年後になると 85～90 万(20%～22%)ほど、そして、失職 3 年後になると 63～79 万円(15%～19%)ほど所得が低下していた。以上の結果から、男性の場合、失職後徐々に所得が回復する傾向にあるが、失職 3 年後時点でも継続就業者より少なくとも 60 万円以上所得が低く、失職による所得低下は持続的だと言える。

次に 40 歳以下の男性の値を見ると、ほとんどの場合において統計的に負に有意な値を示していた。この結果は、若年層の多い 40 歳以下でも失職による持続的な所得低下が発生していることを示す。図 5-1、5-2 では失職後に所得が順調に回復する傾向を示していたが、失職を経験しない継続就業者の所得は勤続とともに伸びるため、その値と比較すると、失職後の所得が低い水準になっていると考えられる。値の大きさについて注目すると、失職 2 年後までのすべての場合において、所得低下幅と低下率(%)が年齢合計の値より小さかった。しかし、失職 3 年後で Kernel Matching の所得低下幅と低下率(%)が拡大する傾向にあった。この点は解釈が難しいが、若年の失職について分析した Kletzer and Fairlie(2003)でも同様に失職 3 年後に所得低下幅が拡大する傾向を示していた¹⁶。以上の結果から、40 歳以下の男性の場合でも失職後に持続的な所得低下を経験すると言える。ただし、その所得低下の大きさを見ると、失職 2 年後まで男性の年齢合計の値よりも小さかった。

次に 41 歳以上の男性の値を見ると、失職 2 年後までは統計的に負に有意な値を示していたが、失職 3 年後になると、いずれのマッチング法でも有意な値を示していなかった¹⁷。失職年、失職 1 年後、失職 2 年後の所得低下幅と低下率(%)の大きさに注目すると、各年齢層の中で最も値が大きかった。失職年の値を見ると、継続就業者より 262～267 万円(59%～60%)ほど所得が低下し、失職 1 年後になると 196～213 万円(44%～48%)ほど、失職 2 年後になると 99～106 万円(22%～24%)ほど所得が低下していた。41 歳以上ほど失職による

¹⁵ 失職 1 年前の平均所得額は表 5-2 の脚注 7 に掲載してある。また、失職後の各時点における所得低下額には、ATT の値を使用している。なお、低下率(%)の計算は、Couch and Placzek(2010)の Web Appendix K を参考にしている。

¹⁶ ただし、Kletzer and Fairlie(2003)は失職後の継続失業者を分析対象外としており、本稿とは失業者の扱い方が異なるため、結果の比較の際は注意が必要となる。

¹⁷ 失職 3 年後の値が有意でなかった背景には、我が国における雇用保険の失業給付が中高齢の長期勤続者かつ会社都合離職者ほど手厚くなるよう設計されており、この所得の下支えが求職活動の補助金として機能し、再就職のマッチングを改善している可能性がある。そこで、KHPS の男性の失職者の失業給付の受給割合を見ると、41 歳以上は約 84%であり、40 歳未満だと約 47%となっていた。この結果から、中高齢者ほど失業給付を受給しており、経済的な支援がある中で新しい就職先を探せる環境にあると言える。このため、「失業なき労働移動」を促進する外部労働市場の整備とともに、雇用保険による失業給付の拡充が失職後の持続的な所得低下を抑制する方法として有効である可能性がある。ただし、失業給付の拡充は求職者のモラルハザードを引き起こす可能性があるため、この点についてはさらに検討が必要となる。

所得低下が大きい背景として、失職直後の就業率の落ち込みが若年層よりも大きいといった要因と失職によってそれまで蓄積した人的資本を喪失するといった要因が大きな影響を及ぼしていると考えられる。

次に女性の年齢合計の値を見ると、いずれも統計的に負に有意な値を示していた。この結果は、失職3年後までの各時点において、所得が継続就業者よりも低いことを示している。また、いずれのマッチング法においても失職から時間が経過するにつれて徐々に継続就業者との所得の差が縮小する傾向がみられた。失職年の値を見ると、継続就業者より79~86万円(59%~64%)ほど所得が低下していた。失職1年後になると59~60万円(45%)ほど、失職2年後になると49~58万(37%~43%)ほど、そして失職3年後になると37~50万円(27%~37%)ほど所得が低下していた。

以上の結果から、女性の場合、男性と同様に失職後徐々に所得が回復する傾向にあるが、失職3年後時点でも継続就業者より少なくとも約30万円以上所得が低く、失職による所得低下は持続的だと言える。

表5-1 失職に関する Logit 分析(DID マッチングで使用)

被説明変数: 1=雇用就業→失職 0=雇用就業→雇用就業	男性: 年齢合計		女性: 年齢合計		男性: 40歳以下		女性: 40歳以下		男性: 41歳以上		女性: 41歳以上	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
学習ダミー	-0.0832	(0.0032)	-0.1886	(0.0056)	-1.4851*	(0.0182)*	-0.3224	(0.0096)	0.5302	(0.0071)	-0.1464	(0.0037)
ref: 中高卒	-0.1645	(0.0053)	-0.7980**	(0.0210)**	-0.5348	(0.0066)	-0.7551	(0.0092)	0.0688	(0.0009)	-0.8691*	(0.0218)*
	(0.2357)	(0.0031)	(0.3111)	(0.0031)	(0.4316)	(0.0054)	(0.4882)	(0.0138)	(0.2872)	(0.0038)	(0.2056)	(0.0128)
有配偶ダミー	-0.2225	(0.0039)	-0.2944	(0.0104)	0.7305	(0.0059)	-0.2978	(0.0064)	0.4840	(0.0136)	-0.5953**	(0.0150)**
5歳以下の子どもありダミー	-0.0437	(0.0006)	-0.3789	(0.0090)	-0.5279	(0.0065)	-0.2537	(0.0071)	0.0577	(0.0008)	0.4763	(0.0064)
6-12歳の子どものありダミー	-0.3083	(0.0041)	(0.3617)	(0.0055)	(0.4622)	(0.0057)	(0.4189)	(0.0077)	(0.4189)	(0.0077)	(0.4189)	(0.0077)
	-0.2442	(0.0032)	-0.2781	(0.0073)	-0.8451*	(0.0118)*	-0.8922	(0.0026)	-0.3420	(0.0046)	-0.3420	(0.0046)
	(0.2620)	(0.0035)	(0.2328)	(0.0061)	(0.4998)	(0.0063)	(0.4470)	(0.0125)	(0.3159)	(0.0045)	(0.3277)	(0.0083)
労働組合ありダミー	-0.8912**	(0.0091)**	-0.2036	(0.0054)	-0.7180	(0.0088)	-0.4793	(0.0134)	-0.8677**	(0.0090)**	-0.1233	(0.0031)
勤続年数	-0.2788	(0.0038)	(0.2280)	(0.0060)	(0.4970)	(0.0062)	(0.3714)	(0.0105)	(0.3422)	(0.0047)	(0.2937)	(0.0074)
勤続年数の2乗項	-0.1228***	(0.0004)	-0.0361	(0.0010)	-0.2294*	(0.0028)*	-0.0720	(0.0020)	-0.3199***	(0.0018)**	-0.0100	(0.0003)
年齢	0.0020***	(0.0000)	0.0001	(0.0000)	0.0084	(0.0001)	0.0010	(0.0000)	0.0021***	(0.0000)**	-0.0008	(0.0000)
年齢の2乗項	-0.0007	(0.0000)	(0.0010)	(0.0000)	(0.0064)	(0.0001)	(0.0014)	(0.0000)	(0.0007)	(0.0000)	(0.0016)	(0.0000)
雇用形態ダミー	-0.0068	(0.0001)	0.0138	(0.0004)	-0.3112	(0.0038)	-0.1285	(0.0036)	-0.8777	(0.0091)	0.5532	(0.0139)
ref: 非正規雇用	0.0004	(0.0000)	-0.0903	(0.0000)	0.0047	(0.0001)	0.0019	(0.0001)	0.0070	(0.0001)	-0.0058	(0.0001)
	(0.0011)	(0.0000)	(0.0010)	(0.0000)	(0.0064)	(0.0001)	(0.0058)	(0.0002)	(0.0045)	(0.0001)	(0.0043)	(0.0001)
正規雇用	-0.7251***	(0.0096)**	-0.2490	(0.0066)	-0.8338*	(0.0102)*	-0.1552	(0.0044)	-0.7978**	(0.0108)**	-0.2219	(0.0056)
前週前週別求人倍率	0.2533**	(0.0034)	0.2211	(0.0038)	0.4429*	(0.0095)*	0.3822	(0.0102)	0.3181**	(0.0044)	0.2895*	(0.0073)
都道府県別求人倍率	-0.6305**	(0.0083)	0.0413	(0.0011)	1.4087	(0.0172)	0.8248	(0.0251)	-1.5245**	(0.0205)**	-0.1366	(0.0034)
	(0.5412)	(0.0072)	(0.4548)	(0.0120)	(0.8726)	(0.0108)	(0.7890)	(0.0222)	(0.7040)	(0.0097)	(0.5758)	(0.0145)
業種ダミー	0.0203	(0.0003)	0.6778	(0.0178)	-0.1631	(0.0020)	0.9302	(0.0261)	0.2390	(0.0032)	0.1754	(0.0044)
ref: 製造業	0.3195	(0.0042)	0.4885	(0.0129)	(0.5802)	(0.0071)	(1.1802)	(0.0321)	(0.3948)	(0.0053)	(0.6268)	(0.0157)
建設業	0.5381	(0.0071)	0.0098	(0.0003)	-0.0298	(0.0004)	-0.0646	(0.0018)	0.8363*	(0.0113)*	0.532	(0.0013)
卸売・小売業	(0.3694)	(0.0049)	(0.3200)	(0.0064)	(0.7320)	(0.0090)	(0.5276)	(0.0148)	(0.4336)	(0.0059)	(0.2755)	(0.0069)
金融・不動産業	0.5378	(0.0071)	(0.4781)	(0.0126)	(1.1790)	(0.0145)	(0.6840)	(0.0186)	(0.6148)	(0.0083)	(0.6545)	(0.0165)
運輸・電気・ガス・水道・熱供給業	-0.2524	(0.0033)	0.5314	(0.0140)	-0.5097	(0.0062)	0.5764	(0.0162)	-0.0212	(0.0003)	0.6184	(0.0155)
医療・福祉・教育・学習支援業・その他	(0.3907)	(0.0052)	(0.4372)	(0.0115)	(0.7315)	(0.0090)	(0.7389)	(0.0208)	(0.4770)	(0.0064)	(0.4835)	(0.0122)
0.1702	(0.0022)	-0.1420	(0.0037)	0.2108	(0.0026)	-0.2684	(0.0103)	-0.3662	(0.0049)			
	(0.3454)	(0.0045)	(0.3154)	(0.0064)	(0.5924)	(0.0072)	(0.5212)	(0.0147)	(0.4437)	(0.0069)		
販売・サービス労働従事者	0.1487	(0.0020)	-0.1785	(0.0047)	-0.0170	(0.0002)	-0.0511	(0.0014)	0.2562	(0.0032)	-0.1848	(0.0046)
ref: 事務職	0.4437	(0.0059)	(0.2404)	(0.0063)	(0.7263)	(0.0089)	(0.4068)	(0.0114)	(0.4253)	(0.0057)	(0.2970)	(0.0075)
管理職	0.3049	(0.0040)							0.2096	(0.0028)		
	(0.5155)	(0.0068)							(0.4587)	(0.0062)		
運輸・通信従事者	0.3470	(0.0046)	-0.1722	(0.0045)	0.2480	(0.0030)	0.2105	(0.0028)	0.1284	(0.0032)	0.1284	(0.0032)
製造・建築・保守・運送などの作業者	(0.5593)	(0.0074)	(0.7890)	(0.0208)	(0.9604)	(0.0118)	(0.5801)	(0.0078)	(0.5801)	(0.0078)	(0.8204)	(0.0206)
情報処理技術・専門的・技術的職業従事者	0.4670	(0.0062)	0.4132	(0.0109)	0.1940	(0.0016)	1.0518**	(0.0295)**	0.4416	(0.0060)	0.2515	(0.0063)
0.3037	(0.0057)	(0.3017)	(0.0080)	(0.6705)	(0.0082)	(0.4654)	(0.0142)	(0.3982)	(0.0082)	(0.3442)	(0.0087)	
	(0.4500)	(0.0060)	(0.3976)	(0.0108)	(0.6869)	(0.0084)	(0.7869)	(0.0228)	(0.4531)	(0.0083)	(0.4531)	(0.0116)
保安職業従事者・その他	0.9703*	(0.0128)	-0.1111	(0.0161)	-0.1693	(0.0021)	-0.1749	(0.0044)	1.1369**	(0.0153)**	-0.1749	(0.0044)
	(0.5855)	(0.0070)	(0.7495)	(0.0189)	(1.2345)	(0.0151)	(0.5789)	(0.0079)	(0.5789)	(0.0079)	(0.7895)	(0.0183)
企業規模ダミー	-0.6494***	(0.0066)**	-0.5406**	(0.0142)**	-0.9523*	(0.0113)*	-0.2758	(0.0075)	-0.3369	(0.0054)	-0.7153**	(0.0150)**
ref: 99人以下	0.2791	(0.0038)	(0.2220)	(0.0058)	(0.5198)	(0.0066)	(0.3445)	(0.0097)	(0.3438)	(0.0047)	(0.2984)	(0.0077)
500人以上	-0.4861**	(0.0064)**	-0.6500***	(0.0171)**	-1.0273*	(0.0126)*	-0.7691*	(0.0216)*	-0.2117	(0.0029)	-0.5006	(0.0126)
	(0.2864)	(0.0038)	(0.2570)	(0.0069)	(0.5521)	(0.0070)	(0.4452)	(0.0127)	(0.3522)	(0.0048)	(0.3189)	(0.0081)
市規模ダミー	0.2684	(0.0035)	-0.1851	(0.0049)	-0.0053	(0.0001)	-0.4846	(0.0136)	0.3241	(0.0044)	-0.0533	(0.0068)
ref: 政令市・特別区	0.2274	(0.0030)	(0.2085)	(0.0055)	(0.4146)	(0.0051)	(0.3711)	(0.0105)	(0.2837)	(0.0038)	(0.2572)	(0.0065)
町村	0.0281	(0.0004)	-0.3130	(0.0082)	0.3812	(0.0047)	-0.3116	(0.0087)	0.0644	(0.0009)	-0.3800	(0.0095)
	(0.2916)	(0.0038)	(0.2788)	(0.0074)	(0.5127)	(0.0063)	(0.4552)	(0.0128)	(0.3707)	(0.0050)	(0.3584)	(0.0090)
地域ブロックダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項	-1.8334	(1.8406)	-2.6777	(1.7053)	1.9258	(5.7144)	-0.3750	(5.7863)	15.3813	(10.9114)	-15.4638	(10.3140)
推計手法	Logit		Logit		Logit		Logit		Logit		Logit	
対数尤度	-538.60		-664.27		-170.01		-228.14		-347.90		-423.99	
サンプルサイズ	8402		5678		2978		1917		5428		3758	

(注1): ()内の値は標準誤差を示す。
 (注2): ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。
 (注3): 説明変数のうち、空欄になっている変数は、サンプルサイズが小さく、推計に使用できなかった変数を示している。
 (注4): KPS2004-KHPS2012から筆者推計。

表5-2 失職が所得に及ぼす影響に関する DID マッチング推計

男性：年齢合計									
Y：年収の差分	Nearest Neighbor Matching with a Caliper				Kernel Matching				
	ATT	低下率(%)	N(トリートメント)	N(コントロール)	ATT	低下率(%)	N(トリートメント)	N(コントロール)	
失職年(t年)	-236.47*** [26.45]	-57%	106	106	-231.17*** [23.74]	-56%	107	7548	
失職1年後(t+1年)	-156.94*** [29.96]	-38%	90	90	-158.25*** [21.59]	-38%	91	6206	
失職2年後(t+2年)	-90.32*** [32.61]	-22%	76	76	-84.66*** [20.89]	-20%	77	5003	
失職3年後(t+3年)	-79.18* [43.82]	-19%	60	60	-62.86** [26.39]	-15%	61	3884	
男性：40歳以下									
Y：年収の差分	Nearest Neighbor Matching with a Caliper				Kernel Matching				
	ATT	低下率(%)	N(トリートメント)	N(コントロール)	ATT	低下率(%)	N(トリートメント)	N(コントロール)	
失職年(t年)	-157.19*** [34.20]	-43%	32	32	-144.45*** [26.50]	-40%	35	2715	
失職1年後(t+1年)	-103.43*** [34.51]	-28%	30	30	-90.99*** [24.15]	-25%	32	2276	
失職2年後(t+2年)	-66.90* [36.28]	-18%	29	29	-68.91*** [24.48]	-19%	31	1877	
失職3年後(t+3年)	-63.22 [48.41]	-17%	23	23	-97.45*** [28.06]	-27%	23	1490	
男性：41歳以上									
Y：年収の差分	Nearest Neighbor Matching with a Caliper				Kernel Matching				
	ATT	低下率(%)	N(トリートメント)	N(コントロール)	ATT	低下率(%)	N(トリートメント)	N(コントロール)	
失職年(t年)	-266.67*** [35.12]	-60%	70	70	-262.20*** [31.26]	-59%	70	4833	
失職1年後(t+1年)	-213.17*** [34.54]	-48%	58	58	-195.53*** [31.69]	-44%	58	3930	
失職2年後(t+2年)	-105.80*** [37.12]	-24%	47	47	-99.44*** [32.23]	-22%	47	3126	
失職3年後(t+3年)	-50.01 [52.95]	-11%	37	37	-55.29 [41.65]	-12%	37	2394	
女性：年齢合計									
Y：年収の差分	Nearest Neighbor Matching with a Caliper				Kernel Matching				
	ATT	低下率(%)	N(トリートメント)	N(コントロール)	ATT	低下率(%)	N(トリートメント)	N(コントロール)	
失職年(t年)	-79.30*** [10.59]	-59%	151	151	-85.68*** [8.31]	-64%	152	5179	
失職1年後(t+1年)	-59.63*** [12.17]	-45%	120	120	-59.48*** [8.72]	-45%	121	4146	
失職2年後(t+2年)	-58.11*** [14.57]	-43%	101	101	-49.05*** [10.76]	-37%	101	3250	
失職3年後(t+3年)	-49.74** [21.29]	-37%	68	68	-36.51** [14.94]	-27%	69	2449	
女性：40歳以下									
Y：年収の差分	Nearest Neighbor Matching with a Caliper				Kernel Matching				
	ATT	低下率(%)	N(トリートメント)	N(コントロール)	ATT	低下率(%)	N(トリートメント)	N(コントロール)	
失職年(t年)	-85.98*** [21.39]	-61%	47	47	-92.90*** [18.78]	-66%	54	1728	
失職1年後(t+1年)	-43.15* [24.15]	-31%	41	41	-58.40*** [18.59]	-42%	44	1390	
失職2年後(t+2年)	-37.31 [30.88]	-27%	33	33	-57.83*** [22.25]	-41%	36	1090	
失職3年後(t+3年)	-25.16 [43.68]	-18%	23	23	-36.76 [26.57]	-26%	23	842	
女性：41歳以上									
Y：年収の差分	Nearest Neighbor Matching with a Caliper				Kernel Matching				
	ATT	低下率(%)	N(トリートメント)	N(コントロール)	ATT	低下率(%)	N(トリートメント)	N(コントロール)	
失職年(t年)	-75.48*** [11.36]	-58%	97	97	-80.18*** [9.23]	-62%	97	3451	
失職1年後(t+1年)	-66.71*** [13.11]	-51%	75	75	-57.13*** [10.77]	-44%	75	2756	
失職2年後(t+2年)	-57.14*** [16.20]	-44%	65	65	-43.19*** [12.66]	-33%	65	2151	
失職3年後(t+3年)	-47.32** [22.48]	-36%	45	45	-38.85** [16.49]	-30%	45	1602	

(注1)：[]内の値はブートストラッピング法によって算出した標準誤差を示す。

(注2)：***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

(注3)：N(トリートメント)はトリートメントに属する観測値の数を、N(コントロール)は実際にトリートメントの比較対象として推定に用いられたコントロールに属する観測値を示す。

(注4)：表中のt年、t+1年、t+2年、t+3年の値は、失職前年をt-1年、失職経験時をt年とした場合の各時点を示している。

(注5)：分析に使用している年収の差分は、各時点の年収から失職前年のt-1年の年収を引くことで算出している。

(注6)：Nearest Neighbor Matching with a Caliperの値は、0.01としている。Kernel Matchingのバンド幅は0.06としている。

(注7)：表中の低下率(%)は、失職1年前の平均所得(男性年齢合計：415万円、男性40歳以下：364万円、男性41歳以上：443万円、女性年齢合計：134万円、女性40歳以下：140万円、女性41歳以上：130万円)から何%所得が低下したのかを示している。なお、失職後の各時点における所得低下額は、ATTの値を使用している。

(注8)：KHPS2004-KHPS2012から筆者推計。

次に 40 歳以下の女性の値を見ると、マッチング法の種類によって若干結果が異なっていた。Nearest Neighbor Matching with a Caliper の値を見ると、失職 1 年後までは負に有意な値を示していたが、失職 2 年後以降は有意な値を示していなかった。これに対して Kernel Matching の場合、失職 2 年後まで有意に負の値を示していた。これら 2 つの推計結果を総合すると、40 歳以下の女性の場合、少なくとも失職 1 年後まで所得低下が確認されると言える。男性の場合とは違い、40 歳以下の女性だと失職による所得低下が持続的ではない可能性がある。おそらく、この背景には(1)図 5-2 にあるように、失職前の所得水準が 120～140 万円と比較的低く、失職後の所得の回復が早い、(2)失職後の就業率の回復も比較的早いといった 2 つの要因が影響を及ぼしていると考えられる。

次に 41 歳以上の女性の値を見ると、いずれも統計的に負に有意な値を示していた。この結果は、失職 3 年後までの各時点において、所得が継続就業者よりも低いことを示す。所得低下の大きさに注目すると、失職年では 75～80 万円(58%～62%)ほど所得が低下し、失職 1 年後では 57～67 万円(44%～51%)ほど、失職 2 年後では 43～57 万円(33%～44%)ほど、そして失職 3 年後では 39～47 万円(30%～36%)ほど所得が低下していた。40 歳以下の女性の値と比較した場合、所得低下幅に大きな違いはみられないが、所得低下の期間は 41 歳以降の方が長いと言える。この背景には、41 歳以降の女性の場合、失職後に就業率がなかなか回復しない傾向にあるといった要因が大きな影響を及ぼしていると考えられる。

6. 結論

本稿の目的は、KHPS を用い、失職経験が所得に及ぼす影響を検証することであった。具体的には、Propensity Score Matching 法を用い、失職経験者と継続就業者の元々の個人属性の違いを考慮し、男女別、年齢別に失職が所得に及ぼす影響を検証した。分析の結果、次の 3 点が明らかになった。1 点目は、男女別に失職が所得に及ぼす影響の違いを検証した結果、いずれの年齢層でも男性の所得低下額の方が女性よりも大きかった。しかし、所得の低下率(%)はほとんどの場合、女性の方が男性よりも若干大きかった¹⁸。2 点目は、男性について分析した結果、全年齢層では失職時から失職 3 年後まで持続的に継続就業者よりも所得が低く、失職 3 年後時点でも 60 万円以上所得が低かった。年齢別にみると、所得低下幅が最も大きいのは 41 歳以上の中高年齢層であり、この背景には失職による就業率の低下とそれまで蓄積した人的資本の喪失が大きな影響を及ぼすと考えられる。3 点目は、女性について分析した結果、全年齢層では男性と同様に失職時から失職 3 年後まで持続的に継続就業者よりも所得が低く、失職 3 年後時点でも 30 万円以上所得が低かった。年齢別にみると、40 歳以下の場合、少なくとも失職 1 年後までは所得低下が確認されるが、41 歳以降の中高年齢層になると失職 3 年目まで持続的に所得が低下する傾向にあった。

これらの分析結果から、我が国では男女とも失職によって持続的な所得低下を経験する

¹⁸ この背景には女性の方が就業率の落ち込みが大きく、所得が 0 の割合が大きいためだと考えられる。

と言える。この背景にはもちろん失職後の失業といった要因が考えられるが、我が国の労働市場の特徴を考慮すると、人的資本の損失や勤続年数のリセットといった要因も大きな影響を及ぼしている可能性がある¹⁹。失職後、再就職できたとしても勤続年数が1年目からとなるだけでなく、前職で蓄積した企業特殊的人的資本も利用できなくなるため、生産性が低下し、この結果、所得も低下する。この点について政策的な対応は難しいが、失職後の再就職が円滑に達成できるよう支援を強化し、失職による経済的損失が拡大しないように対処することは可能である。この観点から考えると、近年推し進められている「失業なき労働移動」といった政策目標は合理的だと言える。

最後に本稿に残された課題について述べておきたい。1つ目の課題は、サンプルサイズである。今回の分析では失職が所得に及ぼす影響を分析したが、この失職の発生件数が必ずしも十分ではなかった。このため、今後の研究課題として、より規模の大きなデータを用い、今回得られた結果と同様の結果が得られるかどうかを確認する必要がある。2つ目の課題は、サンプルの脱落である。行政データを使用した Jacobson, Lalonde and Sullivan(1993)ではサンプル脱落は問題とならないが、KHPSの場合、失職がパネル調査の継続回答確率に影響を及ぼしている可能性がある。この点については今後、サンプル脱落による影響を統計的に補正した推計を使用するかどうか検討する必要があるだろう²⁰。

参考文献

- Bognanno, M. L. and Kambayashi, R. “Trends in Worker Displacement Penalties in Japan: 1991-2005,” *IZA Discussion Papers* 2954, 2007, Institute for the Study of Labor.
- Carneiro, A, and Portugal, P. “Earnings Losses of Displaced Workers: Evidence from a Matched Employer-Employee Data Set,” *CETE Discussion Paper*, 2006, No. 0607.
- Chan, S. and Stevens, A. H. “Employment and Retirement Following a Late-Career Job Loss,” *American Economic Review*, 1999, 89(2), pp. 211-216.
- Couch, K. A. “Earnings Losses and Unemployment of Displaced Workers in Germany,” *Industrial and Labor Relations Review*, 2001, 54(3), pp. 559-572.

¹⁹ 本稿の分析では失業者の所得を0とし、失職による総合的な所得への影響を検証してきたが、この場合、失職後の失業以外の要因がどの程度所得低下に寄与しているのかを計測することが難しい。そこで、仕事からの収入が0である場合を除外したうえで DID マッチング法による推計を行った。なお、分析対象サンプルが減少するため、男女別の年齢合計のみで推計を行った。この分析の結果、次の2点が明らかになった。1点目は、男性の分析の結果、失職年から失職3年後まで統計的に負に有意な値を示していたが、平均して表5-2よりも36%ほど低下幅が縮小した。2点目は、女性の分析の結果、失職年から失職3年後まで統計的に負に有意な値を示していたが、平均して表5-2よりも40%ほど低下幅が縮小した。これらの分析結果から、失職後の失業は、所得低下のうちの36~40%ほど寄与していると考えられる。

²⁰ サンプルの脱落の影響について確認するために、KHPSの会社都合離職率と総務省『労働力調査』の会社都合離職率を算出し、どの程度異なっているのかを検証した。検証の結果、KHPSの会社都合離職率の方が『労働力調査』の値よりも高い傾向が見られた。ただし、その差はいずれも1%未満であり、大きな値ではなかった。また、会社都合離職率の推移を見ると、KHPSと『労働力調査』は同じ動きになっており、2つのデータで会社都合離職者の変化に違いが見られない傾向にあることがわかった。これらの結果から、サンプルの脱落問題は推計結果に大きな影響を及ぼしていないと考えられる。

- Couch, K. A. and Placzek, D. W. “Earnings Losses of Displaced Workers Revisited,” *American Economic Review*, 2010, 100(1), pp. 572-589.
- Dehejia, R. and Wahba, S. “Causal Effects in Non- Experimental Studies: Re-Evaluating the Evaluation of Training Programs,” *Journal of American Statistical Association*, 1999, 94(448), pp. 1053-1062.
- Dehejia, R. and Wahba, S. “Propensity Score Matching Methods for Non- Experimental Causal Studies,” *Review of Economics and Statistics*, 2002, 84(1), pp. 151-161.
- Eliason, M. and Storrie, D. “Lasting or Latent Scars ? Swedish Evidence on the Long-Term Effects of Job Displacement,” *Journal of Labor Economics*, 2006, 24(4), pp. 831-856.
- Farber, H. S. “The Incidence and Costs of Job Loss: 1982-91,” *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 1993, pp. 73-132.
- Farber, H. S. “What Do We Know about Job Loss in the United States? Evidence from the Displaced Workers Survey, 1984-2004,” *IRS Working Paper 498*, 2005, Princeton University.
- Gibbons, R. and Katz, L. F. “Layoffs and Lemons,” *Journal of Labor Economics*, 1991, 9(4), pp. 351-380.
- Guo, S. and Fraser, M. W. *Propensity Score Analysis Statistical Methods and Applications*, SAGE Publications, Inc. 2010.
- Hashimoto, M. and Raisian, J. “Employment, Tenure, and Earnings Profiles in Japan and the United States,” *American Economic Review*, 1985, 75(4), pp. 721-735.
- Heckman, J. J., H. Ichimura, and P. Todd. “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluation a Job Training Programme,” *Review of Economics and Statistics*, 1997, 64(4), pp. 605-654.
- Heckman, J. J., H. Ichimura, J. Smith, and P. Todd. “Characterizing Selection Bias Using Experimental Data,” *Econometrica*, 1998, 66(5), pp. 1017-1098.
- Imbens, G. “Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects under Exogeneity: A Review.” *Review of Economics and Statistics*, 2004, 86(1), pp. 4-29.
- Jacobson, L., LaLonde, R. and Sullivan, D. “Earnings Losses of Displaced Workers,” *American Economic Review*, 1993, 83(4), pp. 685-709.
- Kletzer, L. G. and Fairlie, R. W. “The Long-Term Costs of Job Displacement among Young Adult Workers,” *Industrial and Labor Relations Review*, 2003, 56(4), pp. 682-698.
- Margolis, D. “Worker Displacement in France,” *Mimeograph*, 1999, Universite de Paris, Pan- theon-Sorbonne, 90, Rue de Tolbiac, Paris.
- Mincer, J. and Higuchi, Y. “Wage Structure and Labor Turnover in the United States and Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 1988, 2(1), pp. 97-133.
- Neal, D. “Industry Specific Human Capital: Evidence from Displaced Workers,” *Journal of Labor Economics*, 1995, 13(4), pp. 653-677.

- Rosenbaum, P. R. and Rubin, D. B. “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika*, 1983, 70(1), pp. 41-55.
- Ruhm, C. J. “Are Workers Permanently Scarred by Job Displacements?” *American Economic Review*, 1991, 81(1), pp. 319-324.
- Stevens, A. H. “Persistent Effects of Job Displacement: The Importance of Multiple Job Losses,” *Journal of Labor Economics*, 1997, 15(1), pp. 165-188.
- Topel, R. “Specific Capital and Unemployment: Measuring the Costs and Consequences of Job Loss,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1990, 33, pp. 181-214.
- von Wachter, T, Song, J. and Manchester, J. “Long-Term Earnings Losses due to Job Separation during the 1982 Recession: An Analysis Using Longitudinal Administrative Data from 1974 to 2004,” mimeo, 2009, Columbia University.
- Zagorsky, J. “Comparing Displaced Workers in Canada and the United States,” *Mimeograph*, 1995, Ohio State University, Center for Human Resource Research.
- 阿部正浩「転職前後の賃金変化と産業特殊的スキルの損失」『日本経済の環境変化と労働市場』第3章, 東洋経済新報社, 2005, pp. 63-79.
- 黒澤昌子「積極労働政策の評価 レビュー」『フィナンシャル・レビュー』2005, No.77, pp. 197-220.
- 玄田有史「リストラ中高年の行方」玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム』第2章, 東洋経済新報社, 2002, pp. 25-49.
- 近藤絢子「失職が再就職後の賃金にもたらす影響の経済分析—先行研究の展望と今後の課題」『日本労働研究雑誌』2010, No.598, pp. 29-37.
- 佐藤一磨「Propensity Score Matching 法を用いた男性のマリッジプレミアムの検証」『経済分析』2013, vol. 187, pp. 47-68.
- 勇上和史「転職と賃金変化: 失職者データによる実証分析」JILPT Discussion Paper 05-004, 2005.