

失業経験が健康に及ぼす影響*

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、失業が健康に及ぼす影響を検証することである。バブル崩壊以降、我が国の労働市場の需給状況は急速に悪化し、失業者が増加した。失業は、さまざまな影響を及ぼすと考えられるが、所得の大幅な低下や社会的地位の喪失によるストレスの発生によって、健康状態の悪化も引き起こした可能性がある。海外では多くの研究の蓄積があるものの、国内ではまだ研究例が少なく、明らかになっていない点も多い。そこで、本稿では失業経験が健康に及ぼす影響を分析した。先行研究と比較した際の本稿の特徴は、(1)失業と健康の逆の因果関係による影響を考慮するために、事業所閉鎖・会社倒産・その他勤め先や事業の都合による失職のみを分析に使用した、(2)健康指標として主観的健康度、主観的身体指標、主観的精神指標を使用し、さまざまな健康面に失職が及ぼす影響を検証した、(3)男女別に推計を行い、性別によって失業が健康に及ぼす影響に違いが見られるのかといった点も検証した、という3点である。分析の結果、次の2点が明らかになった。1点目は、男性では主観的健康度、主観的身体指標、主観的精神指標のほとんどの場合において、失職によって健康状態が悪化する傾向を確認できなかった。男性の場合、失職によって所得が持続的に低下し、大きな影響を受けるものの、各健康指標が悪化するまでではないと言える。2点目は、女性では主観的健康度と主観的精神指標のすべての場合において、失職によって健康状態が悪化する傾向を確認できなかった。しかし、失職2年後、失職3年後の主観的身体指標が改善する傾向があった。おそらく、この背景には失職後に運動実施割合が増加することが影響を及ぼしていると考えられる。

JEL Classification Number : J32, J63, J64

Key Words : 失職、健康悪化、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。

**佐藤一磨: 拓殖大学政経学部准教授 〒112-0006 東京都文京区小日向 3-4-14 拓殖大学 佐藤一磨研究室

The Impact of Job Loss on Health

By Kazuma SATO

Abstract

This study examines the effect of job loss on health by using the Keio Household Panel Survey. The Japanese labor market has deteriorated and unemployment has also increased since the collapse of the bubble economy. Job loss is considered to have many impacts on the employee. In particular, health can be damaged owing to the huge decrease of income and stress caused by the forfeiture of the social status. Although many studies outside of Japan have analyzed this, only a few studies in Japan have done so. There are still many points which are unclear. Therefore, this study examines the effect of job loss on health by using the Japanese data. Compared with previous studies, this study has three features: (1) Involuntary displacement is used as the variable for job loss to control the reverse causality between job loss and health, (2) Subjective health, subjective physical health, and subjective mental health are used as the health indicators, and (3) The analysis has been conducted by gender to clarify the difference of effect of job loss. The result of the analysis provides two findings. First, the analysis for the male employees revealed that job loss did not have a negative effect on most health indicators. Although job loss consistently decreased the male income, it did not affect their health. Second, the analysis for the female employees revealed that job loss did not have a negative effect on the subjective health and subjective mental health. Conversely, subjective physical health was observed to be improved after two and three years of job loss. In this regard, the increase of the time spent to exercise is considered to have an effect.

JEL Classification Number : J32, J63, J64

Key Words : Jobloss, Health, Propensity Score Matching

1. 問題意識

バブル崩壊以降、我が国は「失われた 20 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、失業率が大きく上昇した。実際に失業を経験した家計では、所得の大幅な低下を通じて、さまざまな影響を被ったと考えられる。例えば、消費の抑制、貯蓄の取り崩し、失業した本人以外の家族の労働供給の増加が考えられる。このように失業は家計のさまざまな行動に影響を及ぼすと考えられるが、これら以外にも失業が健康状態を悪化させる恐れがある。海外の研究を見ると、Bjorklund (1985) を初めとして数多くの研究の蓄積があり、失業によって健康が悪化し、入院率や死亡率が上昇することが明らかになっている。しかし、国内の研究を見ると、菅・有田 (2012) の研究しかなく、失業と健康の関係について明らかになっていない点も多い。もし失業によって健康が悪化した場合、再就職率が低下し、労働移動が抑制されるため、失業期間が長期化する恐れがある。実際、Benjamin et al. (2003) は健康状態の悪化が労働供給を抑制することを明らかにしており、労働市場における効率的な資源配分が達成されなくなる恐れがある。さらに、失業期間の長期化によって所得低下も持続し、家計の厚生も悪化することが考えられる。これらの問題については政策的な対応が必要となる可能性があり、そのためにも現状を把握する必要性は高い。

そこで、本稿では『慶應義塾家計パネル調査 (Keio Household Panel Survey、以下、KHPS)』を用い、失業が健康に及ぼす影響を検証する。我が国では終身雇用が一般的であったため、企業特有的人的資本の蓄積が重視され、外部労働市場を通じた労働移動が不活発な傾向がある (Mincer and Higuchi 1988)。このため、一度失業してしまうと、再就職することが困難となる。また、仮に再就職できても前職で蓄積した企業特有的人的資本を有効活用できないため、労働条件が悪化すると考えられる。これらの理由から、失業による労働条件の低下が我が国では深刻である可能性があり、健康にも影響を及ぼす可能性がある。

先行研究と比較した際の本論文の特徴は、次の 3 点である。1 点目は、失業の中でも事業所閉鎖・会社倒産・その他勤め先や事業の都合による非自発的な失職のみを分析対象として取り上げている点である。失業と健康の関係を見ると、健康状態が悪いほど失業しやすく (Arrow 1996)、失業期間も伸びる (Stewart 2001) ことが指摘されており、失業と健康の間には逆の因果関係が存在することが明らかになっている。このため、単純な回帰分析では適切に失業と健康の関係を検証することが難しい。この問題点を解決するためにも、本稿では失業の中でも個人の健康とは関係のない事業所閉鎖・会社倒産・その他勤め先や事業の都合による失職のみを分析に使用する。これらによる失職の場合、外生変数として使用できるため、逆の因果関係が無い形で失業が健康に及ぼす影響を検証可能となる。2 点目は、主観的健康度、主観的身体指標、主観的精神指標を健康の指標として使用している点である。これらの指標を用い、失業が肉体的、精神的健康に及ぼす影響を明らかにする。なお、主観的指標を使用する場合、調査対象者が主観で回答するため、適切に健康状

態を把握できていないと指摘される可能性がある。しかし、Idler and Benyamini (1997)、Franks et al. (2003)、Van Doorslaer and Jones (2003) の研究によって、主観的健康度が客観的な健康や病気の有無、死亡率の予測に有効な指標だと指摘されている。このため、本稿では主観的健康指標を有益な指標だと考え、分析に使用する。3点目は、男女別にサンプルを分け、失業が健康に及ぼす影響の違いが見られるかどうかを検証している点である。男性と女性では労働市場における就業状況に違いがあるため、失業によるショックが健康に及ぼす影響に差が存在する可能性がある。

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し、第4節では推計手法について述べる。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を説明する。

2. 先行研究

失業した場合、なぜ労働者の健康状態は悪化するのだろうか。この理論的背景について Browning and Heinesen (2012) は次の2つの理由を指摘している。1つ目の理由は、失業による持続的な所得低下によって健康への消費が抑制されるためである。Jacobson et al. (1993) や Couch and Placzek (2010) で指摘されているように、失業によって労働者は持続的な所得低下を経験する。この結果、健康を維持するための消費が抑制され、健康状態が悪化することとなる。実際、Adams et al. (2003) は低所得が健康状態を悪化させることを明らかにしている。2つ目の理由は、失業によるストレスの発生である。Pearlin et al. (1981)、Jahoda (1982)、Warr (1987) で指摘されるように、失業は仕事上でのさまざまな人間関係や自尊心等に負の影響を及ぼし、ストレスを発生させるため、健康状態を大きく悪化させると考えられる。このストレスは、失業期間が長期化するほどより影響が大きくなると考えられる。これら2つの理由から失業によって健康状態が悪化するが、その他にも失業以外のネガティブなライフイベントに対処することが困難になるといった問題が発生することが指摘されている (Kessler et al. 1987)。

以上の理由から失業は健康を悪化させる。この点については海外を中心に数多くの実証分析の蓄積がある (表 2-1)。研究の流れについて整理すると、初めの研究の興味を中心は、失業が健康を悪化させるのかという点にあり、分析の結果、失業によって健康が悪化するという結果を得ている (Bjorklund 1985)。しかし、その後、健康状態が悪い労働者ほど失業したり (Arrow 1996)、失業期間が長期化する (Stewart 2001) ことが明らかになり、失業と健康の因果関係を検証することが困難であると指摘された。この問題点を解決するために、その後の研究では失業の中でも会社の倒産等が原因の事業閉鎖による失職が健康に及ぼす影響の分析が行われるようになった。事業閉鎖による失職の場合、個人の健康とは相関が無いいため、適切に失業が健康に及ぼす影響を検証可能となる。

表 2-1 失業と健康に関する主要な先行研究のまとめ

著者	データ	分析対象	推計手法	失業指標の定義	結果
(A) すべての失業を使用					
Bjorklund (1985)	Swedish Level of Living Survey	メンタルヘルス、肉体的問題の有無	Fixed Effect Logit	すべての失業、失業期間	・固定効果を考慮しないと、失業によって健康が悪化するが、固定効果を考慮すると、失業は影響を及ぼしていない
Gorke (2006)	German Socio-Economic Panel (GSOEP)	健康満足度	Random Effect OLS	すべての失業	・短期的な失業は男性の健康を悪化 ・長期的な失業は男女両方の健康を悪化
Bockerman and Ilmakunnas (2009)	European Community Household Panel Survey (ECHPS) for Finland	主観的健康	OLS, Fixed Effect OLS, Ordered Logit, Fixed Effect Ordered Logit, Propensity Score Matching	すべての失業	・失業は主観的健康に影響を及ぼしていない
音・有田 (2012)	「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」(JLPS)	主観的健康、メンタルヘルス、運動量、飲酒量、喫煙量、睡眠時間	OLS, Fixed Effect OLS, First Difference OLS	すべての失業	・主観的健康は失業によって影響を受けないが、メンタルヘルスは悪化 ・失業によって運動量、睡眠時間が増加 ・失業が継続すると喫煙量が増加
(B) 事業閉鎖による失職を使用					
Browning et al (2006)	デンマークの行政データ (人口の10%データ)	失職4年以内の入院の有無、入院前の期間	Propensity Score Matching, DID Propensity Score Matching	事業閉鎖による失職	・いずれの指標に対しても失職は影響を及ぼしていない
Sullivan and von Wachter (2009)	ペンシルベニア州の行政データ	死亡率	Logit	事業閉鎖による失職	・失職によって死亡率が上昇
Eliason and Storrie (2009a)	スウェーデンの行政データ	心筋梗塞、脳卒中、脳卒中、飲酒、交通事故、自傷による入院	Propensity Score Weighting Discrete Time Logit	事業閉鎖による失職	・飲酒、交通事故、自傷による入院リスクの上昇 ・心筋梗塞、脳卒中による入院リスクには影響なし
Eliason and Storrie (2009b)	スウェーデンの行政データ	各要因による死亡率	Propensity Score Weighting, Discrete Time Logit	事業閉鎖による失職	・失職によって男性の死亡率が上昇 ・男女とも自殺や飲酒による自殺率が上昇
Salm (2009)	Health and Retirement Survey (HRS)	主観的健康、日常生活の制限の有無、主観的余命、うつ病の有無、メンタルヘルス	DID OLS, DID Ordered Logit	事業閉鎖による失職	・いずれの指標に対しても失職は影響を及ぼしていない
Schmitz (2011)	German Socio-Economic Panel (GSOEP)	健康満足度、メンタルヘルス、入院の有無	Fixed Effect Ordered Logit, Fixed Effect OLS	事業閉鎖による失職	・いずれの指標に対しても失職は影響を及ぼしていない
Deb et al (2011)	Health and Retirement Survey (HRS)	Body Mass Index (BMI)、飲酒	Finite Mixture Model	事業閉鎖による失職	・失職以前からBMIや飲酒に問題のある人ほど失職後に症状が悪化 ・循環器系の病気、自殺及びそれに付随する症状による死亡率の上昇 ・交通事故、飲酒による病気、精神疾患による入院率の上昇
Browning and Heinesen (2012)	デンマークの行政データ	各要因による死亡率、入院率	Propensity Score Weighting Hazard Ratio	事業閉鎖による失職	・死亡率の上昇 ・交通事故、飲酒による病気、精神疾患による入院率の上昇
(C) その他失業を使用					
Ruhm and Black (2002)	Behavioral Risk Factor Surveillance System (BRFSS)	飲酒の有無、飲酒量、飲酒後の運転の有無	OLS, Probit	マクロの失業率	・飲酒量は景気後退時に減少
Ruhm (2005)	Behavioral Risk Factor Surveillance System (BRFSS)	喫煙量、肥満度	Probit	×(雇用者割合を使用)	・喫煙や肥満は景気後退時に減少

資料出所: 筆者作成。

具体的な研究結果について見ていくと、事業閉鎖による失職によって健康が悪化したことを示す研究と健康には影響を及ぼさないことを示す研究が存在する。前者の研究の Sullivan and von Wachter (2009) は、失職によって長期的に死亡率が上昇することを明らかにしている。Eliason and Storrie (2009a,b) は失職経験者ほど入院リスクが上昇するだけでなく、その後の死亡率が上昇することを明らかにした。Deb et al. (2011) は失職以前から問題のある労働者ほど、失職後に症状が悪化する傾向にあることを示した。また、Browning and Heinesen (2012) は失職経験者ほど循環器系の病気や自殺等によって死亡率が上昇するだけでなく、交通事故、飲酒、精神疾患による入院率が上昇することを明らかにしている。これらの研究に対して、後者の Browning et al. (2006) は失職経験とその後のストレスを原因とした入院率の関係を分析したが、失職は入院率に影響を及ぼしていないことを明らかにした。また、Salm (2009) は失職経験が主観的健康、日常生活の制限の有無、主観的余命、うつ病の有無、メンタルヘルス等の主観的、客観的な健康指標に対して及ぼす影響を分析したが、いずれの場合も失職による悪化の傾向を確認できなかった。Schmitz (2011) は失職経験が健康満足度、メンタルヘルス、入院の有無について及ぼす影響を分析したが、いずれの場合も失職は影響を及ぼしていなかった。

これら以外の研究にマクロの労働市場の需給状況が各個人の健康状態や生活習慣に及ぼす影響を分析した研究に Ruhm and Black (2002)、Ruhm (2005) がある。Ruhm and Black (2002) はマクロの失業率が飲酒量に及ぼす影響を分析し、失業率が高い不況下の場合、所

得低下の影響が大きくなるため、飲酒量は好況期よりも減少することを明らかにした。また、Ruhm (2005) は景気と喫煙量や肥満との関係を分析し、不況下の場合、労働時間が減少し、健康を維持するための運動等に割かれる時間が増加するため、喫煙や肥満が減少することを明らかにした。

これら以外にも失業が主観的健康度や健康満足度等に及ぼした影響を分析した研究に Gordo (2006)、Bockerman and Ilmakunnas (2009)、菅・有田 (2012) がある。これらの研究では事業閉鎖による失職以外の失業も分析対象としているといった特徴がある。Gordo (2006) は短期及び長期の失業が健康満足度に及ぼす影響を分析し、短期的な失業は男性の健康満足度のみを悪化させるが、長期的な失業は男女両方の健康満足度を悪化させることを明らかにした。Bockerman and Ilmakunnas (2009) は失業が主観的健康度に及ぼす影響を分析し、パネルデータを用いた分析だと失業は主観的健康度に影響を及ぼさないことを明らかにした。この結果から、Bockerman and Ilmakunnas (2009) は失業によって健康が悪化するの、そもそも健康状態の悪い労働者ほど失業するといったセレクションバイアスによる影響が大きいと指摘している。菅・有田 (2012) は失業が主観的健康度、メンタルヘルス、生活習慣に及ぼす影響を分析し、失業は主観的健康度には影響を及ぼしていなかったが、メンタルヘルスを悪化させることを明らかにした。また、生活習慣に及ぼす影響では、失業は個人の運動量や喫煙頻度を増加させる傾向にある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。国内の主要な研究として菅・有田 (2012) があるが、事業閉鎖による失職を使用していないため、失業と健康の関係を適切に検証できていない可能性がある。また、労働者の属性によって失業が健康に及ぼす影響が異なっているのかといった点も検証されていない。そこで、本稿ではこれらの点を考慮したうえで失業が健康に及ぼす影響を検証する。

3. データ

使用データは慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターの KHPS である。この調査は、層化2段無作為抽出法によって調査対象者を選定しており、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2013年調査が最新年度となっている。本稿では2013年までのデータを分析に利用する。以下では2004年から2013年までのデータを KHPS2004-KHPS2013 と呼ぶ。なお、KHPS2007 及び KHPS2012 では同一の調査方法及び年齢層で新規サンプルが追加されており、KHPS2007 では約1400名、KHPS2012 では約1000名が追加されている。また、KHPS では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である¹。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せず、継続雇用就業したサンプルである^{2,3}。分析では継続就業サンプルの健康指標と比較して、失職経験サンプルの健康指標がどのように変化するかを検証する。なお、自営業や家族従業者は雇用就業者と失職経験の内容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

事業所閉鎖・会社倒産・その他勤め先や事業の都合による失職が健康に及ぼす影響を検証する場合、Browning et al. (2006) で指摘されているように注意すべき点がある。それは失職経験者と継続就業者の間のもともとの個人属性の違いである。失職経験者と継続就業者では勤続年数、企業規模、所得水準等で違いが見られ、それらの個人属性が健康状態と相関を持ち、推計結果にバイアスをもたらす可能性がある。例えば、失職経験者ほどもともとの所得水準が低く、それが健康状態の悪化につながっていた場合、失職が及ぼす影響を過大に計測してしまう恐れがある。この問題の解決策として、失職を経験した労働者の健康状態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健康状態を比較するといった方法がある。しかし、前者の健康状態については実際に観測できるが、後者については仮想現実の値となるため、観測することが難しい。Eliason and Storrie (2009a,b)、Browning and Heinesen (2012) は Propensity Score Weighting 法を使用することでこの問題を解決し、Browning et al. (2006) は Propensity Score Matching 法を使用することでこの問題を解決している。本稿では Browning et al. (2006) に倣い、Propensity Score Matching 法を使用する。特に本稿では Heckman, Ichimura and Todd (1997) の Difference in Differences (DID) マッチング推計法を使用する。この手法の利点は、Difference in Differences の手法を応用し、観察できない固定効果を除去することが可能となるため、失職が主観的健康指標に及ぼす影響をより適切に検証できる点にある。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⁴。失職が健康に及ぼす影響の ATT は次式のとおりとなる。

¹ ここでの失職は、「事業所閉鎖・会社倒産・自営業主の廃業」、「その他勤め先や事業の都合」によって離職、転職を経験した場合のことを指している。なお、今回の分析対象は雇用就業からの失職であるため、自営業主の廃業は分析対象から除外されている。

² ここでの継続就業は、前回の調査と同じ企業に継続して務めていた場合のことを指している。

³ 今回の分析ではコントロール・グループに自発的離職者を含めていない。これは、失職者が継続就業した場合をコントロール・グループとして分析に使用したいためである。なお、自発的離職者を含めた分析も行ったが、継続就業者のみをコントロール・グループにした場合と推計結果に大きな違いは見られなかった。

⁴ Propensity Score Matching 法の説明に関する記述は、佐藤 (2013) に基づいている。

$$ATT = E[Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1] = E[Y_{1i} | D_i = 1] - E[Y_{0i} | D_i = 1] \quad (1)$$

(1)式のうち、 Y_i は主観的健康度、主観的身体指標、主観的精神指標である。 Y_{1i} は失職した場合の値を示し、 Y_{0i} は継続就業した場合の値を示している。 D_i は失職、継続就業の状況を示し、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。(1)式のうち $E[Y_{0i} | D_i = 1]$ は、継続就業者が失職を経験した場合の値となっているため、実際には観測することができない。このため、(1)式では ATT を計測することが難しい。

この問題を克服するために、 $E[Y_{0i} | D_i = 1]$ を観測可能な $E[Y_{0i} | D_i = 0]$ で代理するという方法がとられている。ただし、 $E[Y_{0i} | D_i = 1]$ を $E[Y_{0i} | D_i = 0]$ で代理するためには次の2つの仮定が成立する必要がある（Rosenbaum and Rubin 1983）。

$$Y_0 \perp D | P[X] \quad (2)$$

$$\Pr[D = 1 | X] < 1 \quad (3)$$

ただし、 $P[X]$ 及び $\Pr[D = 1 | X]$ はトリートメント・グループになる確率を示しており、Propensity Score と言われ、Probit モデルあるいは Logit モデルで推計される。(2)式は条件付き独立性の仮定であり、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する。(3)式は重複の仮定であり、雇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する。(2)式及び(3)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。このように、Propensity Score を用いることで失職者と継続就業者の個人属性 X の違いをコントロールし、バイアスなく ATT を推計する手法を Propensity Score Matching 法と言う。

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呼ばれる。

$$ATT_{CS} = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} \left[Y_{1i} - \sum_{j=1}^{n_0} W(i,j) Y_{0j} \right] \quad (4)$$

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 による継続就業者サンプルへのウェイトである。なお、 $W(i,j)$ には $\sum_j W(i,j) = 1$ といった制約がある。

(4)式では Propensity Score の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し、失職が各健康指標に及ぼす影響を検証している。この際、

特に注意が必要なのが各主観的健康指標と観察できない個人属性の相関である。今回使用する各主観的健康指標がもともとの個人の健康の感じ方によって大きな影響を受ける場合、適切に失職が健康に及ぼす影響を検証できない恐れがある。この点に対処するためにも、観察できない個人属性を除去したうえで ATT を計測する必要がある。そこで、本稿では Heckman, Ichimura and Todd (1997) の 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、Propensity Score によってマッチングされたサンプルを用い、失職前後における失職経験者と継続就業者の各主観的健康指標の差分に有意な違いがあるかどうかを検証している点にある。ATT の推計量は次式のとおりとなる。

$$ATT_{DID} = \frac{1}{n_{1t}} \sum_{i=1\{D_i=1\}}^{n_{1t}} \left[Y_{1ti} - \sum_{j=1\{D_i=0\}}^{n_{0t}} W(i,j) Y_{0tj} \right] - \frac{1}{n_{1s}} \sum_{i=1\{D_i=1\}}^{n_{1s}} \left[Y_{1si} - \sum_{j=1\{D_i=0\}}^{n_{0s}} W(i,j) Y_{0sj} \right] \quad (5)$$

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。今回の推計では(5)の DID マッチング推計法を用い、失職が各健康指標に及ぼす影響を検証する。

Y_i には主観的健康度、主観的身体指標、主観的精神指標を用いる。主観的健康度は KHPS の「ふだんのあなたの健康状態はどうですか。」という質問から作成しており、回答の選択肢は「1 よい、2 まあよい、3 ふつう、4 あまりよくない、5 よくない」となっている。分析では数字を逆転させ、5 の場合に最も健康となるようにしている。なお、主観的健康度は KHPS2004 から KHPS2013 までの全年度で利用可能となっている。主観的身体指標と主観的精神指標については、KHPS の「あなたは現在、次にあげるようなことがありますか。それぞれの項目について、あてはまるものをお答えください。(○はそれぞれ 1 つずつ)」という質問から作成しており、回答項目は「頭痛やめまいがするときがある」、「動悸や息切れがするときがある」、「胃腸の具合がおかしいときがある」、「背中・腰・肩が痛むことがある」、「疲れやすくなった」、「風邪をひきやすくなった」、「イライラすることが多くなった」、「寝つきが悪くなった」、「人と会うのがおっくうになった」、「仕事への集中力がなくなった」、「今の生活に不満がある」、「将来に不安を感じる」となっている。これらいずれの回答項目においても「1 よくある」、「2 とときある」、「3 ほとんどない」、「4 全くない」の4つのどれかを選択する形式になっている。主観的身体指標では、これらの回答項目のうちの「頭痛やめまいがするときがある」から「風邪をひきやすくなった」の6つの値の合計値を使用している。この指標は主に身体面での健康上の問題の程

度を示している。これに対して、主観的精神指標では、これらの回答項目のうちの「イライラすることが多くなった」から「将来に不安を感じる」の6つの値の合計値を使用している⁵。この指標は主に精神面での健康上の問題の程度を示している。主観的身体指標と主観的精神指標では最小値が6となり、最大値が24となるよう作成されており、値が大きいほど各種健康状態が良いことを示している。なお、主観的身体指標と主観的精神指標はKHPS2004とKHPS2007では質問項目がないため、KHPS2005、KHPS2006、KHPS2008～KHPS2013の期間で分析を行っている。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)の各健康指標の差分を分析に使用する⁶。失職後数年間の各健康指標の変化を分析することで、失職の長期的な影響の有無を検証する。

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⁷。なお、パネル期間中の2回目以降の失職は初回の失職が各健康指標に及ぼす影響と違いがあると考えられるため、2回目以降の失職を分析対象外としている。

Propensity Scoreを推計する際の説明変数には、各健康指標 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り(黒澤 2005)、本稿ではBrowning et al. (2006)やBrowning and Heinesen (2012)といった先行研究を参考に説明変数を選択した。具体的なPropensity Scoreの推計に用いた個人属性Xは学歴ダミー、勤続年数ダミー、雇用形態ダミー、労働組合ありダミー、所得ダミー、転職経験回数⁸、業種ダミー、職種ダミー、企業規模ダミー、都道府県別失業率、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、子どもの数、年齢ダミー、貯蓄額(万円)/100、住宅ローンありダミー、

⁵ 精神面での健康状態を把握する標準的な指標として、K6 (Kessler et al. 2002) や GHQ (Goldberg 1972) があるものの、KHPSではこれらに関する質問項目がなかった。このため、今回は独自の主観的精神指標を使用しているが、必ずしも標準的な指標ではないため、その結果の解釈にはある程度注意が必要である。

⁶ 主観的健康度や主観的身体指標、主観的精神指標を用いる場合、前年が最高点や最低点である場合、前者ではそれ以上高くできず、後者ではそれ以上低くできないという問題がある。この点を確認するためにも、t-1期とt期における最高点や最低点の推移の割合がどの程度なのかを検証した。検証の結果、男性の主観的健康度では前後の期間で同一の最低点で推移した割合は約31%であり、女性では約22%であった。これに対して前後の期間で同一の最高点で推移した割合は男性で約49%、女性で53%であった。また、主観的身体指標の場合、前後の期間で同一の最低点で推移した割合は男性で約32%、女性で約30%であった。これに対して前後の期間で同一の最高点で推移した割合は男性で約41%、女性で37%であった。主観的精神指標の場合、前後の期間で同一の最低点で推移した割合は男性で約31%、女性で約27%であった。これに対して前後の期間で同一の最高点で推移した割合は男性で約43%、女性で37%であった。以上の結果から明らかとなり、男女ともt-1期とt期において同一の最高点や最低点で推移している場合があり、これらでは増加、減少割合が過小になる恐れがある。この点は推計結果に下方バイアスを発生させる恐れがあるため、推計結果を解釈する際、注意が必要となる。ただし、もし観察できない個人属性が同一の最高点や最低点を選択させる背景にあった場合、今回の分析ではDIDマッチング法を使用しているため、その影響を除去できていると考えられる。

⁷ 今回の分析では事業所閉鎖・会社倒産・その他勤め先や事業の都合による失職を用いているが、このような企業の場合、業績が悪化傾向にあることが多いため、会社の解散や倒産の前に自発的に会社を離職する労働者も存在すると考えられる。このような倒産前の自発的離職者の割合が多い場合、推計結果にバイアスをもたらすと恐れがあるが、KHPSではこの点を検証することができなかった。この点は本稿の限界であり、今後の研究課題である。

⁸ 転職経験回数は、パネル調査期間以前に何回転職を経験したのかを示す変数である。

親と同居ダミー、週平均労働時間 60 時間以上ダミー、市郡規模ダミー、コーホートダミー⁹、地域ブロックダミー、年次ダミーである。これらの変数のうち、学歴ダミーから都道府県別失業率は失職の有無に影響を及ぼす変数であり、有配偶ダミーから週平均労働時間 60 時間以上ダミーは各健康指標に影響を及ぼす変数として使用している。また、市郡規模ダミーから年次ダミーは各地域労働市場の状況や各年におけるマクロ的な景気状況をコントロールするために使用している。なお、学歴ダミー、年次ダミー、コーホートダミー以外の変数は 1 期前の値を使用し、Propensity Score の推計には Logit モデルを使用した。

以上の Y_i 、 D 、 X を用い、Propensity Score Matching 法を推計するが、この際、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り、このままでは推計結果にバイアスが生じる恐れがある (Heckman, Ichimura and Todd 1997)。今回の推計ではコモン・サポート内で推計を行うことによって、このバイアスを回避している。また、Propensity Score Matching 法を使用する際、どのような手法で失職経験者と継続就業者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¹⁰。Nearest Neighbor Matching with a Caliper は、任意に定めた範囲内におけるトリートメント・グループとコントロール・グループの 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。Kernel Matching は、トリートメント・グループにウェイト付けされたコントロール・グループをマッチするという方法である¹¹。これらのマッチング方法を使用する場合、Imbens(2004)で指摘されるようにブートストラッピング法によって標準誤差を算出する方が望ましい。そこで、ここでは反復回数 300 回によるブートストラッピング法で標準誤差を算出した。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。

今回はサンプルを男女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、男女間ではもともとの所得水準が異なり、失職による所得低下幅にも差があるため、健康に及ぼす影響にも違いが見られる可能性があるためである。2 つ目の理由は、我が国では男性の方が主たる稼得者である場合が多く、家計における重要度が高いため、失職による精神的負担が特に大きいと考えられるためである。

推計に使用した変数の基本統計量は表 4-1 及び表 4-2 に掲載してある。失職経験サンプルと継続就業サンプルの間で特に違いがある変数について見ると、男女とも失職経験者ほど非正規雇用比率や所得額が低い割合が高く、労働組合加入率が低い傾向にあった。また、卸売・小売・飲食・宿泊業や販売・サービス業での就業割合が高く、100 人以下の企業で就業している割合も高かった。以上の結果から、失職経験者ほど不安定な雇用形態で就業

⁹ コーホートダミーは 2004 年から調査対象となっているサンプルをコーホート A とし、2007 年の新規調査サンプルをコーホート B とし、2012 年の新規調査サンプルをコーホート C としたダミー変数である。

¹⁰ Radius Matching を用いた分析も行ったが、Kernel Matching とほぼ同一の傾向を示していた。

¹¹ Nearest Neighbor Matching with a Caliper と Kernel Matching の詳細な説明については黒澤(2005)、Guo and Fraser(2010)を参照されたい。

しており、所得水準も低く、小企業で勤務している傾向があると言える。このように、失職経験サンプルと継続就業サンプルでは個人属性にもともと違いがあるため、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各健康指標に及ぼす影響を検証する。

表 4-1 基本統計量 (男性)

変数	男性:主観的健康度(マッチング前)						男性:主観的身体指標、主観的精神指標(マッチング前)					
	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
失職年主観的健康度差分	68	-0.03	1.01	8071	-0.08	0.88						
失職1年後主観的健康度差分	61	0.08	1.00	6667	-0.15	0.91						
失職2年後主観的健康度差分	53	-0.06	0.99	5577	-0.22	0.92						
失職3年後主観的健康度差分	49	-0.18	0.93	4518	-0.27	0.94						
失職年主観的身体指標差分							36	0.17	3.18	5156	-0.14	3.01
失職1年後主観的身体指標差分							24	-0.17	3.12	3269	-0.23	3.05
失職2年後主観的身体指標差分							22	0.32	3.81	3115	-0.25	3.26
失職3年後主観的身体指標差分							19	-0.21	3.28	2226	-0.41	3.35
失職年主観的精神指標差分							37	-0.27	2.91	5229	-0.15	3.15
失職1年後主観的精神指標差分							25	-0.04	3.41	3313	-0.22	3.27
失職2年後主観的精神指標差分							22	0.09	3.90	3175	-0.19	3.47
失職3年後主観的精神指標差分							18	-0.61	3.20	2285	-0.54	3.62
学歴ダミー:中高卒	68	0.65	0.48	8254	0.53	0.50	63	0.65	0.48	7430	0.53	0.50
学歴ダミー:専門・短大卒	68	0.04	0.21	8254	0.07	0.26	63	0.02	0.13	7430	0.07	0.26
学歴ダミー:大卒	68	0.31	0.47	8254	0.39	0.49	63	0.33	0.48	7430	0.39	0.49
有配偶ダミー	68	0.82	0.38	8254	0.88	0.33	63	0.83	0.38	7430	0.88	0.33
5歳以下の子どもありダミー	68	0.18	0.38	8254	0.22	0.41	63	0.17	0.38	7430	0.21	0.41
6-12歳の子どもありダミー	68	0.24	0.43	8254	0.36	0.48	63	0.24	0.43	7430	0.36	0.48
子どもの数	68	1.25	1.08	8254	1.61	1.07	63	1.32	1.09	7430	1.61	1.07
年齢ダミー:20-29歳	68	0.12	0.32	8254	0.08	0.27	63	0.13	0.34	7430	0.08	0.27
年齢ダミー:30-39歳	68	0.22	0.42	8254	0.27	0.45	63	0.21	0.41	7430	0.27	0.44
年齢ダミー:40-49歳	68	0.32	0.47	8254	0.35	0.48	63	0.35	0.48	7430	0.36	0.48
年齢ダミー:50-59歳	68	0.34	0.48	8254	0.29	0.46	63	0.32	0.47	7430	0.29	0.46
勤続年数ダミー:5年以下	68	0.57	0.50	8254	0.23	0.42	63	0.57	0.50	7430	0.22	0.42
勤続年数ダミー:6-10年	68	0.15	0.36	8254	0.17	0.38	63	0.14	0.35	7430	0.17	0.38
勤続年数ダミー:11-15年	68	0.15	0.36	8254	0.14	0.35	63	0.14	0.35	7430	0.14	0.35
勤続年数ダミー:16-20年	68	0.03	0.17	8254	0.14	0.34	63	0.03	0.18	7430	0.14	0.34
勤続年数ダミー:21年以上	68	0.10	0.31	8254	0.32	0.47	63	0.11	0.32	7430	0.33	0.47
雇用形態ダミー:正規雇用	68	0.81	0.40	8254	0.93	0.25	63	0.79	0.41	7430	0.93	0.25
雇用形態ダミー:非正規雇用	68	0.19	0.40	8254	0.07	0.25	63	0.21	0.41	7430	0.07	0.25
労働組合加入ダミー	68	0.12	0.32	8254	0.46	0.50	63	0.13	0.34	7430	0.46	0.50
週平均労働時間60時間以上ダミー	68	0.19	0.40	8254	0.24	0.43	63	0.21	0.41	7430	0.24	0.43
所得ダミー:199万円未満	68	0.09	0.29	8254	0.05	0.21	63	0.08	0.27	7430	0.05	0.21
所得ダミー:200-399万円	68	0.53	0.50	8254	0.22	0.42	63	0.51	0.50	7430	0.22	0.42
所得ダミー:400万円以上	68	0.38	0.49	8254	0.73	0.45	63	0.41	0.50	7430	0.73	0.44
転職経路回数	68	1.71	2.04	8254	0.97	1.31	63	1.73	2.01	7430	0.97	1.30
業種ダミー:農業・漁業・鉱業	68	0.00	0.00	8254	0.01	0.09	63	0.00	0.00	7430	0.01	0.09
業種ダミー:製造業	68	0.22	0.42	8254	0.31	0.46	63	0.21	0.41	7430	0.31	0.46
業種ダミー:建設業	68	0.18	0.38	8254	0.12	0.33	63	0.17	0.38	7430	0.13	0.33
業種ダミー:卸売・小売・飲食・宿泊業	68	0.25	0.44	8254	0.14	0.35	63	0.25	0.44	7430	0.14	0.35
業種ダミー:金融・不動産業	68	0.03	0.17	8254	0.05	0.22	63	0.02	0.13	7430	0.05	0.22
業種ダミー:運輸・情報サービス・調査業・電気・ガス	68	0.13	0.34	8254	0.20	0.40	63	0.14	0.35	7430	0.20	0.40
業種ダミー:医療・福祉・教育・学習支援	68	0.19	0.40	8254	0.16	0.37	63	0.21	0.41	7430	0.16	0.37
職種ダミー:農林漁業・採掘業	68	0.00	0.00	8254	0.00	0.07	63	0.00	0.00	7430	0.00	0.07
職種ダミー:販売・サービス業	68	0.34	0.48	8254	0.18	0.38	63	0.35	0.48	7430	0.18	0.38
職種ダミー:管理職	68	0.04	0.21	8254	0.11	0.31	63	0.05	0.21	7430	0.11	0.31
職種ダミー:事務職	68	0.04	0.21	8254	0.13	0.33	63	0.05	0.21	7430	0.13	0.33
職種ダミー:運輸・通信職	68	0.09	0.29	8254	0.09	0.28	63	0.08	0.27	7430	0.09	0.28
職種ダミー:製造・建築・保守・運搬職	68	0.31	0.47	8254	0.27	0.45	63	0.29	0.46	7430	0.27	0.45
職種ダミー:専門的・技術的職	68	0.13	0.34	8254	0.20	0.40	63	0.14	0.35	7430	0.20	0.40
職種ダミー:保安職およびその他	68	0.04	0.21	8254	0.02	0.15	63	0.05	0.21	7430	0.02	0.15
企業規模ダミー:100人以下	68	0.78	0.42	8254	0.37	0.48	63	0.78	0.42	7430	0.37	0.48
企業規模ダミー:100-500人	68	0.19	0.40	8254	0.25	0.43	63	0.19	0.40	7430	0.25	0.43
企業規模ダミー:1000人以上	68	0.03	0.17	8254	0.38	0.49	63	0.03	0.18	7430	0.38	0.49
貯蓄額(万円)/100	68	4.63	10.47	8254	4.78	7.69	63	4.90	10.83	7430	4.79	7.69
住宅ローンありダミー	68	0.26	0.44	8254	0.49	0.50	63	0.27	0.45	7430	0.49	0.50
親と同居ダミー	68	0.15	0.36	8254	0.20	0.40	63	0.16	0.37	7430	0.19	0.39
都道府県別失業率	68	4.50	0.85	8254	4.42	0.95	63	4.47	0.85	7430	4.45	0.94
都市規模ダミー:政令市・特別区	68	0.38	0.49	8254	0.26	0.44	63	0.35	0.48	7430	0.26	0.44
都市規模ダミー:その他の市	68	0.53	0.50	8254	0.62	0.49	63	0.56	0.50	7430	0.62	0.49
都市規模ダミー:町村	68	0.09	0.29	8254	0.12	0.33	63	0.10	0.30	7430	0.12	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): 表中の各基本統計量はPropensity Scoreによるマッチング前の値となっている。

(注3): KHPS2004-KHPS2013から筆者作成。

表 4-2 基本統計量 (女性)

変数	女性: 主観的健康度(マッチング前)						女性: 主観的身体指標、主観的精神指標(マッチング前)					
	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
失職年主観的健康度差分	102	-0.05	0.93	5605	-0.09	0.86						
失職1年後主観的健康度差分	83	-0.05	0.82	4569	-0.17	0.91						
失職2年後主観的健康度差分	70	-0.36	0.83	3693	-0.24	0.94						
失職3年後主観的健康度差分	55	-0.20	0.85	2910	-0.32	0.96						
失職年主観的身体指標差分							74	0.01	2.60	3690	-0.15	2.81
失職1年後主観的身体指標差分							44	0.11	2.80	2394	-0.25	2.94
失職2年後主観的身体指標差分							43	0.81	2.60	2144	-0.22	3.06
失職3年後主観的身体指標差分							34	0.79	2.96	1487	-0.38	3.15
失職年主観的精神指標差分							73	0.10	3.34	3735	-0.13	2.97
失職1年後主観的精神指標差分							44	-0.02	2.35	2434	-0.15	3.00
失職2年後主観的精神指標差分							45	-0.40	3.59	2167	-0.16	3.25
失職3年後主観的精神指標差分							33	-0.24	4.10	1503	-0.28	3.19
学歴ダミー: 中高卒	103	0.76	0.43	5719	0.61	0.49	97	0.76	0.43	5187	0.60	0.49
学歴ダミー: 専門・短大卒	103	0.19	0.40	5719	0.27	0.44	97	0.20	0.40	5187	0.27	0.44
学歴ダミー: 大卒	103	0.05	0.22	5719	0.13	0.34	97	0.04	0.20	5187	0.13	0.34
有配偶ダミー	103	0.71	0.46	5719	0.81	0.39	97	0.71	0.46	5187	0.81	0.39
5歳以下の子どもありダミー	103	0.06	0.24	5719	0.10	0.30	97	0.05	0.22	5187	0.10	0.30
6-12歳の子どもありダミー	103	0.23	0.42	5719	0.29	0.45	97	0.23	0.42	5187	0.29	0.45
子どもの数	103	1.25	1.13	5719	1.50	1.13	97	1.26	1.14	5187	1.50	1.13
年齢ダミー: 20-29歳	103	0.11	0.31	5719	0.10	0.30	97	0.11	0.32	5187	0.10	0.30
年齢ダミー: 30-39歳	103	0.24	0.43	5719	0.23	0.42	97	0.22	0.41	5187	0.23	0.42
年齢ダミー: 40-49歳	103	0.43	0.50	5719	0.38	0.49	97	0.43	0.50	5187	0.39	0.49
年齢ダミー: 50-59歳	103	0.22	0.42	5719	0.29	0.45	97	0.24	0.43	5187	0.29	0.45
勤続年数ダミー: 5年以下	103	0.61	0.49	5719	0.52	0.50	97	0.63	0.49	5187	0.52	0.50
勤続年数ダミー: 6-10年	103	0.18	0.39	5719	0.23	0.42	97	0.18	0.38	5187	0.23	0.42
勤続年数ダミー: 11-15年	103	0.10	0.30	5719	0.12	0.32	97	0.08	0.28	5187	0.12	0.32
勤続年数ダミー: 16-20年	103	0.08	0.27	5719	0.06	0.24	97	0.08	0.28	5187	0.06	0.24
勤続年数ダミー: 21年以上	103	0.03	0.17	5719	0.08	0.27	97	0.03	0.17	5187	0.07	0.26
雇用形態ダミー: 正規雇用	103	0.22	0.42	5719	0.33	0.47	97	0.22	0.41	5187	0.33	0.47
雇用形態ダミー: 非正規雇用	103	0.78	0.42	5719	0.67	0.47	97	0.78	0.41	5187	0.67	0.47
労働組合加入ダミー	103	0.20	0.40	5719	0.30	0.46	97	0.18	0.38	5187	0.30	0.46
週平均労働時間60時間以上ダミー	103	0.02	0.14	5719	0.04	0.18	97	0.02	0.14	5187	0.03	0.18
所得ダミー: 199万円未満	103	0.78	0.42	5719	0.66	0.47	97	0.77	0.42	5187	0.66	0.47
所得ダミー: 200-399万円	103	0.20	0.40	5719	0.24	0.43	97	0.21	0.41	5187	0.24	0.43
所得ダミー: 400万円以上	103	0.02	0.14	5719	0.10	0.30	97	0.02	0.14	5187	0.10	0.30
転職経路回数	103	1.15	1.40	5719	1.15	1.53	97	1.20	1.43	5187	1.14	1.52
業種ダミー: 農業・漁業・鉱業	103	0.01	0.10	5719	0.01	0.09	97	0.01	0.10	5187	0.01	0.09
業種ダミー: 製造業	103	0.17	0.37	5719	0.15	0.36	97	0.15	0.36	5187	0.15	0.35
業種ダミー: 建設業	103	0.04	0.19	5719	0.03	0.16	97	0.04	0.20	5187	0.03	0.16
業種ダミー: 卸売・小売・飲食・宿泊業	103	0.36	0.48	5719	0.29	0.46	97	0.37	0.49	5187	0.30	0.46
業種ダミー: 金融・不動産業	103	0.03	0.17	5719	0.07	0.26	97	0.03	0.17	5187	0.07	0.26
業種ダミー: 運輸・情報サービス・調査業・電気・ガス	103	0.10	0.30	5719	0.04	0.20	97	0.08	0.28	5187	0.04	0.20
業種ダミー: 医療・福祉・教育・学習支援	103	0.30	0.46	5719	0.41	0.49	97	0.31	0.46	5187	0.41	0.49
職種ダミー: 農林漁業・探掘業	103	0.00	0.00	5719	0.00	0.07	97	0.00	0.00	5187	0.00	0.07
職種ダミー: 販売・サービス業	103	0.49	0.50	5719	0.38	0.49	97	0.51	0.50	5187	0.39	0.49
職種ダミー: 管理職	103	0.00	0.00	5719	0.00	0.06	97	0.00	0.00	5187	0.00	0.06
職種ダミー: 事務職	103	0.28	0.45	5719	0.26	0.44	97	0.25	0.43	5187	0.26	0.44
職種ダミー: 運輸・通信職	103	0.03	0.17	5719	0.01	0.09	97	0.03	0.17	5187	0.01	0.09
職種ダミー: 製造・建築・保守・運搬職	103	0.14	0.34	5719	0.11	0.31	97	0.14	0.35	5187	0.11	0.31
職種ダミー: 専門的・技術的職	103	0.05	0.22	5719	0.21	0.41	97	0.05	0.22	5187	0.21	0.41
職種ダミー: 保安職およびその他	103	0.02	0.14	5719	0.02	0.14	97	0.02	0.14	5187	0.02	0.14
企業規模ダミー: 100人以下	103	0.63	0.48	5719	0.51	0.50	97	0.66	0.48	5187	0.51	0.50
企業規模ダミー: 100-500人	103	0.18	0.39	5719	0.23	0.42	97	0.16	0.37	5187	0.23	0.42
企業規模ダミー: 1000人以上	103	0.18	0.39	5719	0.26	0.44	97	0.18	0.38	5187	0.26	0.44
貯蓄額(万円)/100	103	4.24	5.65	5719	4.65	7.83	97	4.20	5.70	5187	4.68	7.98
住宅ローンありダミー	103	0.37	0.48	5719	0.43	0.49	97	0.39	0.49	5187	0.43	0.50
親と同居ダミー	103	0.31	0.47	5719	0.25	0.43	97	0.32	0.47	5187	0.24	0.43
都道府県別失業率	103	4.50	1.00	5719	4.40	0.96	97	4.56	0.99	5187	4.43	0.95
都市規模ダミー: 政令市・特別区	103	0.25	0.44	5719	0.25	0.43	97	0.26	0.44	5187	0.25	0.43
都市規模ダミー: その他の市	103	0.63	0.48	5719	0.61	0.49	97	0.62	0.49	5187	0.61	0.49
都市規模ダミー: 町村	103	0.12	0.32	5719	0.14	0.35	97	0.12	0.33	5187	0.14	0.34

(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): 表中の各基本統計量はPropensity Scoreによるマッチング前の値となっている。

(注3): KHPS2004-KHPS2013から筆者作成。

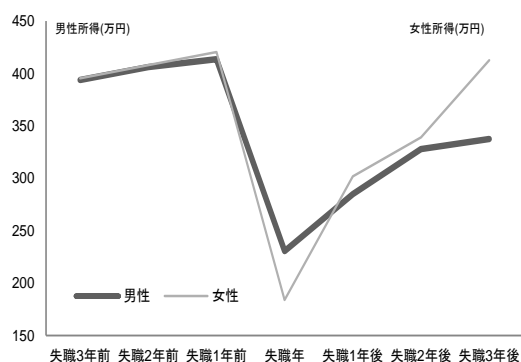
5. 推計結果

5.1 記述統計から見た失職前後の労働条件と各健康指標の変化

本節では推計の前に失職が労働条件及び健康指標に及ぼす影響を記述統計から確認する。具体的には(1)失職前後の所得水準、就業割合の推移、(2)失職前後の各健康指標の変化を見ていく。まず(1)であるが、図 5-1 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。図 5-1 を見ると、男女とも失職年に大幅に所得が低下していた。その後、徐々に所得が回復し、女性の場合、失職 3 年後には失職前の所得水準まで回復したが、男性の

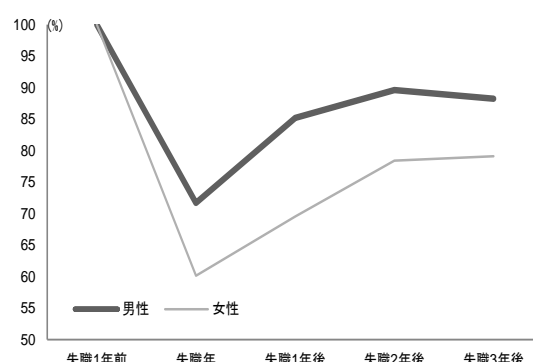
場合、失職3年後でも失職前より約60万円所得が低かった。また、図5-2の失職前後の就業割合の推移を見ると、男性の場合、失職年に就業割合が約72%まで低下し、女性の場合、約60%まで低下した。その後、徐々に就業割合は回復していくが、男女間で差が見られ、男性では失職3年後で約90%となったが、女性では失職3年後で約80%となった。

図5-1 失職前後の所得水準の推移(男女別)



(注1): 分析対象は59歳以下の失職前に雇用就業で働いていた男性及び女性である。
 (注2): KHPS2004-KHPS2013から筆者作成。

図5-2 失職前後の就業割合の推移(男女別)



(注1): 分析対象は59歳以下の失職前に雇用就業で働いていた男性及び女性である。
 (注2): 図における就業割合とは、(就業しているサンプル/59歳以下の全分析対象サンプル)*100で算出している。
 (注3): KHPS2004-KHPS2013から筆者作成。

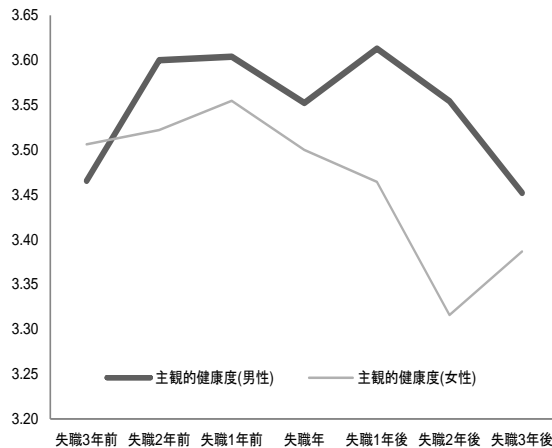
以上の結果から、失職は所得及び就業割合を持続的に低下させるが、その影響は男女間によって違いが見られると言える。特に女性の場合、就業割合の回復が遅く、失職を機に労働市場を退出している可能性も考えられる。このような持続的な労働条件の変化は、健康への消費やストレスを通じて、健康状態に影響を及ぼすと考えられる。そこで、次に(2)失職前後の各健康指標の変化を確認する。

図5-3は男性、女性の失職前後3年間の主観的健康度の変化を示している。図5-3を見ると、男性の場合、失職年に健康度が低下するものの、失職1年後に回復していた。しかし、失職2年後以降、持続的に健康度が低下していた。また、女性の場合、失職年から失職2年後まで持続的に健康度が低下していたが、失職3年後に健康度が若干回復していた。これらの結果から、男女とも失職後に主観的健康度が悪化する年が多くなると言える。次に図5-4の男性、女性の失職前後3年間の主観的身体指標と主観的精神指標の変化を見ると、男女間で推移に違いが見られた。男性の場合、主観的身体指標は失職年に増加しており、明確な低下傾向は確認できなかった。また、主観的精神指標を見ると、失職年に若干低下するものの、大きな変化は失職後数年間で確認できなかった¹²。これに対して女性の場合、失職1年前から失職1年後にかけて、主観的身体指標と主観的精神指標の両方とも低下する傾向があった。また、失職2年後以降になると、両指標とも緩やかに回復する傾向にあった。これらの結果から、男性では主観的身体指標と主観的精神指標に明確な低下

¹² 菅・有田(2012)で指摘されるように、失職後に再就職した場合、メンタルヘルスが改善している可能性がある。そこで、失職1年後に就業しているサンプルと非就業のサンプルに分け、主観的精神指標の変化を比較した。分析の結果、男性では失職1年後に再就職しているほど、主観的精神指標が改善していた。これに対して女性では失職1年後に再就職していても、主観的精神指標が改善していなかった。

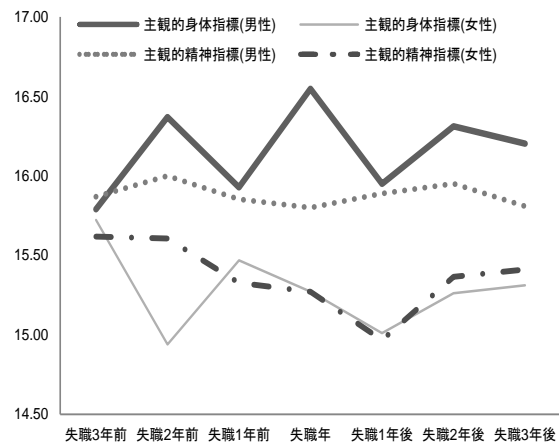
傾向が見られなかったが、女性では失職1年前から失職1年後にかけて両指標が低下する傾向があった。ただし、その後両指標とも回復する傾向が見られた。

図 5-3 失職前後3年間の主観的健康度の変化(男女別)



(注1):分析対象は59歳以下の失職前に雇用就業で働いていた男性及び女性である。
(注2):KHPS2004-KHPS2013から筆者作成。

図 5-4 失職前後3年間の主観的身体指標、主観的精神指標の変化(男女別)



(注1):分析対象は59歳以下の失職前に雇用就業で働いていた男性及び女性である。
(注2):KHPS2004-KHPS2013から筆者作成。

以上の結果から、失職直前に雇用就業についていた男女の場合、失職後に持続的な所得低下と就業割合の低下を経験すると言える。また、男女とも失職後に主観的健康度が悪化しており、特に女性の場合、失職1年前から失職1年後にかけて主観的身体指標と主観的精神指標が低下する傾向にあった。

5.2 失職が主観的健康度、主観的身体指標、主観的精神指標に及ぼす影響

表 5-1 は、男女別、健康指標別の失職に関する 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、Nearest Neighbor Matching with a Caliper と Kernel Matching によってマッチングした後の変数の基本統計量を表 5-2 と表 5-3 に掲載してある。表中の t 値は失職経験サンプルの平均値と継続就業サンプルの平均値の差の検定結果であり、表 5-2 と表 5-3 のほとんどの変数において有意となっていない。また、表中の対数尤度比検定はすべての説明変数の平均値が失職経験サンプルと継続就業サンプルで同じかどうかを検定しており、いずれの場合も棄却されている。これらの結果から、Propensity Score によってマッチングした結果、失職経験サンプルと継続就業サンプルの個人属性の差がコントロールされるようになったと言える¹³。

¹³ 重複の仮定については Minima-Maxima Comparison 法(Caliendo, Hujer and Thomsen 2005)を用いて検証した。この方法はコモン・サポートの制約を課した際にどの程度サンプルが減少するのかを検証している。もしコモン・サポートの制約を課した際に多くのサンプルが削除された場合、トリートメント・グループとコントロール・グループで同一の個人属性を持ったサンプルが少ないことになる。実際に検証した

表 5-1 失職に関する Logit 分析(Propensity Score の算出に使用)

説明変数		男性:主観的健康度		男性:主観的身体指標 及び主観的精神指標		女性:主観的健康度		女性:主観的身体指標 及び主観的精神指標	
		係数	限界効果	係数	限界効果	係数	限界効果	係数	限界効果
被説明変数: 1=雇用就業→失職 0=雇用就業→雇用就業									
学歴ダミー	短大・高専卒	-0.445 (0.625)	-0.003 (0.005)	-1.571 (1.032)	-0.013 (0.008)	-0.486* (0.267)	-0.008* (0.005)	-0.447 (0.275)	-0.008 (0.005)
ref:中高卒	大卒・大学院卒	-0.043 (0.312)	-0.000 (0.002)	-0.030 (0.317)	-0.000 (0.003)	-1.413*** (0.492)	-0.024*** (0.009)	-1.571*** (0.545)	-0.028*** (0.010)
	有配偶ダミー	0.356 (0.454)	0.003 (0.004)	0.313 (0.483)	0.002 (0.004)	-0.400 (0.368)	-0.007 (0.006)	-0.352 (0.379)	-0.006 (0.007)
	5歳以下の子どもありダミー	-0.122 (0.419)	-0.001 (0.003)	-0.256 (0.436)	-0.002 (0.003)	-0.221 (0.467)	-0.004 (0.008)	-0.340 (0.504)	-0.006 (0.009)
	6-12歳の子どもありダミー	-0.059 (0.364)	-0.000 (0.003)	-0.128 (0.374)	-0.001 (0.003)	-0.220 (0.305)	-0.004 (0.005)	-0.239 (0.316)	-0.004 (0.006)
	子どもの数	-0.222 (0.159)	-0.002 (0.001)	-0.123 (0.163)	-0.001 (0.001)	-0.155 (0.142)	-0.003 (0.002)	-0.173 (0.145)	-0.003 (0.003)
年齢ダミー	30-39歳	-0.239 (0.495)	-0.002 (0.004)	-0.497 (0.512)	-0.004 (0.004)	0.314 (0.415)	0.005 (0.007)	0.141 (0.430)	0.002 (0.008)
ref:20-29歳	40-49歳	0.348 (0.520)	0.003 (0.004)	0.155 (0.535)	0.001 (0.004)	0.403 (0.426)	0.007 (0.007)	0.301 (0.434)	0.005 (0.008)
	50-59歳	0.116 (0.534)	0.001 (0.004)	-0.303 (0.556)	-0.002 (0.004)	-0.202 (0.477)	-0.003 (0.008)	-0.244 (0.483)	-0.004 (0.009)
勤続年数ダミー	6-10年	-0.985*** (0.372)	-0.008** (0.003)	-0.998** (0.391)	-0.008** (0.003)	-0.320 (0.275)	-0.005 (0.005)	-0.422 (0.287)	-0.007 (0.005)
ref:5年以下	11-15年	-0.397 (0.393)	-0.003 (0.003)	-0.406 (0.414)	-0.003 (0.003)	-0.250 (0.369)	-0.004 (0.006)	-0.481 (0.402)	-0.008 (0.007)
	16-20年	-1.767** (0.753)	-0.014** (0.006)	-1.748** (0.758)	-0.014** (0.006)	0.491 (0.423)	0.008 (0.007)	0.406 (0.424)	0.007 (0.007)
	21年以上	-1.528*** (0.474)	-0.012*** (0.004)	-1.436*** (0.479)	-0.011*** (0.004)	-0.477 (0.655)	-0.008 (0.011)	-0.541 (0.658)	-0.010 (0.012)
雇用形態ダミー	正規雇用	-0.574 (0.378)	-0.004 (0.003)	-0.803** (0.387)	-0.006** (0.003)	-0.265 (0.330)	-0.005 (0.006)	-0.361 (0.345)	-0.006 (0.006)
ref:非正規雇用	労働組合加入ダミー	-0.746* (0.409)	-0.006* (0.003)	-0.714* (0.411)	-0.006* (0.003)	-0.241 (0.284)	-0.004 (0.005)	-0.413 (0.310)	-0.007 (0.005)
	週平均労働時間60時間以上ダミー	-0.612* (0.334)	-0.005* (0.003)	-0.485 (0.338)	-0.004 (0.003)	-0.588 (0.736)	-0.010 (0.013)	-0.586 (0.739)	-0.010 (0.013)
所得ダミー	199万円未満	-0.454 (0.583)	-0.004 (0.005)	-0.830 (0.634)	-0.007 (0.005)	0.786 (0.812)	0.013 (0.014)	0.537 (0.820)	0.009 (0.014)
ref:400万円以上	200-399万円	0.464 (0.323)	0.004 (0.003)	0.287 (0.335)	0.002 (0.003)	0.712 (0.781)	0.012 (0.013)	0.581 (0.786)	0.010 (0.014)
	転職経験回数	0.196** (0.077)	0.002** (0.001)	0.220*** (0.080)	0.002*** (0.001)	-0.022 (0.073)	-0.000 (0.001)	-0.002 (0.074)	-0.000 (0.001)
業種ダミー	建設業	-0.068 (0.419)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.444)	-0.000 (0.004)	0.421 (0.605)	0.007 (0.010)	0.524 (0.615)	0.009 (0.011)
ref:製造業	卸売・小売業	-0.067 (0.487)	-0.001 (0.004)	-0.106 (0.510)	-0.001 (0.004)	0.116 (0.416)	0.002 (0.007)	0.165 (0.438)	0.003 (0.008)
	金融・不動産業	-0.120 (0.828)	-0.001 (0.006)	-0.903 (1.104)	-0.007 (0.009)	-0.534 (0.695)	-0.009 (0.012)	-0.203 (0.712)	-0.004 (0.013)
	運輸・電気・ガス・水道・熱供給業	-0.673 (0.570)	-0.005 (0.004)	-0.348 (0.562)	-0.003 (0.004)	1.141** (0.499)	0.019** (0.009)	1.088** (0.553)	0.019* (0.010)
	医療・福祉・教育・学習支援業・その他	-0.575 (0.462)	-0.004 (0.004)	-0.403 (0.473)	-0.003 (0.004)	0.100 (0.403)	0.002 (0.007)	0.159 (0.429)	0.003 (0.008)
職種ダミー	販売・サービス職従事者	1.118* (0.678)	0.009 (0.005)	1.179* (0.686)	0.009* (0.006)	0.177 (0.304)	0.003 (0.005)	0.346 (0.318)	0.006 (0.006)
ref:事務職	管理職	0.462 (0.853)	0.004 (0.007)	0.363 (0.854)	0.003 (0.007)				
	運輸・通信従事者	1.030 (0.843)	0.008 (0.007)	0.492 (0.861)	0.004 (0.007)	0.671 (0.705)	0.011 (0.012)	1.009 (0.728)	0.018 (0.013)
	製造・建築・保守・運搬などの作業員	0.558 (0.658)	0.004 (0.005)	0.354 (0.665)	0.003 (0.005)	0.193 (0.399)	0.003 (0.007)	0.434 (0.415)	0.008 (0.007)
	情報処理技術・専門的・技術的職業従事者	0.870 (0.693)	0.007 (0.005)	0.824 (0.695)	0.007 (0.006)	-1.353** (0.527)	-0.023** (0.009)	-1.218** (0.537)	-0.021** (0.010)
	保安職業従事者・その他	1.342 (0.889)	0.010 (0.007)	1.333 (0.894)	0.011 (0.007)	-0.119 (0.775)	-0.002 (0.013)	0.027 (0.781)	0.000 (0.014)
企業規模ダミー	100-499人	-0.746** (0.341)	-0.006** (0.003)	-0.795** (0.356)	-0.006** (0.003)	-0.491* (0.277)	-0.008* (0.005)	-0.627** (0.295)	-0.011** (0.005)
ref:99人以下	500人以上	-2.812*** (0.763)	-0.022*** (0.006)	-2.817*** (0.765)	-0.022*** (0.007)	-0.548** (0.309)	-0.009* (0.005)	-0.613* (0.324)	-0.011* (0.006)
	貯蓄額(万円)/100	0.041** (0.017)	0.000** (0.000)	0.042** (0.017)	0.000** (0.000)	0.015 (0.014)	0.000 (0.000)	0.015 (0.014)	0.000 (0.000)
	住宅ローンありダミー	-0.495 (0.308)	-0.004 (0.002)	-0.568* (0.320)	-0.005* (0.003)	-0.072 (0.230)	-0.001 (0.004)	0.053 (0.235)	0.001 (0.004)
	親と同居ダミー	-0.850** (0.398)	-0.007** (0.003)	-0.804** (0.406)	-0.006* (0.003)	0.434* (0.251)	0.007* (0.004)	0.516** (0.256)	0.009** (0.005)
	都道府県別失業率	-0.310 (0.231)	-0.002 (0.002)	-0.346 (0.220)	-0.003 (0.002)	0.009 (0.186)	0.000 (0.003)	0.006 (0.160)	0.000 (0.003)
	市郡規模ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
	地域ブロックダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
	年次ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
	定数項	-2.124 (1.393)		-1.435 (1.341)		-3.617*** (1.301)		-3.742*** (1.222)	
	推計手法		Logit		Logit		Logit		Logit
	対数尤度		-311.606		-286.837		-470.652		-437.287
	サンプルサイズ		8322		7493		5822		5284

(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場合を示している。
(注4):主観的身体指標と主観的精神指標では同一のサンプルにおいてLogitモデルを推計している。
(注5):KHPS2004-KHPS2013から筆者推計。

結果、いずれの場合も削減率は 8%以下であり、1 割にも満たなかった。このため、トリートメント・グループとコントロール・グループで似通った個人属性を持ったサンプルが大半を占めると考えられる。

表 5-2 マッチング後の各説明変数の基本統計量(男性)

マッチング方法	男性:主観的健康度(マッチング後)				男性:主観的健康度(マッチング後)				男性:主観的身体指標、主観的精神指標(マッチング後)				男性:主観的身体指標、主観的精神指標(マッチング後)			
	Nearest Neighbor Matching with a Caliper		Kernel Matching		Nearest Neighbor Matching with a Caliper		Kernel Matching		Nearest Neighbor Matching with a Caliper		Kernel Matching		Nearest Neighbor Matching with a Caliper		Kernel Matching	
	失職経験 サンプルの平均値	就業継続 サンプルの平均値	t値	p値	失職経験 サンプルの平均値	就業継続 サンプルの平均値	t値	p値	失職経験 サンプルの平均値	就業継続 サンプルの平均値	t値	p値	失職経験 サンプルの平均値	就業継続 サンプルの平均値	t値	p値
学歴ダミー-専門・短大卒	0.05	0.03	0.45	0.65	0.04	0.06	-0.30	0.76	0.02	0.00	1.00	0.32	0.02	0.05	-0.97	0.33
学歴ダミー-大卒	0.32	0.33	-0.19	0.85	0.31	0.34	-0.32	0.75	0.37	0.39	-0.19	0.85	0.33	0.35	-0.17	0.86
有配偶ダミー	0.83	0.83	0.00	1.00	0.82	0.86	-0.58	0.56	0.82	0.84	-0.25	0.80	0.83	0.84	-0.27	0.79
5歳以下の子どもありダミー	0.19	0.19	0.00	1.00	0.18	0.20	-0.36	0.72	0.18	0.26	-1.13	0.26	0.17	0.19	-0.17	0.87
6-12歳の子どもありダミー	0.24	0.21	0.43	0.67	0.24	0.29	-0.65	0.52	0.25	0.23	0.22	0.83	0.24	0.28	-0.58	0.56
子どもの数	1.25	1.22	0.16	0.87	1.24	1.45	-1.11	0.27	1.33	1.14	0.98	0.33	1.32	1.48	-0.84	0.41
年齢ダミー-30-39歳	0.24	0.14	1.36	0.18	0.22	0.24	-0.25	0.81	0.23	0.33	-1.25	0.22	0.21	0.23	-0.33	0.74
年齢ダミー-40-49歳	0.30	0.37	-0.75	0.45	0.31	0.33	-0.17	0.86	0.32	0.30	0.20	0.84	0.35	0.34	0.10	0.92
年齢ダミー-50-59歳	0.33	0.35	-0.19	0.85	0.34	0.32	0.27	0.79	0.33	0.25	1.03	0.31	0.32	0.32	-0.06	0.95
勤続年数ダミー-6-10年	0.16	0.13	0.51	0.61	0.15	0.15	0.03	0.98	0.16	0.16	0.00	1.00	0.14	0.14	0.01	0.99
勤続年数ダミー-11-15年	0.14	0.05	1.83	0.07	0.15	0.13	0.28	0.78	0.14	0.11	0.57	0.57	0.14	0.12	0.30	0.77
勤続年数ダミー-16-20年	0.03	0.05	-0.45	0.65	0.03	0.09	-1.49	0.14	0.04	0.02	0.58	0.56	0.03	0.09	-1.32	0.19
勤続年数ダミー-21年以上	0.11	0.11	0.00	1.00	0.10	0.22	-1.85	0.07	0.12	0.07	0.95	0.35	0.11	0.21	-1.56	0.12
雇用形態ダミー-正規雇用	0.79	0.83	-0.45	0.65	0.81	0.86	-0.86	0.39	0.79	0.89	-1.54	0.13	0.79	0.83	-0.52	0.60
労働組合加入ダミー	0.13	0.13	0.00	1.00	0.12	0.32	-2.87***	0.01	0.14	0.19	-0.75	0.46	0.13	0.31	-2.48***	0.02
週平均労働時間60時間以上	0.21	0.19	0.22	0.83	0.19	0.22	-0.31	0.76	0.23	0.21	0.22	0.82	0.21	0.22	-0.13	0.90
所得ダミー-199万円未満	0.10	0.06	0.66	0.51	0.09	0.06	0.63	0.53	0.09	0.05	0.73	0.47	0.08	0.06	0.40	0.69
所得ダミー-200-399万円	0.49	0.46	0.35	0.72	0.52	0.39	1.56	0.12	0.46	0.44	0.19	0.85	0.51	0.40	1.25	0.22
転職経験回数	1.49	1.52	-0.11	0.92	1.70	1.27	1.39	0.17	1.54	1.39	0.47	0.64	1.73	1.38	1.09	0.28
業種ダミー-建設業	0.17	0.24	-0.88	0.38	0.18	0.16	0.37	0.72	0.19	0.18	0.24	0.81	0.17	0.16	0.23	0.82
業種ダミー-卸売・小売・飲食・宿泊業	0.25	0.17	1.08	0.28	0.24	0.20	0.47	0.64	0.25	0.26	-0.21	0.83	0.25	0.21	0.61	0.55
業種ダミー-金融・不動産業	0.03	0.00	1.43	0.16	0.03	0.04	-0.37	0.71	0.02	0.00	1.00	0.32	0.02	0.03	-0.62	0.54
業種ダミー-運輸・情報サービス・娯楽業・電気・ガス	0.13	0.16	-0.51	0.61	0.13	0.17	-0.50	0.62	0.14	0.25	-1.42	0.16	0.14	0.17	-0.38	0.70
業種ダミー-医療・福祉・教育・学習支援	0.19	0.24	-0.65	0.52	0.19	0.17	0.33	0.74	0.19	0.14	0.75	0.46	0.21	0.19	0.29	0.77
職種ダミー-販売・サービス業	0.35	0.25	1.16	0.25	0.33	0.26	0.91	0.37	0.35	0.40	-0.58	0.57	0.35	0.27	0.90	0.37
職種ダミー-管理職	0.05	0.06	-0.39	0.70	0.04	0.08	-0.75	0.45	0.05	0.04	0.45	0.65	0.05	0.07	-0.63	0.53
職種ダミー-運輸・通信職	0.08	0.11	-0.60	0.55	0.09	0.08	0.11	0.91	0.07	0.07	0.00	1.00	0.08	0.08	0.05	0.96
職種ダミー-製造・建築・保守・運搬職	0.32	0.35	-0.38	0.71	0.31	0.28	0.39	0.70	0.30	0.28	0.20	0.84	0.29	0.25	0.39	0.70
職種ダミー-専門的・技術的職	0.13	0.13	0.00	1.00	0.13	0.17	-0.51	0.61	0.14	0.11	0.57	0.57	0.14	0.17	-0.44	0.66
職種ダミー-保安職およびその他	0.03	0.03	0.00	1.00	0.04	0.04	0.09	0.93	0.04	0.04	0.00	1.00	0.05	0.06	-0.23	0.82
企業規模ダミー-100-500人	0.19	0.13	0.97	0.33	0.19	0.21	-0.24	0.81	0.19	0.26	-0.89	0.38	0.19	0.21	-0.33	0.74
企業規模ダミー-1000人以上	0.03	0.08	-1.16	0.25	0.03	0.24	-3.71***	0.00	0.04	0.07	-0.83	0.41	0.03	0.24	-3.50***	0.00
貯蓄額(万円)/100	4.32	4.11	0.14	0.89	4.70	5.07	-0.23	0.82	4.75	7.08	-1.18	0.24	4.90	5.36	-0.26	0.80
住宅ローンありダミー	0.29	0.24	0.60	0.55	0.27	0.36	-1.19	0.24	0.30	0.25	0.63	0.53	0.27	0.36	-1.03	0.31
親と同居ダミー	0.16	0.11	0.78	0.44	0.15	0.18	-0.51	0.61	0.18	0.14	0.51	0.61	0.16	0.19	-0.40	0.69
都道府県別失業率	4.53	4.53	-0.01	0.99	4.49	4.46	0.16	0.87	4.52	4.49	0.17	0.87	4.47	4.48	-0.06	0.96
都市規模ダミー-政令市・特別区	0.40	0.41	-0.18	0.86	0.37	0.34	0.40	0.69	0.33	0.35	-0.20	0.85	0.45	0.33	0.20	0.85
都市規模ダミー-町村	0.10	0.08	0.31	0.76	0.09	0.10	-0.27	0.79	0.11	0.16	-0.83	0.41	0.10	0.10	-0.08	0.94
疑似決定係数			0.18				0.12				0.24				0.11	
対数尤度比検定			0.99				1.00				0.88				1.00	

(注1): 対数尤度比検定ではすべての説明変数の平均値がトリートメントグループとコントロールグループで同じかどうかを検定している。
 (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): KHPSS2004-KHPSS2013から筆者作成。

表 5-3 マッチング後の各説明変数の基本統計量(女性)

マッチング方法	女性:主観的健康度(マッチング後)				女性:主観的健康度(マッチング後)				女性:主観的身体指標、主観的精神指標(マッチング後)				女性:主観的身体指標、主観的精神指標(マッチング後)			
	Nearest Neighbor Matching with a Caliper		Kernel Matching		Nearest Neighbor Matching with a Caliper		Kernel Matching		Nearest Neighbor Matching with a Caliper		Kernel Matching		Nearest Neighbor Matching with a Caliper		Kernel Matching	
	失職経験 サンプルの平均値	就業継続 サンプルの平均値	t値	p値	失職経験 サンプルの平均値	就業継続 サンプルの平均値	t値	p値	失職経験 サンプルの平均値	就業継続 サンプルの平均値	t値	p値	失職経験 サンプルの平均値	就業継続 サンプルの平均値	t値	p値
学歴ダミー-専門・短大卒	0.20	0.16	0.73	0.47	0.20	0.24	-0.78	0.43	0.20	0.26	-1.03	0.31	0.20	0.24	-0.71	0.48
学歴ダミー-大卒	0.05	0.05	0.00	1.00	0.05	0.10	-1.47	0.14	0.04	0.05	-0.34	0.73	0.04	0.10	-1.52	0.13
有配偶ダミー	0.71	0.67	0.60	0.55	0.71	0.78	-1.15	0.25	0.72	0.63	1.38	0.17	0.71	0.77	-0.86	0.39
5歳以下の子どもありダミー	0.06	0.07	-0.29	0.78	0.06	0.09	-0.73	0.47	0.05	0.05	0.00	1.00	0.05	0.08	-0.82	0.42
6-12歳の子どもありダミー	0.24	0.20	0.68	0.50	0.24	0.27	-0.55	0.59	0.23	0.23	0.00	1.00	0.23	0.26	-0.55	0.59
子どもの数	1.26	1.16	0.70	0.48	1.26	1.42	-0.96	0.34	1.27	1.13	0.86	0.39	1.26	1.39	-0.80	0.42
年齢ダミー-30-39歳	0.25	0.26	-0.32	0.75	0.25	0.24	0.15	0.88	0.22	0.19	0.54	0.59	0.22	0.22	-0.08	0.94
年齢ダミー-40-49歳	0.42	0.47	-0.70	0.48	0.42	0.40	0.35	0.73	0.44	0.34	1.33	0.19	0.43	0.41	0.34	0.73
年齢ダミー-50-59歳	0.23	0.18	0.87	0.39	0.23	0.26	-0.63	0.53	0.24	0.30	-0.97	0.33	0.24	0.26	-0.42	0.67
勤続年数ダミー-6-10年	0.19	0.21	-0.35	0.73	0.19	0.21	-0.51	0.61	0.18	0.14	0.79	0.43	0.18	0.21	-0.55	0.58
勤続年数ダミー-11-15年	0.10	0.15	-1.07	0.29	0.10	0.11	-0.35	0.73	0.08	0.08	0.00	1.00	0.08	0.10	-0.52	0.61
勤続年数ダミー-16-20年	0.08	0.09	-0.25	0.80	0.08	0.07	0.36	0.72	0.08	0.07	0.27	0.79	0.08	0.07	0.40	0.69
勤続年数ダミー-21年以上	0.03	0.02	0.45	0.65	0.03	0.06	-1.04	0.30	0.03	0.04	-0.38	0.70	0.03	0.06	-0.95	0.34
雇用形態ダミー-正規雇用	0.23	0.29	-1.12	0.27	0.23	0.30	-1.22	0.23	0.22	0.21	0.18	0.86	0.22	0.29	-1.19	0.23
労働組合加入ダミー	0.21	0.23	-0.34	0.74	0.21	0.27	-1.01	0.31	0.18	0.15	0.59	0.56	0.18	0.25	-1.30	0.20
週平均労働時間60時間以上	0.02	0.02	0.00	1.00	0.02	0.03	-0.51	0.61	0.02	0.03	-0.45	0.65	0.02	0.03	-0.42	0.67
所得ダミー-199万円未満	0.77	0.71	1.12	0.27	0.77	0.70	1.22	0.23	0.77	0.80	-0.53	0.60	0.77	0.70	1.09	0.28
所得ダミー-200-399万円	0.21	0.28	-1.30	0.20	0.21	0.23	-0.33	0.74	0.21	0.19	0.36	0.72	0.21	0.22	-0.29	0.77
転職経験回数	1.16	0.99	0.88	0.38	1.16	1.15	0.04	0.97	1.21	1.22	-0.05	0.96	1.20	1.17	0.12	0.90
業種ダミー-建設業	0.04	0.02	0.83	0.41	0.04	0.03	0.32	0.75	0.04	0.06	-0.65	0.52	0.04	0.03	0.31	0.76
業種ダミー-卸売・小売・飲食・宿泊業	0.35	0.30	0.74	0.46	0.35	0.32	0.53	0.60	0.36	0.34	0.30	0.76	0.37	0.32	0.69	0.49
業種ダミー-金融・不動産業	0.03	0.05	-0.72	0.47	0.03	0.06	-1.02	0.31	0.03	0.03	0.00	1.00	0.03	0.06	-0.90	0.37
業種ダミー-運輸・情報サービス・娯楽業・電気・ガス	0.10	0.09	0.24													

このサンプルを用い、DID マッチング法による ATT を算出した結果が表 5-4 である。男性の主観的健康度を見ると、失職 1 年後の Kernel Matching の係数のみが正に有意となっており、それ以外の変数はいずれも有意ではなかった。係数の符号を見ても、ほとんどの場合において正となっていた。この結果は、男性の場合、失職によって主観的健康度が悪化する傾向がほとんど見られないことを示している。むしろ失職 1 年後に主観的健康度が回復していた。このような主観的健康度の回復の背景として、失職 1 年後の男性の就業割合の急速な上昇が影響を及ぼしている可能性が考えられる。失職 1 年後の就業割合の回復によって失職によるショックが和らげられ、主観的健康度が上昇する可能性がある。次に男性の主観的身体指標と主観的精神指標の結果を見ると、いずれの場合も有意な変数はなかった。この結果は、男性の場合、失職によって主観的身体指標や主観的精神指標が悪化する傾向がほとんど見られないことを示している。男性の場合、失職によって所得が持続的に低下するものの、就業割合の回復が早いため、失職によるショックが健康状態を悪化させるほどではない可能性がある。

次に女性の主観的健康度の値を見ると、いずれの場合も有意な変数はなかった。この結果は、女性の場合、失職によって主観的健康度が悪化する傾向が見られないことを示している。図 5-3 では失職後に女性の主観的健康度が悪化していたが、継続就業した場合と比較して、統計的に有意な差があるほど主観的健康度が低下していなかったと考えられる。女性の場合、男性よりも非正規雇用比率が高く、勤続年数も短い傾向があり、労働市場への定着傾向が弱いため、失職によるショックが主観的健康度を悪化させるほど大きくない可能性がある。次に女性の主観的身体指標の結果を見ると、失職 2 年後、失職 3 年後の Kernel Matching の係数が正に有意となっていた。この結果は、女性の場合、失職 2 年後、失職 3 年後において、主観的身体指標が向上することを示している。図 5-4 では失職後に女性の主観的身体指標は悪化していたが、Propensity Score による調整後ではむしろ主観的身体指標の改善が見られた。失職のショックによって主観的身体指標が悪化すると考えられたが、実際は逆の結果となっていた。

この背景にはどのような要因が影響を及ぼしているのだろうか。考えられる可能性の 1 つとして、失職後の女性の行動が変化し、より健康を維持する活動への時間が増加した可能性がある。失職後、女性は男性よりも労働市場へ戻る割合が低く、労働時間を増加させるよりも健康維持のための活動への時間を増やした可能性がある。この点を検証するためにも、女性の失職前後 3 年間における睡眠時間と週 1 日以上運動を行っている割合の推移を検証した¹⁴。図 5-5 の失職前後 3 年間の睡眠時間の推移を見ると、失職後以降、減少する傾向にあった。しかし、低下幅は小さく、失職前と比較して 30 分ほど睡眠時間が短くなっていた。睡眠時間は失職後に増加傾向にあるとは言えない。

¹⁴ 睡眠時間と週 1 日以上運動を行っている割合は、Propensity Score を推計する際の説明変数には使用していなかった。この理由は、これらの変数の欠損値が多く、失職サンプルを減少させてしまうためである。

表 5-4 失業が各健康指標に及ぼす影響に関する DID マッチング推計

Y: 主観的健康度の差分	男性					
	Nearest Neighbor Matching with a Caliper			Kernel Matching		
	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)
失業年(t年)	-0.02 [0.21]	63	63	0.05 [0.12]	67	8071
失業1年後(t+1年)	0.27 [0.19]	56	56	0.25* [0.13]	59	6667
失業2年後(t+2年)	0.26 [0.22]	50	50	0.17 [0.14]	52	5577
失業3年後(t+3年)	0.07 [0.24]	46	46	0.14 [0.15]	49	4518
Y: 主観的身体指標の差分	男性					
	Nearest Neighbor Matching with a Caliper			Kernel Matching		
	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)
失業年(t年)	0.76 [0.88]	33	33	0.24 [0.56]	36	5156
失業1年後(t+1年)	-0.55 [0.99]	22	22	-0.14 [0.67]	23	3269
失業2年後(t+2年)	0.71 [1.23]	21	21	0.18 [0.74]	21	3115
失業3年後(t+3年)	1.05 [1.36]	19	19	0.18 [0.76]	19	2226
Y: 主観的精神指標の差分	男性					
	Nearest Neighbor Matching with a Caliper			Kernel Matching		
	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)
失業年(t年)	0.42 [0.87]	33	33	-0.09 [0.55]	37	5229
失業1年後(t+1年)	-1.35 [1.22]	23	23	0.27 [0.84]	24	3313
失業2年後(t+2年)	-0.43 [1.18]	21	21	-0.08 [0.81]	21	3175
失業3年後(t+3年)	0.72 [1.30]	18	18	-0.08 [0.77]	18	2285
Y: 主観的健康度の差分	女性					
	Nearest Neighbor Matching with a Caliper			Kernel Matching		
	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)
失業年(t年)	-0.14 [0.13]	101	101	0.04 [0.09]	101	5605
失業1年後(t+1年)	0.11 [0.15]	82	82	0.13 [0.09]	83	4569
失業2年後(t+2年)	-0.01 [0.18]	70	70	-0.12 [0.10]	70	3693
失業3年後(t+3年)	0.02 [0.19]	55	55	0.11 [0.11]	55	2910
Y: 主観的身体指標の差分	女性					
	Nearest Neighbor Matching with a Caliper			Kernel Matching		
	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)
失業年(t年)	-0.30 [0.51]	73	73	0.14 [0.30]	73	3690
失業1年後(t+1年)	0.21 [0.73]	43	43	0.32 [0.44]	44	2394
失業2年後(t+2年)	1.02 [0.69]	43	43	1.01** [0.40]	43	2144
失業3年後(t+3年)	0.56 [0.73]	34	34	1.15** [0.52]	34	1487
Y: 主観的精神指標の差分	女性					
	Nearest Neighbor Matching with a Caliper			Kernel Matching		
	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)
失業年(t年)	-0.89 [0.58]	73	73	0.23 [0.37]	73	3735
失業1年後(t+1年)	-0.50 [0.68]	44	44	0.15 [0.38]	44	2434
失業2年後(t+2年)	-0.18 [0.74]	45	45	-0.20 [0.59]	45	2167
失業3年後(t+3年)	-0.45 [0.97]	33	33	0.10 [0.69]	33	1503

(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。

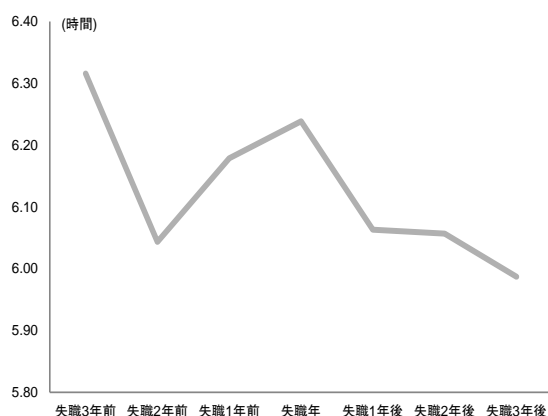
(注4): 表中のt年、t+1年、t+2年、t+3年の値は、失業前年をt-1年、失業経験時をt年とした場合の各時点を示している。

(注5): 分析に使用している各健康指標の差分は、各時点の年収から失業前年のt-1年の各健康指標を引くことで算出している。

(注6): Nearest Neighbor Matching with a Caliperのr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。

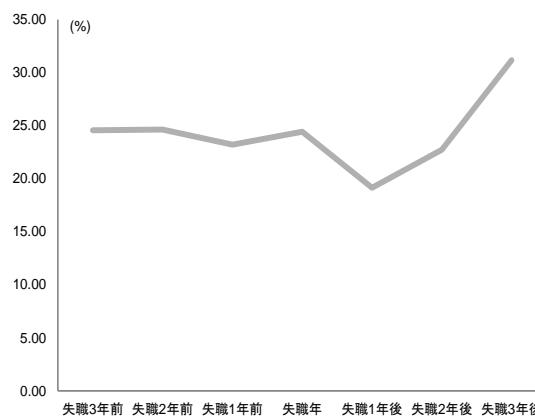
(注7): KHPS2004-KHPS2013から筆者推計。

図 5-5 失職前後 3 年間の睡眠時間の推移(女性のみ)



(注1): 分析対象は59歳以下の失職前に雇用就業で働いていた女性である。
 (注2): KHPS2004-KHPS2013から筆者作成。

図 5-6 失職前後 3 年間の週 1 日以上運動実施割合の推移(女性のみ)



(注1): 分析対象は59歳以下の失職前に雇用就業で働いていた女性である。
 (注2): KHPS2004-KHPS2013から筆者作成。

次に図 5-6 の失職前後 3 年間の週 1 日以上運動を行っている割合の推移を見ると、失職年から失職 1 年後にかけて減少するが、その後、増加する傾向を示していた。失職 2 年後、失職 3 年後になると週 1 日以上運動を行っている割合が増加しており、これが身体的健康の回復に寄与している可能性がある。なお、紙幅の都合上、結果は掲載していないが失職後に継続失業している女性ほど運動実施割合が高かった。女性の場合、男性よりも失職後の失業継続割合が高く、その女性ほど運動実施割合が高いため、身体的健康指標が改善している可能性が考えられる。

次に女性の主観的精神指標の値を見ると、Nearest Neighbor Matching with a Caliper の係数がいずれも負であったが、有意な変数はなかった。この結果は、女性の場合、失職によって主観的精神指標が悪化する傾向が見られないことを示している。主観的身体指標と同様に、図 5-4 では失職直後に女性の主観的精神指標が悪化していたが、継続就業した場合と比較して、統計的に有意な差があるほど主観的精神指標が低下していなかったと考えられる。女性の場合、男性よりも労働市場への定着傾向が弱いため、失職によるショックが主観的精神指標を悪化させるほど大きくないと考えられる。

6. 結論

本稿の目的は、KHPS を用い、失業が健康に及ぼす影響を検証することであった。バブル崩壊以降、我が国の労働市場の需給状況は急速に悪化し、失業者が増加した。失業は、さまざまな影響を及ぼすと考えられるが、所得の大幅な低下や社会的地位の喪失によるストレスの発生によって、健康状態の悪化も引き起こした可能性がある。海外の研究では多くの蓄積があるが、国内ではまだ研究例が少なく、明らかになっていない点も多い。そこで、本稿では失業経験が健康に及ぼす影響を分析した。分析の結果、次の 2 点が明らかに

なった。1点目は、男性では主観的健康度、主観的身体指標、主観的精神指標のほとんどの場合において、失職によって健康状態が悪化する傾向を確認できなかった。男性の場合、失職によって所得が持続的に低下し、大きな影響を受けるものの、各健康指標が悪化するまでではないと言える。なお、この結果は同じく主観的健康度について分析した Salm (2009) や Schmitz (2011) と同じ傾向だと言える。2点目は、女性では主観的健康度と主観的精神指標のすべての場合において、失職によって健康状態が悪化する傾向を確認できなかった。しかし、失職2年後、失職3年後の主観的身体指標が改善する傾向があった。おそらく、この背景には失職後に運動実施割合が増加することが影響を及ぼしていると考えられる^{15・16}。

以上の分析結果から明らかとなり、失職は必ずしも主観的健康を悪化させるわけではない。労働市場への定着傾向が強い男性でも明確な健康悪化の傾向は見られず¹⁷、女性ではむしろ主観的身体指標が改善していた。この女性の傾向は、Ruhm (2005) の分析結果と同様に失職後の時間配分が変化し、健康維持・向上に割かれる時間が増加したことが影響を及ぼしていると考えられる。なお、これらの分析結果から失職が健康を悪化させないと判断するのは注意が必要である。なぜならば、健康指標を変更させた場合、失業によって影響を受けている可能性があるためである。このため、今後は他の健康指標を用いた分析をさらに行っていく必要がある。

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健康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¹⁸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確認する必要がある。2つ目の課題は、失業期間の影響の検証である。今回は失職経験の有無を分析対象としているが、失職後の失業期間によって健康に及ぼす影響が異なると考えられる。もし失業期間の長期化が健康を悪化させていた場合、失業期間を短縮化させるような外部労働市場の整備が重要となる。この点を明らかにするためにも、失業期間と健康の関係を分析することが重要となる。この点については今後、別な論文として改めて検証していきたい。

¹⁵ 女性において主観的身体指標を各項目ずつに分析した結果、失職2、3年後に「動悸や息切れがするときがある」が主に改善していた。

¹⁶ 今回使用した主観的精神指標の選択肢の中に「仕事への集中力がなくなった」がある。この指標は、トリートメント・グループの失職経験者が失職している年に「4 全くない」をとる場合が考えられ、これが推計結果にバイアスをもたらす可能性がある。この点を検証するために、「仕事への集中力がなくなった」を除外したうえで主観的精神指標を算出し、推計を行った。この分析の結果、男性、女性のいずれの場合でも値は有意とならず、推計結果に大きな変化は見られなかった。

¹⁷ サンプルサイズを確保するため、男性と女性をプールしたデータを用い、正規雇用就業者のみを対象とした推計も行ったが、ほとんどの場合で失職は各健康指標の悪化に影響を及ぼしていなかった。

¹⁸ データの候補として厚生労働省の『21世紀成年者縦断調査』や『中高年者縦断調査』が考えられる。

補論

表5-4のトリートメント・グループのサンプルサイズは決して十分とは言えず、これが推計結果に影響を及ぼしている可能性がある。そこで、この点を検証するためにも、男女計のサンプルでも推計を行った。推計結果は次の補表のとおりである。

補表 失職が各健康指標に及ぼす影響に関する DID マッチング推計(男女計)

Y: 主観的健康度の差分	男女計					
	Nearest Neighbor Matching with a Caliper			Kernel Matching		
	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)
失職年(t年)	0.07 [0.12]	168	168	0.06 [0.08]	170	13676
失職1年後(t+1年)	0.07 [0.12]	142	142	0.17** [0.08]	143	11236
失職2年後(t+2年)	-0.05 [0.14]	121	121	0.00 [0.08]	122	9270
失職3年後(t+3年)	0.04 [0.15]	104	104	0.11 [0.09]	104	7428
Y: 主観的身体指標の差分	男女計					
	Nearest Neighbor Matching with a Caliper			Kernel Matching		
	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)
失職年(t年)	-0.05 [0.44]	108	108	0.19 [0.28]	109	8846
失職1年後(t+1年)	0.34 [0.58]	67	67	0.41 [0.34]	67	5663
失職2年後(t+2年)	1.15* [0.66]	65	65	0.90** [0.41]	65	5259
失職3年後(t+3年)	0.36 [0.72]	53	53	0.86** [0.43]	53	3713
Y: 主観的精神指標の差分	男女計					
	Nearest Neighbor Matching with a Caliper			Kernel Matching		
	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)
失職年(t年)	-0.20 [0.48]	108	108	0.10 [0.31]	109	8964
失職1年後(t+1年)	0.49 [0.54]	68	68	0.26 [0.34]	68	5747
失職2年後(t+2年)	-0.03 [0.67]	67	67	-0.03 [0.45]	67	5342
失職3年後(t+3年)	-0.16 [0.79]	51	51	0.09 [0.56]	51	3788

(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各健康指標の差分は、各時点の年収から失職前年のt-1年の各健康指標を引くことで算出している。

(注6): Nearest Neighbor Matching with a Caliperのr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): KHPS2004-KHPS2013から筆者推計。

推計結果を見ると、主観的健康度はほとんどの場合において、有意な値を示していなかった。主観的身体指標を見ると、失職2年後、失職3年後で健康状態が改善する傾向が見られた。おそらく、この背景には女性の主観的身体指標の改善が影響を及ぼしていると考えられる。また、主観的精神指標を見ると、全ての場合において有意な値を示していなかった。これらの結果から、トリートメント・グループのサンプルサイズを増やしても、論文の表5-4の推計結果の傾向と違いは見られないと言える。

参考文献

- Adams P, M. Hurd, D. McFadden, A. Merrill, and T. Ribeiro “Healthy, wealthy, and wise ? Tests for direct causal paths between health and socioeconomic status,” *Journal of Econometrics*, 2003, 112, pp.3–56.
- Arrow, J “Estimating the influence of health as a risk factor on unemployment: a survival analysis of employment durations for workers surveyed in the German Socio-Economic Panel (1984-1990),” *Social Science & Medicine*, 1996, 42(12), pp.1651-1659.
- Benjamin, D., L. Brandt, and J.-Z. Fan “Ceaseless toil ? Health and labor supply of the elderly in rural China,” *Working Paper of the Economics Department*, 2003, University of Toronto.
- Bjorklund, A “Unemployment and mental health: some evidence from panel data,” *Journal of Human Resources*, 1985, 20, pp.469–483.
- Böckerman, P. and P. Ilmakunnas “Unemployment and self-assessed health: evidence from panel data,” *Health Economics*, 2009, 18(2), pp.161–179.
- Browning, M., D. A. Moller, and E. Heinesen “Job displacement and stress-related health outcomes,” *Health Economics*, 2006, 15(10), pp.1061–1075.
- Browning, M. and E. Heinesen “Effect of job loss due to plant closure on mortality and hospitalization,” *Journal of Health Economics*, 2012, 31, pp.599–616.
- Caliendo, M., R. Hujer, and S. Thomsen “The employment effects of job creation schemes in Germany: microeconomic evaluation,” *IZA Discussion Paper Series*, No.1512, 2005.
- Couch, K. A. and D. W. Placzek “Earnings losses of displaced workers revisited,” *American Economic Review*, 2010, 100(1), pp.572-589.
- Deb, P., W. G. Gallo, P. Ayyagari, J. M. Fletcher, and J. L. Sindelar “The effect of job loss on overweight and drinking,” *Journal of Health Economics*, 2011, 30, pp.317-327.
- Eliason, M. and D. Storrie “Job loss is bad for your health – Swedish evidence on cause-specific hospitalization following involuntary job loss,” *Social Science & Medicine*, 2009a, 68, pp.1396–1406.
- Eliason, M. and D. Storrie “Does job loss shorten life?” *The Journal of Human Resources*, 2009b, 4, pp.277–302.
- Franks, P., MR. Gold, and K. Fiscella “Sociodemographics, self-rated health, and mortality in the US,” *Social Science and Medicine*, 2003, 56, pp.2505–2514.
- Guo, S. and M. W. Fraser *Propensity Score Analysis Statistical Methods and Applications*, Thousand Oaks, CA: Sage Publications, 2010.
- Goldberg, D *The Detection of Psychiatric Illness by Questionnaire*, Oxford: Oxford University Press, 1972.
- Gordo, L. R “Effects of short- and long-term unemployment on health satisfaction: evidence from German data,” *Applied Economics*, 2006, 38, pp.2335–2350.

- Heckman, J. J., H. Ichimura, and P. Todd “Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluation a job training program,” *Review of Economics and Statistics*, 1997, 64, pp.605–654.
- Heckman, J. J., H. Ichimura, J. Smith, and P. Todd “Characterizing selection bias using experimental data,” *Econometrica*, 1998, 66, pp.1017–1098.
- Idler, E. L. and Y. Benyamini “Self-rated health and mortality: a review of twenty -seven community studies,” *Journal of Health and Social Behaviour*, 1997, 38, pp.21–37.
- Jacobson, L., R. LaLonde, and D. Sullivan “Earnings losses of displaced workers,” *American Economic Review*, 1993, 83, pp.685–709.
- Jahoda, M *Employment and Unemployment – a Social Psychological Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press, 1982.
- Kessler, R. C., J. B. Turner, and J. S. House “Intervening processes in the relationship between unemployment and health,” *Psychological Medicine*, 1987, 17(4), pp.949-961.
- Kessler, R. C., G. Andrews, L. J. Colpe, E. Hiripi, D. K. Mroczek, S-L. T. Normand, E. E. Walters, and A. Zaslavsky “Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress,” *Psychological Medicine*, 2002, 32, pp.959-976.
- Mincer, J. and Y. Higuchi “Job training, wage growth and labor turnover,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 1988, 2, pp.97-133.
- Pearlin, L.I., M.A. Lieberman, E.A. Menaghan, J.T. Mullen “The stress process,” *Journal of Health and Social Behavior*, 1981, 22, pp.337–356.
- Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin “The central role of the propensity score in observational studies for causal effects,” *Biometrika*, 1983, 70(1), pp.41–55.
- Ruhm, C. J “Healthy living in hard time,” *Journal of Health Economics*, 2005, 24, pp. 341-363.
- Ruhm, C. J. and W. E. Black “Does drinking really decrease in bad times?” *Journal of Health Economics*, 2002, 21(4), pp.659-678.
- Salm, M “Does job loss cause ill health?” *Health Economics*, 2009, 18(9), pp.1075-1089.
- Schmitz, H “Why are the unemployed in worse health? The causal effect of unemployment on health,” *Labour Economics*, 2011, 18, pp.71–78.
- Stewart, J. M “The impact of health status on the duration of unemployment spells and the implications for studies of the impact of unemployment on health status,” *Journal of Health Economics*, 2001, 20(5), pp.781-796.
- Sullivan, D. and T. von Wachter “Job displacement and mortality: an analysis using administrative data,” *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(3), pp.1265-1306.
- Van Doorslaer E, and A. Jones “Inequalities in self-reported health: validation of a new approach to measurement,” *Journal of Health Economics*, 2003, 22, pp.61-78.
- Warr, P *Work, Unemployment and Mental Health*. Oxford: Clarendon Press, 1987.

菅万里・有田伸「失業が健康・生活習慣に及ぼす効果：固定効果モデルと一階差分モデルによるパネルデータ分析」東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ, 2012, No.55.

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.

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.