

Panel Data Research Center at Keio University
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2017-001

March, 2017

高齢者の失業が健康に及ぼす影響

佐藤 一磨*

【要旨】

OECD 諸国の中でも我が国の高齢化の進展速度は速く、少子化も同時に進行している。これら人口動態の変化は、年金等の社会保障制度の持続性を脅かすだけでなく、労働力不足を引き起こす。これらの課題に対処するためにも、高齢者の就労をさらに促進することが重要となる。しかし、高齢者の増加は同時に予期せぬ倒産等による失業に直面する労働者の増加につながる恐れもある。もし失業に直面した高齢者の所得だけでなく、メンタルヘルスに代表される健康が悪化した場合、高齢者の就業促進を阻むこととなる。今後、さらに高齢者が増加すると予想される現状を考慮すると、この影響の有無を検証する意義は大きい。そこで、本稿では高齢者の失業経験がメンタルヘルスに及ぼす影響を分析した。分析では、失業による内生性に対処するために倒産による失職を変数として活用し、マッチング法で推計を行った。分析の結果、以下の2点が明らかになった。1点目は、失職を経験した高齢労働者ほどメンタルヘルスが悪化することがわかった。この影響は特に定年前の59歳以下の高齢者で顕著であり、60歳以上だと失職してもメンタルヘルスは悪化していなかった。2点目は、失職時の雇用保険の受給の有無とメンタルヘルスの関係を分析した結果、雇用保険を受給してもメンタルヘルスは改善しないことがわかった。この結果から、失職後にメンタルヘルスが悪化する背景には、所得低下による影響よりも他のストレス等の要因が主な原因であると考えられる。

* 拓殖大学政経学部 准教授

高齢者の失業が健康に及ぼす影響[†]

佐藤一磨*

要約

OECD 諸国の中でも我が国の高齢化の進展速度は速く、少子化も同時に進行している。これら人口動態の変化は、年金等の社会保障制度の持続性を脅かすだけでなく、労働力不足を引き起こす。これらの課題に対処するためにも、高齢者の就労をさらに促進することが重要となる。しかし、高齢者の増加は同時に予期せぬ倒産等による失業に直面する労働者の増加につながる恐れもある。もし失業に直面した高齢者の所得だけでなく、メンタルヘルスに代表される健康が悪化した場合、高齢者の就業促進を阻むこととなる。今後、さらに高齢者が増加すると予想される現状を考慮すると、この影響の有無を検証する意義は大きい。そこで、本稿では高齢者の失業経験がメンタルヘルスに及ぼす影響を分析した。分析では、失業による内生性に対処するために倒産による失職を変数として活用し、マッチング法で推計を行った。分析の結果、以下の2点が明らかになった。1点目は、失職を経験した高齢労働者ほどメンタルヘルスが悪化することがわかった。この影響は特に定年前の59歳以下の高齢者で顕著であり、60歳以上だと失職してもメンタルヘルスは悪化していなかった。2点目は、失職時の雇用保険の受給の有無とメンタルヘルスの関係を分析した結果、雇用保険を受給してもメンタルヘルスは改善しないことがわかった。この結果から、失職後にメンタルヘルスが悪化する背景には、所得低下による影響よりも他のストレス等の要因が主な原因であると考えられる。

JEL Codes: J21, J26

キーワード：高齢者、失業、マッチング法

[†]本稿は厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」（H26-政策一般-003、研究代表：慶應義塾大学・山本勲）の助成を受けている。また、本稿で使用した『中高年者縦断調査』の調査票情報は統計法第33条の規定に基づき、厚生労働省より提供を受けた。ここに記して感謝する次第である。

* 拓殖大学政経学部准教授

1 問題意識

OECD 諸国の中でも我が国の高齢化の進展速度は速く、2060 年には人口の 39.9%が 65 歳以上の高齢者で占められると予想されている(平成 26 年度版高齢社会白書)。また、我が国では少子化も進行しているため、労働力人口の不足が社会的な課題となっている。この課題に対処し、持続的な経済成長を達成していくためにも、高齢者が労働市場でさらに活躍できる環境を整備する必要がある。これを後押しするために、高齢者雇用安定法の法改正が 2006 年 4 月に施行され、高齢者の就業が促進されてきた(山本 2008; 近藤 2014)。

このように高齢者が労働市場で活躍できる環境が整備されつつあるものの、高齢者は親や配偶者の介護といった問題に直面し、労働供給が抑制される恐れがある(Fukahori et al. 2015)。また、これに加え、高齢者の就業期間の延長によって、より多くの高齢者が予期せぬ失業に直面する確率も上昇する恐れもある。実際、総務省『労働力調査』を見ると、2005 年から 2011 年にかけて 55 歳以上の高齢者の失職経験者数(定年退職以外の非自発的な理由による失業者数)が各年齢層の中でも最も多くなっている。

このような高齢者の失業経験はさまざまな影響を及ぼすと考えられるが、中でも健康に及ぼす影響が注目される。欧米の先行研究を見ると、失業による所得低下やストレスの増加によって、健康が悪化する場合があると指摘されている(Gallo et al. 2004; Gallo et al. 2006; Eliason and Storrie 2009a,b; Browning and Heinesen 2012)。これに対して、高齢者就業率が先進国の中でも特に高い我が国において、この点を検証した研究は少なく、実態は明らかになっていない。もし、高齢者の失業が健康状態を悪化させ、それが労働市場からの退出を促していた場合、高齢者の労働供給拡大が抑制される恐れがある。もちろん、失業を経験する高齢者数は相対的に少ないと考えられるものの、今後の高齢化のさらなる進展を考慮すると、この点を検討する必要性は高い。また、この点を検証することは、我が国の今後の雇用政策の立案だけでなく、高齢化が急速に進むアジア諸国にとっても有益な情報になると考えられるため、研究意義は大きい。

そこで、本稿では高齢者の失業が健康に及ぼす影響を検証する。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、中高年を対象とした我が国で最大規模のパネルデータである『中高年縦断調査』(厚生労働省)を使用している点である。このデータは、50 歳以上の労働者を対象とし、調査初年度に 33,815 人を調査している。このデータを使用することで、より信頼できる推計結果を得ることができると考えられる。2 点目は、失業の中でも会社倒産による非自発的な失職のみを分析対象としている点である。失業と健康の関係については、健康状態が悪いほど失業しやすく(Arrow 1996)、逆の因果関係が存在することが指摘されている。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、本稿では先行研究と同じく、失業の中でも個人の健康とは関係のない会社倒産による失職のみを分析する。3 点目は、失職経験者と継続就業者の間のもとの個人属性の違いをコントロールするために、マッチング法を使用している点である。本稿では近年開発された Entropy Balancing(Hainmueller

2011,2012; Hainmueller and Xu 2013)を主に使用する。

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

失業が労働者の健康状態を悪化させる理論的背景については、**Browning and Heinesen (2012)**が次の 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が健康への消費を抑制するためである。労働者は、失業によって持続的な所得低下を経験するため(**Jacobson et al. 1993; Couch and Placzek 2010**)、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。2 つ目の理由は、失業によるストレスの発生である。失業は、仕事上でのさまざまな人間関係や社会的地位の喪失をもたらし、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 (**Pearlin et al. 1981; Jahoda 1982; Warr 1987**)。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。

以上の理由から、失業は健康を悪化させると考えられる。この点については欧米を中心に数多くの実証分析が蓄積されている。これらの研究成果をまとめると、失業と健康の逆の因果関係を考慮するために、事業所閉鎖による失職を失業変数として使用する研究が増加しており、この事業所閉鎖による失職は、健康を悪化させる場合と影響を及ぼさない場合があることが明らかになっている。例えば、**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。これに対して、**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ている。**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。佐藤(近刊)は、失職経験が主観的健康度、主観的身体指標、主観的精神指標に影響を及ぼさないことを明らかにしている。これら以外で、高齢者に分析対象を限定した研究を見ると、失職が健康に影響を及ぼさないといった場合が多い。例えば、**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、いずれも場合も失職による悪化の傾向を確認できなかった。また、**Browning et al. (2006)**は 40 歳以上に分析対象サンプルを限定した分析も行ったが、失職が入院率に影響を及ぼしていなかった。**Browning and Heinesen (2012)**は失職が死亡率に及ぼす影響を検証する際、50-60 歳に対象サンプルを限定した分析を行ったが、失職の効果が 40-49 歳と比較して小さいことを明らかにしている。

以上の研究結果から明らかなおとおり、高齢者の失職は必ずしも健康を悪化させるわけではない。しかし、我が国の場合、終身雇用制度の影響が依然として強いこと(Shimizutani

and Yokoyama 2009)、失職の高齢者の健康に及ぼす負のショックが他国よりも大きい可能性がある。実際、佐藤(2015)は、中高齢者ほど失職による所得低下の規模が大きいことを指摘しており、失職による健康への負の影響が所得低下を通じて影響を及ぼす可能性があると考えられる。本稿ではこの点を検証するためにも、高齢者の失職が健康に及ぼす影響を我が国のデータを用いて検証する。

3 データ

使用データは厚生労働省が 2005 年から 2012 年まで実施した『中高年縦断調査』である。この調査は、2005 年に 50-59 歳であった日本全国の男女 33,815 人を継続調査している。質問項目は、家族の状況、健康の状況、就業の状況、住居・家計の状況等となっている。分析では 2005 年から 2013 年までのすべてのデータを使用している。

分析対象は 50 歳以上の男女であり、失職を経験したサンプル(トリートメント・グループ)と継続就業しているサンプル(コントロール・グループ)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。ここでの失職とは、会社倒産によって離職、転職を経験した場合を指す。なお、先行研究と同様に、分析ではパネル期間中の初回の失職のみを分析対象とし、2 回目以降の失職は除外している。後者の継続就業サンプルは、パネル期間中に同一企業において継続雇用就業したサンプルである¹。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 推計手法

4.1 推計モデル

失業が健康に及ぼす影響を検証する場合、失業と健康の逆の因果関係だけでなく、失職経験者と継続就業者のもとの個人属性の違いも考慮する必要がある(Browning et al. 2006)。失職経験者と継続就業者では勤続年数、企業規模等のさまざまな個人属性で違いが見られることが指摘されており(Jacobson et al. 1993)、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恐れがある。先行研究ではこの課題に対して、Propensity Score Matching 法や Propensity Score Weighting 法を使用することで対処してきた(Browning et al. 2006; Eliason and Storrie 2009a,b; Browning and Heinesen 2012)。本稿ではこの課題に対して、Marcus(2013)及び Freier et al (2015)を参考にし、Entropy Balancing によるマッチング法と Difference in Differences (DID)を組み合わせた

¹ 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。

推計手法を使用する²。この手法には、(1)失職経験者と継続就業者の観察可能な個人属性の差を完全にコントロールできる、(2)DID の手法を用いることによって、観察できない個人属性を除去できる、といった利点がある。以下で、Entropy Balancing による ATT(Average Treatment Effect on the Treated)の推計方法について簡単に説明する³。

失職が健康に及ぼす影響の ATT は次式のとおりとなる。

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

(1)式のうち、 Y_i はメンタルヘルスの指標である K6 を示す。 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。Entropy Balancing は、次のウェイト w_i を用いたコントロール・グループの値を用いることで $E[Y_{0i}|D_i = 1]$ を代理し、この問題を解決する。

$$E[Y_{0i}|\widehat{D}_i = 1] = \frac{\sum_{\{i|D=0\}} Y_{0i} w_i}{\sum_{\{i|D=0\}} w_i} \quad (2)$$

ただし、(2)式のウェイト w_i は、次の 4 つの式から導出される。

$$\min H(w) = \sum_{\{i|D=0\}} w_i \log(w_i/q_i) \quad (3)$$

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i C_{ri}(X) = m_r, r \in 1, \dots, R \quad (4)$$

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i = 1 \quad (5)$$

$$D_i = 0 \text{ のすべての } i \text{ に対して, } w_i \geq 0 \quad (6)$$

ただし、(3)式の $q_i = 1/n_0$ であり、 n_0 はコントロール・グループのサンプルサイズを示す。 $C_{ri}(X) = m_r$ はコントロール・グループとトリートメント・グループの個人属性 X の r 次のモーメントに関する制約条件である。Entropy Balancing は、(4)~(6)式の制約下で、(3)式の

² Marcus(2013)は German Socio-Economic Panel を用い、夫婦の一方の失職が配偶者のメンタルヘルスに及ぼす影響を分析している。Freier et al (2015)はドイツの University Graduates Panel を用い、法学部における優秀な成績がその後の賃金に及ぼす影響を検証している。両方の分析において、Entropy Balancing によるマッチング法と Difference in Differences (DID)を組み合わせた推計手法を使用している。

³ Entropy Balancing の説明に関する記述は、Hainmueller and Xu (2013)に基づいている。

$H(w)$ を w_i に関して最小化することでウェイト w_i を導出する。

他のマッチング法と比較した場合、Entropy Balancing の最大の特徴は、(4)式の条件である。(4)式は各個人属性 X について、ウェイト w_i を用いた際のコントロール・グループの r 次のモーメントとトリートメント・グループの r 次のモーメントが等しくなることを意味する。 r の値が1の場合、(4)式はウェイト調整後にコントロール・グループとトリートメント・グループの個人属性 X の平均値が等しくなることを意味する。また、 r の値が2の場合、(4)式はコントロール・グループとトリートメント・グループの個人属性 X の分散が等しくなることを意味する。今回の分析では各説明変数の平均値及び分散が等しくなるように制約条件をかけ、推計を行う。なお、実際の分析では(2)式によるウェイト調整後にOLSによる推計を行い、失職が健康に及ぼす影響を検証する。この際に使用する被説明変数は、観察できない固定効果を除去するために、K6の差分を使用する。また、OLSによる推計の際、ウェイトを導出するために使用した個人属性を説明変数として再度使用する。これは、Marcus(2013)で指摘されるように、個人属性を説明変数として使用することで標準誤差が縮小し、より明確な推計結果を得ることができるためである。なお、推計結果の頑健性を確認するためにも、Propensity Score Matching 法と Propensity Score Weighting 法を用いても分析を行う⁴。

Y_i には代表的なメンタルヘルスの指標であるK6を使用する。K6では「神経過敏に感じましたか」、「絶望的だと感じましたか」、「そわそわ、落ち着かなく感じましたか」、「気分が落ち込んで、何が起こっても気が晴れないように感じましたか」、「何をするのも骨折りだと感じましたか」、「自分は価値のない人間だと感じましたか」といった質問に対して、「1 いつも」から「5 まったくない」までの5つの選択肢から回答する。分析では「いつも」の場合を0、そして「まったくない」の場合を4に変換し、各選択肢の合計値を変数として使用する。このため、使用するK6の合計値は、0から24までの範囲となり、値が大きいほどメンタルヘルスが良好であることを示す。なお、今回のEntropy Balancing では、失職前年の時点の値を基準として、失職年、失職1年後、失職2年後、失職3年後、失職4年後のK6の差分を被説明変数に使用する。

D_i は、雇用就業から倒産による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。個人属性 X には(A)個人属性、(B)健康指標、(C)健康習慣といった3種類の変数を使用する。なお、いずれも1期前の変数を使用する。(A)個人属性には性別ダミー、学歴ダミー、年齢、有配偶ダミー、同居家族人数、週3回以上飲酒ダミー、喫煙ダミー、月収(万円)、勤続年数、週労働時間60時間以上ダミー、雇用形態ダミー、職種ダミー、企業規模ダミーを使用する。(B)健康指標には主観的健康度、深刻な病気の有無ダミー、活動困難の有無ダミーを使用し、(C)健康習慣には健康維持活動ダミーを使用する。ウェイトの計算を行う際、段階的にこれらの説明変数を使用し、推計結果の頑健性を確認する。具体

⁴ Propensity Score Matching 法では kernel matching を使用している。なお、radius matching でも推計したが、ほぼ同じ結果となった。

的には、①個人属性のみ、②個人属性+健康指標、③個人属性+健康指標+健康習慣といった順に変数を使用し、3種類のウェイトを作成する。これらのウェイトを使用した際に、推計結果に違いが見られるかどうかを検証する。

今回はサンプルを59歳以下と60歳以上に分けた推計も行う。59歳前後でサンプルを分割するのは、定年退職の影響を考慮するためである。我が国の場合、60歳前後で定年退職を経験するケースが多く、今回使用するデータでも雇用就業サンプルの76%が60歳に定年退職を経験する。この定年退職の経験前後では失業が健康に及ぼす影響が大きく異なると考えられる。定年前に失業を経験した場合、所得が大幅に低下するだけでなく、退職金にも影響を及ぼすと考えられるため、負のショックは大きく、健康を大きく悪化させる可能性が高い。これに対して、定年後の場合、雇用形態が非正規雇用等に転換し、所得水準も低下していることが多いため、失業による負のショックは相対的に小さく、健康にも大きな影響を及ぼさないと予想される。

4.2 マッチング前後の基本統計量について

今回の分析では Entropy Balancing を用い、失職経験サンプルと継続就業サンプルの個人属性の差をコントロールする。このコントロールの結果を確認するために、各変数のマッチング前後の基本統計量を表1に掲載した。マッチング前の変数を見ると、失職経験サンプルほど女性割合、中高卒割合、年齢、非正規雇用割合、サービス・保安職割合、生産工程・労務作業割合、企業規模が99人以下の割合、そして、衣服の着脱が困難である割合が高くなっていた。また、失職経験サンプルほど大卒・大学院卒割合、住宅所有割合、週3回以上飲酒割合、月収、勤続年数、正規雇用割合、専門的・技術的職の割合、管理的な職種割合、運輸・通信職割合、企業規模が100-999人割合及び1000人以上割合、主観的健康度、高脂血症の割合、年に1回以上人間ドックを受診する割合、人間ドック受診割合が低くなっていた。これらの結果から、失職経験サンプルほど学歴が低く、不安定な雇用形態で働き、企業規模も小さい場合が多いと言える。また、健康習慣では人間ドックの受診割合が低く、健康を維持するための習慣は低い傾向があった。これに対して、マッチング後の基本統計量を見ると、全ての変数において平均値の差が0.00となっていた⁵。これらの結果から、Entropy Balancingによって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適切にコントロールされたと言える。

5 推計結果

5.1 失業がメンタルヘルス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業がメンタルヘルスに及ぼす影響を記述統計から検証する。図1は全年齢階層、59歳以下、60歳以上のそれぞれのサンプルの失職前後におけるメンタ

⁵ 失職経験サンプルと継続就業サンプルのマッチング後の分散については、ほぼすべての変数で同じ値となっていた。

ルヘルスの変化を示している。なお、図では値が大きいほどメンタルヘルスが良好であることを意味する。この図から年齢階層によって失職の及ぼす影響に違いがあることがわかる。全年齢階層と 59 歳以下の場合、失職した年にメンタルヘルスが悪化し、その後緩やかに回復する傾向にあった。このメンタルヘルスの悪化は、特に定年前の 59 歳以下で大きく、失業から 4 年後でもメンタルヘルスは失職前の水準まで回復していなかった。おそらく、この背景には失職による大幅な所得低下や退職金の喪失、また、これらに起因して発生したストレスが大きな影響を及ぼしていると考えられる。これに対して 60 歳以上の場合、失職によってメンタルヘルスが悪化する傾向はなく、むしろその後改善する傾向が見られた。この変化は 59 歳以下と比較しても対照的だと言える。おそらく、この背景には 60 歳以上の場合、既に定年退職を経験した後であるため、失職による所得低下の影響が小さいといった点や失職後の余暇時間の増加がメンタルヘルスの改善に寄与している可能性がある。この点に関連して、図 2 で失職前後の就業率の変化を見ると、59 歳以下では失職後に就業率が改善する傾向にあるが、60 歳以上では失職後に就業率は回復せず、横ばいで推移する傾向があった。この結果から、60 歳以上で失職を経験すると、その後再就職せず、労働市場から退出すると考えられる。これらの引退した労働者の場合、余暇時間が増加するため、ストレスが軽減され、メンタルヘルスが改善する可能性がある。

以上の結果から明らかなおとおり、失職がメンタルヘルスに及ぼす影響は、年齢層によって異なっている可能性がある。この点については次節でさまざまな個人属性をコントロールしたうえで検証を行っていく。

5.2 マッチング法による推計結果

表 2、表 3、表 4 は全年齢階層、59 歳以下、60 歳以上の失職経験がメンタルヘルスに及ぼす影響に関する Entropy Balancing、Propensity Score Matching 法(PSM)、Propensity Score Weighting 法(PSW)での推計結果を示している。分析では、①個人属性のみをコントロールした場合の推計結果、②個人属性+健康指標をコントロールした場合の推計結果、③個人属性+健康指標+健康習慣をコントロールした場合の推計結果を示している。

分析結果のうち、表 2 の全年齢階層の結果を見ると、いずれの個人属性のコントロールの場合でも、失職年、失職 1 年後、失職 2 年後の係数がすべての推計で有意に負の値を示していた。この結果は、失職年から失職 2 年後まで持続的にメンタルヘルスが悪化することを意味する。失職によって大幅な所得低下を経験するだけでなく、それに付随して発生するストレスがメンタルヘルスを悪化させると考えられる。

次に表 3 の 59 歳以下の推計結果を見ると、いずれの場合も失職年、失職 1 年後、失職 2 年後が有意に負の値を示していた。この結果は、失職年から失職 2 年後まで持続的にメンタルヘルスが悪化することを意味する。係数の大きさに注目すると、表 2 の全年齢層の値よりも大きかった。これは 59 歳以下での失職の方がよりメンタルヘルスを低下させることを意味する。この背景には定年前の失職が所得のみならず、退職金等にも負の影響を及ぼ

すため、メンタルヘルスの悪化につながりやすいといった背景があると考えられる。

最後に表 4 の 60 歳以上の推計結果を見ると、いずれの係数も有意な値をとっていないかった。この結果は、60 歳以上の場合、失職経験がメンタルヘルスに影響を及ぼさないことを意味する。おそらく、この背景には定年経験後の失職だと所得への負の影響が小さいだけでなく、図 2 で示されるように失職後に労働市場から引退し、仕事によるストレスが低下するといった点が影響を及ぼしていると考えられる。

以上の分析結果から、失職経験は高齢者のメンタルヘルスを悪化させると言える。この影響は特に定年前の 59 歳以下で顕著であった。このようなメンタルヘルスの悪化の背景には、失職によるストレスの増加だけでなく、大幅な所得低下も影響を及ぼしていると考えられる。このような所得低下に対して、雇用保険の失業給付は所得を補てんし、求職活動を行う経済的なサポートとなる。もし所得低下による影響が大きい場合、雇用保険を受給している高齢者ほどメンタルヘルスの悪化が抑制される可能性がある。この場合、雇用保険は失職によるメンタルヘルスの悪化に対して有効な対策となりうる。この影響の有無を検証するために、失職時に雇用保険を受給した場合と受給しなかった場合において、メンタルヘルスに違いが存在するのかを分析した。分析結果は表 5 に掲載してある。表 5 では失職年のメンタルヘルスと失職 1 年前と失職年のメンタルヘルスの変化が雇用保険の受給によって違いがあるかどうかを検証している。まず、失職年のメンタルヘルスを見ると、いずれの年齢層でもメンタルヘルスの平均値に有意な差は見られなかった。また、失職 1 年前と失職年のメンタルヘルスの変化も同じく有意な差は見られなかった。これらの結果は、雇用保険の受給の有無がメンタルヘルスに影響を及ぼしていないことを意味する。この結果から、失職後にメンタルヘルスが悪化する背景には、所得低下による影響よりも他のストレス等の要因が主な原因であると考えられる。

6 結論

OECD 諸国の中でも我が国の高齢化の進展速度は速く、少子化も同時に進行している。これら人口動態の変化は、年金等の社会保障制度の持続性を脅かすだけでなく、労働力不足も引き起こす。これらの課題に対処するためにも、高齢者の就労をさらに促進することが重要となる。しかし、高齢者の増加は同時に予期せぬ倒産等による失業に直面する労働者の増加につながる恐れがある。もし失業に直面した高齢者の所得だけでなく、メンタルヘルスに代表される健康が悪化した場合、高齢者の就業促進を阻むこととなる。今後、さらに高齢者が増加すると予想される現状を考慮すると、この影響の有無を検証する意義は大きいと言える。そこで、本稿では高齢者の失業経験がメンタルヘルスに及ぼす影響を分析した。分析では失業による内生性に対処するために倒産による失職を変数として活用し、マッチング法で推計を行った。分析の結果、以下の 2 点が明らかになった。1 点目は、失職を経験した高齢労働者ほどメンタルヘルスが悪化することがわかった。この影響は特に定年前の 59 歳以下の高齢者で顕著であり、60 歳以上だと失職してもメンタルヘルスは悪化し

ていなかった。2点目は、失職時の雇用保険の受給の有無とメンタルヘルスの関係を分析した結果、雇用保険を受給してもメンタルヘルスは改善しないことがわかった。この結果から、失職後にメンタルヘルスが悪化する背景には、所得低下による影響よりも他のストレス等の要因が主な原因であると考えられる。

以上の分析結果から明らかなとおり、高齢者の失職によるメンタルヘルスの悪化に対して雇用保険等の金銭的なサポートは有効ではない。このため、金銭面以外でのサポートを充実させることが重要だろう。ただし、金銭面以外のどの点をサポートすべきかといった点は明確ではないため、この点を今後さらに分析する必要がある。

本稿の分析によって得られた結果は、Sullivan and von Wachter (2009)や Eliason and Storrie (2009a,b)と同じく失職が健康を悪化させるという結果であった。これに対して同じ国内のデータを用いた佐藤(近刊)とは異なった結果となった。このように分析結果が異なる背景には、①佐藤(近刊)では失業サンプルが少ないだけでなく、K6によるメンタルヘルスの指標を使用していない、②佐藤(近刊)では高齢者だけでなく、全年齢層を分析対象としている、といった2つの違いがあると考えられる。

最後に本稿に残された課題について述べておきたい。本稿では日本のパネルデータを用いて高齢者の失職と健康の関係を分析したが、この点は今後急速に高齢化が進むアジア諸国でも課題になる可能性がある。このため、日本以外のアジア諸国のデータを用いて分析することも重要だと考えられる。また、今回の分析では健康の指標としてメンタルヘルスを活用したが、高齢者という分析対象を考慮すると、その寿命に及ぼす影響も検討する意義が大きいと言える。これらの2点が今後の研究課題である。

参考文献

- 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.
- 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.
- Couch, K. A. and Placzek, D. W. “Earnings Losses of Displaced Workers Revisited,” *American Economic Review*, 2010, 100(1), pp. 572–589.
- 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.
- Fukahori, R., Sakai, T., and Sato, K. (2015) “The Effects of Incidence of Care Needs in Households on Employment, Subjective Health, and Life Satisfaction among Middle-aged Family Members.” *Scottish Journal of Political Economy*, Vol.62, Issue 5, pp.518-545.
- Freier, R., Schumann, M. Siedler, T (2015) “The earnings returns to graduating with honors —Evidence from law graduates”, *Labour Economics* 34, 39–50.
- Gallo, W. T., Bradley, E. H., Falba, T. A., Dubin, J. A., Cramer, L. D., Bogardus, S. T., Jr., et al. (2004). Involuntary job loss as a risk factor for subsequent myocardial infarction and stroke: findings from the health and retirement survey. *American Journal of Industrial Medicine*, 45(5), 408–416.
- Gallo, W. T., Teng, H. M., Falba, T. A., Kasl, S. V., Krumholz, H. M., & Bradley, E. H. (2006). The impact of late career job loss on myocardial infarction and stroke: a 10 year follow up using the health and retirement survey. *Occupational and Environmental Medicine*, 63(10), 683–687.
- Hainmueller, J., 2011. Ebalance: a Stata package for entropy balancing. MIT Political Science Department Research Paper, 24.
- Hainmueller, J., 2012. Entropy balancing for causal effects: a multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. *Political Analysis* 20, 25-46.
- Hainmueller, J. and Y. Xu (2013) “ebalance: A Stata Package for Entropy Balancing,” *Journal of Statistical Software*, Vol. 54, Issue. 7, pp. 1-18.
- Heckman, J. J., H. Ichimura, J. Smith, and P. Todd. “Characterizing Selection Bias Using Experimental Data,” *Econometrica*, 1998, 66(5), pp. 1017–1098.
- Hirano, K. and G. W. Imbens (2001) “Estimation of Causal Effects using Propensity Score Weighting: An Application to Data on Right Heart Catheterization,” *Health Services and Outcomes Research Methodology*, 2(3-4), pp. 259-278.
- Jacobson, L., LaLonde, R. and Sullivan, D. “Earnings Losses of Displaced Workers,” *American Economic Review*, 1993, 83(4), pp. 685–709.
- Jahoda, M *Employment and Unemployment – a Social Psychological Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press, 1982.
- 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.
- Marcus, J. (2013) “The Effect of Unemployment on the Mental Health of Spouses – Evidence from Plant Closures in Germany,” *Journal of Health Economics*, Vol. 32, pp.

546–558.

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.

Shimizutani, Satoshi and Izumi Yokoyama (2009) "Japan's Long-Term Employment Practice Survived? Developments Since the 1990s," *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 62, No. 3, pp. 313-326.

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.

Warr, P *Work, Unemployment and Mental Health*. Oxford: Clarendon Press, 1987.

近藤絢子(2014)「雇用確保措置の義務化によって高齢者の雇用は増えたのか—高年齢者雇用安定法改正の政策評価」『日本労働研究雑誌』No.642, pp.13-22.

佐藤一磨(近刊)「失業経験が健康に及ぼす影響」『経済分析』.

山本勲(2008)「高年齢者雇用安定法改正の効果分析—60 歳代前半の雇用動向」樋口美雄・瀬古美喜・慶応義塾大学経商連携 21 世紀 COE 編『日本の家計のダイナミズムⅣ』第 7 章、慶応義塾出版会、pp.161-pp.174.

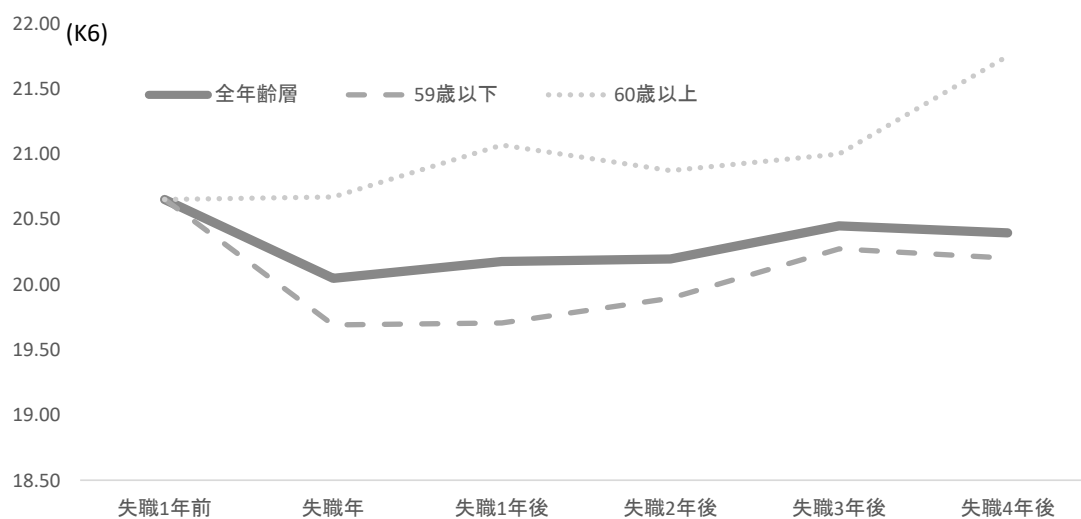
表1 マッチング前後の基本統計量

変数	マッチング前			マッチング後				
	失職経験 サンプル 平均値	非失職経験 サンプル 平均値	平均値の差	失職経験 サンプル 平均値	非失職経験 サンプル 平均値	平均値の差		
(A)個人属性								
性別ダミー	男性	0.40	0.56	-0.16***	0.4	0.4	0.00	
	女性	0.60	0.44	0.16***	0.6	0.6	0.00	
学歴ダミー	中・高卒	0.73	0.65	0.08***	0.73	0.73	0.00	
	専門・短大卒	0.12	0.15	-0.03	0.12	0.12	0.00	
	大卒・大学院卒	0.15	0.20	-0.05**	0.15	0.15	0.00	
年齢	57.42	57.00	0.42**	57.42	57.42	0.00		
有配偶ダミー	0.88	0.87	0.01	0.88	0.88	0.00		
同居家族人数	2.16	2.16	0.00	2.16	2.16	0.00		
住宅所有ダミー	0.80	0.87	-0.07***	0.8	0.8	0.00		
週3回以上飲酒ダミー	0.37	0.43	-0.06**	0.37	0.37	0.00		
喫煙ダミー	0.27	0.27	0.00	0.27	0.27	0.00		
月収(万円)	18.74	28.49	-9.75***	18.74	18.74	0.00		
勤続年数	12.65	16.53	-3.88***	12.65	12.65	0.00		
週労働時間60時間以上ダミー	0.04	0.06	-0.02	0.04	0.04	0.00		
雇用形態ダミー	正規雇用	0.49	0.61	-0.12***	0.49	0.49	0.00	
	非正規雇用	0.51	0.39	0.12***	0.51	0.51	0.00	
	専門的・技術的な仕事	0.16	0.21	-0.05*	0.16	0.16	0.00	
職種ダミー	管理的な仕事	0.04	0.13	-0.09***	0.04	0.04	0.00	
	事務の仕事	0.16	0.13	0.03	0.16	0.15	0.01	
	販売の仕事	0.10	0.09	0.01	0.1	0.1	0.00	
	サービス・保安の仕事	0.21	0.16	0.05**	0.21	0.21	0.00	
	運輸・通信の仕事	0.02	0.05	-0.03*	0.02	0.02	0.00	
	生産工程・労務作業の仕事	0.22	0.16	0.06**	0.22	0.22	0.00	
	その他	0.08	0.07	0.01	0.08	0.08	0.00	
	企業規模ダミー	99人以下	0.82	0.50	0.32***	0.82	0.82	0.00
100-999人	0.15	0.31	-0.16***	0.15	0.15	0.00		
1000人以上	0.03	0.19	-0.16***	0.03	0.03	0.00		
(B)健康指標								
主観的健康度	4.19	4.31	-0.12**	4.19	4.19	0.00		
深刻な病気の有無ダミー	糖尿病	0.11	0.09	0.02	0.11	0.11	0.00	
	心臓病	0.03	0.03	0.00	0.03	0.03	0.00	
	脳卒中	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00	
	高血圧	0.29	0.25	0.04	0.29	0.29	0.00	
	高脂血症	0.11	0.15	-0.04	0.11	0.11	0.00	
	悪性新生物	0.01	0.02	-0.01	0.01	0.01	0.00	
	活動困難の有無ダミー	歩く	0.02	0.02	0.00	0.02	0.02	0.00
		起き上がる	0.02	0.01	0.01	0.02	0.02	0.00
座ったり立ち上がる		0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	
衣服の着脱		0.02	0.01	0.01*	0.02	0.02	0.00	
手や顔を洗う		0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00	
食事をする		0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00	
排せつ		0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00	
入浴をする		0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00	
階段の上り下り	0.03	0.02	0.01	0.03	0.03	0.00		
ものの持ち運び	0.03	0.01	0.02	0.03	0.03	0.00		
(C)健康習慣								
健康維持活動ダミー	お酒を飲みすぎない	0.24	0.28	-0.04	0.24	0.24	0.00	
	たばこを吸いすぎない	0.16	0.15	0.01	0.16	0.16	0.00	
	適度な運動をする	0.43	0.45	-0.02	0.43	0.43	0.00	
	年に1回以上人間ドックを受診	0.14	0.23	-0.09***	0.14	0.14	0.00	
	食事量に注意する	0.53	0.53	0.00	0.53	0.53	0.00	
	栄養バランスを考え食事をとる	0.42	0.43	-0.01	0.42	0.42	0.00	
	ビタミン剤等を摂取	0.26	0.23	0.03	0.26	0.26	0.00	
	適正体重を維持	0.44	0.47	-0.03	0.44	0.44	0.00	
	食後に歯磨きをする	0.40	0.40	0.00	0.4	0.4	0.00	
	適度な休養をとる	0.47	0.45	0.02	0.47	0.47	0.00	
	ストレスをためない	0.51	0.52	-0.01	0.51	0.51	0.00	
	サンプルサイズ	245	58,467		245	58,467		

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

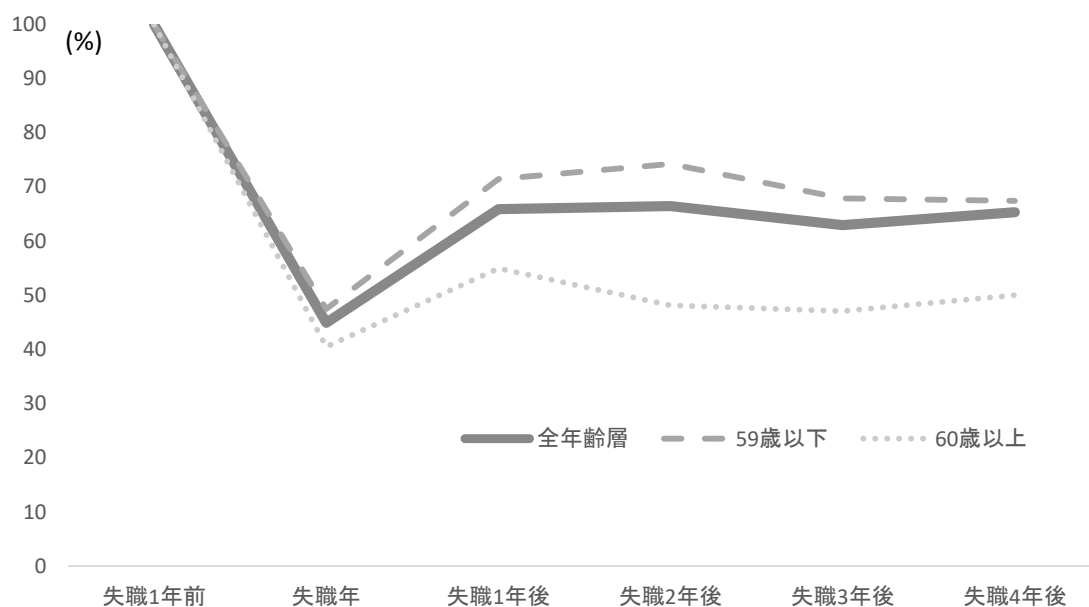
(注2) : 『中高年者縦断調査』から筆者推計。

図1 失職前後のメンタルヘルスの変化



(注1) : 『中高年者縦断調査』から筆者推計。

図2 失職前後の就業率の変化



(注1) : 『中高年者縦断調査』から筆者推計。

表 2 失職がメンタルヘルスに及ぼす影響(全年齢層)

		失職年	失職1年後	失職2年後	失職3年後	失職4年後
①個人属性のみ	Entropy Balancing	-0.52** (0.23)	-0.44* (0.25)	-0.48* (0.27)	-0.30 (0.30)	-0.57* (0.34)
	PSM	-0.53** (0.24)	-0.49* (0.26)	-0.54* (0.28)	-0.40 (0.33)	-0.68* (0.40)
	PSW	-0.53** (0.24)	-0.45* (0.26)	-0.49* (0.28)	-0.34 (0.32)	-0.58 (0.40)
②個人属性+健康指標	Entropy Balancing	-0.55** (0.22)	-0.49** (0.23)	-0.50** (0.25)	-0.31 (0.29)	-0.52 (0.32)
	PSM	-0.52** (0.24)	-0.49* (0.26)	-0.54* (0.28)	-0.42 (0.33)	-0.68* (0.40)
	PSW	-0.56** (0.24)	-0.47* (0.26)	-0.52* (0.28)	-0.37 (0.32)	-0.56 (0.40)
③個人属性+健康指標+健康習慣	Entropy Balancing	-0.55*** (0.21)	-0.46** (0.22)	-0.47** (0.24)	-0.29 (0.28)	-0.49 (0.31)
	PSM	-0.52** (0.24)	-0.49* (0.26)	-0.54* (0.28)	-0.42 (0.33)	-0.68* (0.40)
	PSW	-0.55** (0.24)	-0.48* (0.26)	-0.53* (0.28)	-0.37 (0.32)	-0.58 (0.40)
	$N_{Treated}$	227	201	172	136	90
	$N_{control}$	55,352	47,171	39,161	31,169	23,083

(注 1) : []内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

(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、離婚前年を $t-1$ 年、離婚経験時を 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 $K6$ の差分は、各時点の $K6$ から失職前年の $K6$ を引くことで算出している。

(注 6) : 『中高年者縦断調査』から筆者推計。

表3 失職がメンタルヘルスに及ぼす影響(59歳以下)

		失職年	失職1年後	失職2年後	失職3年後	失職4年後
①個人属性のみ	Entropy Balancing	-0.84*** (0.30)	-0.90*** (0.28)	-0.61* (0.31)	-0.36 (0.35)	-0.68* (0.36)
	PSM	-0.84*** (0.32)	-0.94*** (0.32)	-0.74** (0.35)	-0.51 (0.39)	-0.81* (0.44)
	PSW	-0.83*** (0.32)	-0.91*** (0.32)	-0.67* (0.34)	-0.46 (0.38)	-0.72 (0.44)
②個人属性+健康指標	Entropy Balancing	-0.83*** (0.28)	-0.89*** (0.27)	-0.61** (0.30)	-0.33 (0.34)	-0.61* (0.36)
	PSM	-0.84*** (0.32)	-0.94*** (0.32)	-0.74** (0.35)	-0.51 (0.39)	-0.81* (0.44)
	PSW	-0.85*** (0.32)	-0.91*** (0.32)	-0.68* (0.35)	-0.46 (0.39)	-0.69 (0.44)
③個人属性+健康指標+健康習慣	Entropy Balancing	-0.82*** (0.27)	-0.87*** (0.26)	-0.56** (0.28)	-0.21 (0.31)	-0.59* (0.35)
	PSM	-0.84*** (0.32)	-0.94*** (0.32)	-0.74** (0.35)	-0.51 (0.39)	-0.81* (0.44)
	PSW	-0.84** (0.33)	-0.92*** (0.32)	-0.69** (0.35)	-0.47 (0.39)	-0.71 (0.44)
	$N_{Treated}$	145	131	119	103	79
	$N_{control}$	37,110	33,619	29,606	24,954	19,542

(注1): []内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

(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、離婚前年を $t-1$ 年、離婚経験時を 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 $K6$ の差分は、各時点の $K6$ から失職前年の $K6$ を引くことで算出している。

(注6): 『中高年者縦断調査』から筆者推計。

表 4 失職がメンタルヘルスに及ぼす影響(60 歳以上)

		失職年	失職1年後	失職2年後	失職3年後	失職4年後
①個人属性のみ	Entropy Balancing	0.00 (0.29)	0.47 (0.32)	-0.05 (0.31)	-0.01 (0.48)	0.39 (0.63)
	PSM	0.03 (0.34)	0.37 (0.43)	-0.09 (0.47)	-0.03 (0.58)	0.27 (0.76)
	PSW	0.03 (0.34)	0.40 (0.42)	-0.11 (0.46)	-0.03 (0.56)	0.28 (0.74)
②個人属性+健康指標	Entropy Balancing	-0.06 (0.27)	0.31 (0.27)	-0.24 (0.29)	-0.19 (0.38)	0.33 (0.58)
	PSM	0.03 (0.34)	0.37 (0.43)	-0.09 (0.47)	-0.13 (0.59)	0.27 (0.76)
	PSW	-0.01 (0.34)	0.35 (0.42)	-0.19 (0.45)	-0.12 (0.55)	0.17 (0.77)
③個人属性+健康指標+健康習慣	Entropy Balancing	-0.06 (0.25)	0.37 (0.26)	-0.05 (0.26)	-0.20 (0.36)	0.34 (0.49)
	PSM	0.03 (0.34)	0.37 (0.43)	-0.09 (0.47)	-0.03 (0.58)	0.27 (0.76)
	PSW	-0.01 (0.34)	0.33 (0.42)	-0.17 (0.45)	-0.08 (0.56)	0.24 (0.90)
$N_{Treated}$		82	70	53	33	11
$N_{control}$		18,242	13,552	9,555	6,215	3,541

(注 1) : []内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

(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、離婚前年を $t-1$ 年、離婚経験時を 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 $K6$ の差分は、各時点の $K6$ から失職前年の $K6$ を引くことで算出している。

(注 6) : 『中高年者縦断調査』から筆者推計。

表5 失職年の雇用保険の受給の有無とメンタルヘルスの関係

	失職年に 雇用保険を受給	失職年に 雇用保険を未受給	平均値の差
(失職年のメンタルヘルス)			
全年齢層	20.28	19.82	0.45
59歳以下	20.35	19.19	1.16
60歳以上	20.07	20.78	-0.71
(失職1年前と失職年のメンタルヘルスの変化)			
全年齢層	-0.91	-0.30	-0.61
59歳以下	-1.10	-0.61	-0.49
60歳以上	-0.36	0.19	-0.54

(注1) : 『中高年者縦断調査』から筆者推計。