

介護と仕事のワークライフバランスの経済分析

2019 年度研究報告書

岸田 研作

岡山大学大学院社会文化科学研究科・教授

本研究は文部科学省科学研究費補助金(課題番号:16K03701)を受けて行っている。研究では、『就業構造基本調査』の個票を目的外利用しているが、集計方法の違いから公表値と異なる場合がある。

『就業構造基本調査』と『社会生活基本調査』を用いて、介護離職者の再就業の実態把握を行った。まず、 Kaplan-Meier 法による生存関数を用いて就業再開率を推定した。その結果に基づくと、年間の介護離職者約 10 万人のうち、離職後 2 年時点の就業再開者数は約 2 万 6,400 人である。それ以降に就業を再開する者もいることを考慮すると、労働市場からの完全退出数は 7 万 3,600 人以下である。また、完全退出者の 6 割強は 55 歳以上である。65 歳以上の就業再開者はほとんどいない一方、労働市場から完全退出した場合の機会費用が高い 50 代前半までの年齢層では、半数弱から 3 分の 1 が就業を再開していた。しかし、介護が終わっても就業を再開しない者がおり、それらの者の就業率は、経済環境や「市場の摩擦」では説明できない水準までにしか回復していなかった。次に、介護離職前後の就業状態の変化の決定要因について多項ロジットモデルによる分析を行った。その結果、介護離職者の再就業の形態は、前職・正規雇用で離職時年齢が若い男性は正規雇用が比較的多く、前職・正規雇用以外や離職時年齢が高いものは正規雇用以外が多いことがわかった。さらに、無配偶の男性介護離職者は、有配偶者より無業となる確率が高かった。

キーワード：労働政策一般、労働移動、社会保障一般

介護離職者の実態把握

—誰がどのように再就業しているのか？—

I はじめに

介護離職が大きな社会問題となり、その防止は安倍政権が掲げる新三本の矢でも重点目標に位置付けられている。『就業構造基本調査』によると、年間約10万人が介護離職している。これまで介護が就業に与える影響については研究が蓄積されてきたものの、介護離職者の再就業についてはほとんど着目されてこなかったⁱ。これは、介護は出口の見えないトンネルといわれるように長期化することが珍しくないため、いったん離職した者はほとんど就業を再開しないと考えられてきたからであろう。しかし、引退年齢までの期間が長い年齢層では、介護と仕事が両立しやすい職場に移ることで就業を再開する者もいるように思われる。もしそうでなければ、若くして介護離職した者は、深刻な生涯所得の低下に見舞われるだろう。また、介護が終わった者の中には就業を再開する者もいるだろう。もしそうでなければ、介護が就業に与える影響は不可逆的かつ永続的ということになり、より深刻である。介護離職者の再就業の実態を把握することで、我々は介護離職が離職者に与える影響についての知見を深めるとともに、年間約10万人にのぼる介護離職者のうちどれくらいの者が労働市場から完全退出しているのかを知ることができる。

本稿の目的は、『就業構造基本調査』（総務省）の個票データを用いて、介護離職者の再就業の実態とその全体像を明らかにすることである。『就業構造基本調査』は、標本数が多く代表性が高いため、介護離職者の全体像を把握するのに適しているⁱⁱ。介護離職の規模をあらゆる指標として、年間の介護離職者数がしばしば示されてきたが、その大半は『就業構造基本調査』の値であったⁱⁱⁱ。同調査では、調査時点の就業状態の他、離職期間や前職の就業形態に関する情報が得られるため、介護離職者の再就業の全体像を把握するのにも適している。本稿が解明を試みる介護離職者の再就業の実態は以下の通りである。

- 介護離職者全体のうち、どれくらいの者が就業を再開し、どれくらいの者が労働市場から完全に退出しているのか
- 年齢階層別の就業再開率と再就業者数
- 引退年齢まで期間のある者で介護が終わった者は、就業を再開しているか
- 介護離職前後で、どのような人がどのように就業状態を変えているのか

本稿の構成は、以下の通りである。次節では関連する先行研究を紹介する。IIIでは、『就業構造基本調査』について説明するとともに、介護離職者の基本属性を確認する。IVでは、 Kaplan-Meier法による生存関数を用いた就業再開率の推定結果を示す。Vは、介護離職前後の就業状態の変化の決定要因についての多項ロジットモデルによる分析結果である。

II 先行研究

本稿に直接関連のある先行研究は少ないが、近年、介護の終了が就業に与える影響を分析した研究が海外で徐々に蓄積されている。そのような研究として、Schmitz and Westpal(2017)、Skira(2015)、Fevang et al. (2012)、Spiess and Schneider(2003)がある。Fevang et al. (2012) を除く3つの研究は、介護が終了しても労働供給がもとの水準に戻らないことを示し、その原因は「市場の摩擦」であると考えている。「市場の摩擦」は、離職中の人的資本の劣化や雇用者の偏見などによって生じると想定されている。Schmitz and Westpal(2017)は、介護が就業に与える長期的な影響について調べている。結果は、一定期間の介護をした者は、その後最大8年間にわたって、フルタイムでの就業確率が低下することを示している。一定期間の介護をした者にはその後も介護を継続した者も含まれるが、介護者の大半は観察期間の前半に介護が終わっていた。そのため、彼らは、介護を機にフルタイムからパートタイムに変わった者は、介護終了後もフルタイムに戻っていないと推測している。介護が就業を抑制する長期的効果は、介護負担が重い場合や介護期間が2年以上の場合にのみ観察された。Skira(2015)は、動学的な労働供給モデルを構造推定し、介護が就業や賃金に及ぼす影響を分析している。それによると、無業者は「市場の摩擦」により再就職の機会が少なく、再就職できても労働条件が悪い。このことは、たとえ介護が終わっても、介護離職者は再就職の機会が少なく労働条件にも恵まれないことを意味する。Fevang et al. (2012) は、単身の親の死亡前10年間、死亡後5年間の就業変化を調べている。彼らによると、女性の就業率は、親の死亡直前に下がるが死亡後上昇する。男性の就業率は変化しないものの、社会手当の受給率が親の終末期に上昇し、死亡後も下がらない。Spiess and Schneider(2003)は、介護の開始や介護時間の増加は労働時間を減少させるが、介護が終了しても労働時間は増えないことを報告している。

III データ

『就業構造基本調査』は5年に一度の調査であり、調査時点は10月1日である。本稿では、2012年の個票データを用いる。2012年を用いる理由は、本稿執筆時点において、2012年が利用可能な最新であることに加え、同年から調査対象者が調査時点において「ふだん介護をしているか否か」が問われるようになったからである。ふだん介護をしていない介護離職者は、要介護者の入所・死亡等の理由で介護が終了したものと考えられる。そこで、この調査項目を用いて、介護が終わった介護離職者を特定する。

『就業構造基本調査』では、過去に就業していた場合、前職の離職理由が問われている。本稿が対象とする介護離職者は、離職理由が「介護・看護」の者である。調査時点及び前職の就業状態は設問の選択肢にしたがい、玄田(2008)に倣って以下のように区分する。

- 「正規雇用」：雇われている人のうち、勤め先の呼称が「正規の職員・従業員」
- 「非正規雇用」：雇われている人のうち、勤め先の呼称が「パート」「アルバイト」「労働者派遣事業所の派遣社員」「契約社員・嘱託」「その他」のいずれか

- 「自営・経営」：従業上の地位が「会社等の役員」「自営業主(雇人あり)」「自営業主(雇人なし)」「自家営業の手伝い」「内職」のいずれか
- 「正規雇用以外」：「非正規雇用」「自営・経営」のいずれか
- 「無業」：ふだん(収入になる)仕事をしていない者(「家事」「通学」「その他」のいずれか)

以下、「自営・経営」の標本数は少ないため、一部の分析を除いて、「非正規雇用」と同一区分とした「正規雇用以外」を用いる。

まず、介護離職者の基本属性を把握するため、過去1年間(2011年10月から2012年9月)に介護離職した者を取り上げる^{iv}。標本抽出倍率を用いた全国推計値は10万1100人であった。図1は、年齢階級別・就業形態別の人数を示している。性別は、女性が80.3%であった。女性の割合が高いことは、介護が女性によって担われることが多いことを反映していると考えられる。年齢階級別の割合は、44歳以下・19.4%、45-54歳・25.4%、55-64歳・40.6%、65歳以上・14.5%で、55-64歳が最も多い。離職者の55.2%は55歳以上であるが、44.8%は54歳以下で引退までの期間が長い年齢層である。なお、図には示していないが、調査時点において、ふだん家族の介護をしている有業者291万200人の全国推計値の年齢階級別分布は、44歳以下・18.2%、45-54歳・28.9%、55-64歳・40.1%、65歳以上・12.9%であり、介護離職者とほぼ同じであった。介護に携わる有業者の年齢階級別の分布は、中高年になるにつれ親の介護に直面する者が多くなることを反映していると考えられる。前職・正規雇用の割合は28.0%、前職・正規雇用以外の割合は72.0%であった。

IV 生存関数による就業再開率の推定

1 対象期間を決めるための予備的分析

『就業構造基本調査』では、前職がある者については離職時期、調査時点で就業中の者については就業開始時期が問われている。そこで、 Kaplan-Meier法による生存関数で、介護離職者が離職後の各時点において、どれくらいの割合の者が再就職しているか(就業再開率)を推定する^v。ここで問題となるのは、調査時点(2012年10月)からさかのぼって離職時期が古い者をどの程度まで対象とするかである。離職時期が古い者を対象とするほど長期にわたって再就業が把握できる。その反面、離職時期が古い者を対象とするほど生存関数の推定結果に偏りが生じ、就業再開率が過小評価となる。これは、『就業構造基本調査』では直近の離職しか問われないので、再就業した介護離職者が、調査時点前に介護以外の理由で離職した場合、介護離職者として補足できないからである。このような就業再開率の過小評価を調べるため、離職時期が異なる群間で離職後1年間の生存関数を比較した。図表には示していないが、ログランク検定の結果、2011年10月から2012年9月に離職した群と2010年10月から2011年9月に離職した群では、10%水準で生存関数に有意差がなかった。しかし、2011年10月から2012年9月に離職した群と2009年10月から2010年9月

に離職した群では1%水準で有意差があり、離職時期が古い群の方が、就業再開率が低かった。さらに古い離職時期を対象とした場合についても同様の検定を行ったが、離職時期が古くなるほど就業再開率が低かった⁷⁾。そこで、生存時間関数による分析対象は、過去2年間(2010年10月から2012年9月)に介護離職した者とする。

2 推定結果

ここでは、介護離職者について、全離職者本及び前職の就業形態や介護の有無で定義された集団ごとの就業再開率の推定結果を示す。

(1) 全離職者

図2は、全離職者の就業再開率の推定結果である。就業再開率は、1から生存率を引いた値である。離職後24ヶ月時点の就業再開率は、全年齢で26.4%、離職時年齢44歳以下・44.5%、45-54歳・34.8%、55-64歳・17.9%、65歳以上・2.8%であった。離職時の年齢階級が高くなるほど就業再開率は低くなり、当然予想されることではあるが65歳以上の就業再開率は非常に低かった。その反面、引退年齢までの時間が長く労働市場から完全退出した場合の機会費用が高いと考えられる50代前半までの年齢層では、半数弱から3分の1が就業を再開していた。

表1には、年間の介護離職者数を10万人、その年齢階級別割合が図1と同じとした場合の離職後24ヶ月時点の就業再開者数と無業者の推計値を示している。全年齢・合計の離職後24ヶ月時点の就業再開率が26.4%なので、同時点で約2万6,400人が再就業していることになる。それ以降に就業を再開する者もいることを考慮すると、労働市場からの完全退出は7万3,600人以下ということになる。介護離職者数において、55歳以上が全年齢・合計に占める割合は55.2%である。しかし、55歳以上は、55歳未満よりも離職後24ヶ月時点の就業再開率が低い。そのため、55歳以上が全年齢・合計に占める割合は、無業者の方が介護離職者よりも高くなり64.1%である。このことから、労働市場から完全退出する7万3,600人弱の介護離職者の6割強は引退年齢またはそれに近い55歳以上であると推察される。

なお、年齢階級別・就業再開者数は以下のように求めている。(a)年齢階級別・介護離職者数に年齢階級別・就業再開率を乗じたものを年齢階級別・就業再開者数とすると、その全年齢・合計(2万5,200人)は、(b)全年齢・介護離職者数に全年齢・就業再開率を乗じて求めた就業者数(2万6,400人)と一致しない。そのため年齢階級別・就業再開者数は、(a)を定数倍することで、その全年齢・合計が(b)と一致するよう調整した値とした。

(2) 前職の就業形態別

図3、4は、それぞれ前職・正規雇用と前職・正規雇用以外の者の就業再開率である。前職・正規雇用の者の離職後24ヶ月時点の就業再開率は、全年齢で34.6%、離職時年齢44

歳以下・63.8%、45-54歳・32.8%、55-64歳・20.2%、65歳以上・9.5%であった。前職・正規雇用以外の者の離職後24ヶ月時点の就業率は、全年齢で22.5%、離職時年齢44歳以下・30.5%、45-54歳・35.4%、55-64歳・16.6%、65歳以上・1.5%であった。45-54歳を除く全ての年齢階級で、前職・正規雇用の方が前職・正規雇用以外より就業再開率が高かった。特に前職・正規雇用の離職時年齢44歳以下の就業再開率は6割を超え、前職・正規雇用以外より2倍以上高かった。前職・正規雇用以外では、45-54歳の方が44歳以下よりも就業再開率が約5%ポイント高かった。

表1によると、前職・正規雇用の介護離職者数は2万8,000人であり、離職後24ヶ月時点で約9,800人が再就業し、労働市場からの完全退社は1万8,200人以下である。同様に、前職・正規雇用以外の介護離職者数は7万2,000人であり、離職後24ヶ月時点で約1万6,600人が再就業し、労働市場からの完全退社は5万5,400人以下である。介護離職者数に占める前職・正規雇用の割合は28.0%であるが、無業者数に占める割合は24.8%である。介護離職者数及び無業者数において、55歳以上が全年齢・合計に占める割合は、前職の就業形態に関わらず全離職者とほぼ同じであった。ただし、55-64歳の割合は前職・正規雇用の方が全離職者及び前職・正規雇用以外より高く、介護離職者数では約半数、無業者では約6割である。

(3) 介護継続者

本節の分析対象者のうち調査時点で介護をしていた者(以下、介護継続者)の割合は59.4%であった^{vii}。図5は、介護継続者の就業再開率である。介護継続者の離職後24ヶ月時点の就業再開率は全年齢で20.1%、離職時年齢44歳以下・35.2%、45-54歳・27.2%、55-64歳・14.6%、65歳以上・1.6%であった。全離職者と比べると少ないものの、本稿の結果は、介護離職者の中には、介護が継続しているにも関わらず就業を再開している者がいることを示している。みずほ情報総研株式会社(2010)は、就業を再開した介護継続者に対し、以前の仕事をやめた理由を尋ねている(複数回答)。それによると、回答割合が多かった順に、「労働時間が長かった」(46.3%)、「入社・退社時刻が自分の都合で変えることができなかった」(44.9%)、「介護休業を取得することができなかった」(30.1%)、「在宅勤務を行うことができなかった」(22.5%)、「自分の意思で介護に専念しようと思った」(18.9%)であった。調査結果は、再就業した介護継続者の中には、仕事と介護の両立が難しい職場であったことを理由に前職を辞め、両立しやすい職場に移った者がいることを示している。『就業構造基本調査』では前職の労働条件に関する情報が得られない。しかし、本稿の介護継続者の中にも前職より仕事と介護の両立しやすい職場に移った者がいる可能性が考えられる。ただし、介護継続者の離職後24ヶ月間の就業再開率上昇のうち、全上昇幅の41.3%が6ヶ月以降、20.7%が13ヶ月以降に生じており、就業再開まで半年以上の離職期間を経ている者が多い。このことは、再就職した者でも離職時点では次の就業先が決まっていなかった者も多いことを示唆している可能性が考えられる。

(4) 介護終了者

調査時点で介護をしていない者は、要介護者の死亡・入所等の理由で介護が終了したと考えられる。以下、彼女/彼らを介護終了者と呼ぶ。本節の分析対象者のうち介護終了者の割合は40.6%であった。図6は、介護終了者の就業再開率である。介護終了者の離職後24ヶ月時点の就業率は全年齢で34.4%、離職時年齢44歳以下・50.6%、45-54歳・45.1%、55-64歳・23.3%、65歳以上・4.5%であった。介護終了者の就業再開率は介護継続者と比べると高いものの全員が就業を再開しているわけではない。しかし、介護が無くていったん職を失うと、経済環境が悪く労働需要が弱い場合や「市場の摩擦」により、再就職できない可能性が考えられる。そこで、介護終了者の就業再開率を、離職理由が「倒産・事業所閉鎖」の者(以下、倒産離職者)と比較する。倒産・事業所閉鎖による離職者は、地域や業種の点で、他の理由による離職者よりも離職時の経済環境が概して悪いと予想される^{viii}。したがって、介護終了者の就業再開率が倒産離職者よりも低い場合、その原因は経済環境以外にあると考えられる。また、人的資本の劣化や雇用主の偏見が、倒産離職者より介護離職者の方が深刻とする根拠は見当たらないように思われる。そのため、両群の就業再開率に差があったとしても、その原因は「市場の摩擦」ではないだろう。

介護終了者と倒産離職者の属性を可能な限り揃えたとともに標本数を確保するため、対象は女性の前職・非正規雇用とした^{ix}。標本数又は再就職者が少ないため、44歳以下と65歳以上は対象から除外した。図7は、介護終了者と倒産離職者の就業再開率である。介護終了者と倒産離職者の離職後24ヶ月時点の就業再開率は、45-54歳・倒産離職者(79.6%)・介護終了者(41.7%)、55-64歳・倒産離職者(47.6%)・介護終了者(16.5%)であった。介護終了者の就業再開率は、倒産離職者よりも30-40%低く、引退年齢までの期間が長い45-54歳の介護終了者の就業率は、55-64歳の倒産離職者よりも低かった^x。以上の結果は、介護が終わっても就業を再開しない者がおり、就業率は、経済環境や「市場の摩擦」では説明できない水準までにしか回復しないことを示している。

データの制約により、介護終了者と倒産離職者の就業再開率の差の要因を明らかにすることは本稿の射程外である^{xi}。しかし、引退までの期間が長い45-54歳の介護終了者の就業再開率が倒産離職者より大幅に低いことを考慮すると、両者の就業再開率の差の要因を明らかにすることは、今後の重要な政策課題であろう。そこで、ここでは差の要因としてどのようなものがありうるかについて若干の考察を行う。まず考えられるのは、市場賃金が低く健康状態が悪いなど、もともと就業率が低い属性の者が介護を引き受け離職している可能性である。ただし、介護が就業に与える影響を推定したOshio and Usui(2018)、岸田(2014)は、そのような可能性を否定する結果を報告している^{xii}。そのため、両群の就業再開率の差の要因としては、介護に直接起因するものも検討する必要があるだろう。そのような要因として、介護によって損なわれた介護離職者の健康状態が介護終了後も回復しない可能性、介護の終了が要介護者の死亡である場合に遺産相続が所得効果として就業再開率を下げる可

能性などが考えられる^{xiii}。

V 介護離職前後での就業状態の変化の決定要因

図8は、前節の生存関数の推定で用いた標本のうち、就業再開者の就業形態内訳である。前職・正規雇用の再就職者は、半数弱の者が、前職とは異なる就業形態であった^{xiv}。前職・正規雇用以外では、ほとんどが再就職後、正規雇用以外であったが、少数ながらも正規雇用として再就職している者もいる。そこで、本節では、正規雇用、正規雇用以外、無業の3つの就業状態の決定要因を多項ロジットモデルで分析する。主な説明変数は、離職時年齢、介護の有無、配偶者の有無、学歴である。これらが就業状態の決定に与える影響が性別や前職の就業形態によって異なる可能性を考慮して、推定は性、前職の就業形態別に行う。十分な標本数を確保するため、説明変数として用いる『労働力調査』の都道府県別・失業率が利用可能な1997年以降に介護離職した者の全標本を用いる^{xv}。ただし、再就職者がほとんどいない65歳以上は対象外とする。離職時の景気の影響やIV節で述べた『就業構造基本調査』の調査法に由来する脱落バイアスを緩和するため、離職年の都道府県別失業率、トレンド変数を加える。さらに、離職期間の他、介護保険の影響を考慮して2000年度以降ダミー、2006年度以降ダミーも加える。2000年度は介護保険の開始時期であり、2006年度は予防給付の導入などサービスの供給面で介護保険の大きな改革が行われた時期である^{xvi}。推定では、標本抽出倍率を考慮し、標準誤差の計算では県単位のクラスター効果を考慮している。

表2は回帰分析で用いる標本の記述統計、表3は推定結果である。離職時年齢が若いほど無業となる確率が低かった。これは、前節の生存関数を用いた就業再開率の推定結果と整合的である。離職時年齢が若いほど、正規雇用として再就業する確率が高かった。離職時年齢が正規雇用として再就業する確率に及ぼす影響の大きさは、男女とも前職・正規雇用の方が前職・正規雇用以外より大きく、前職の就業形態が同じ場合は男性の方が女性より大きかった。離職時の年齢が正規雇用以外での再就職に及ぼす影響は、女性の前職・正規雇用以外を除いて観察されなかった。以上の結果をまとめると、再就業の形態は、前職・正規雇用で離職時年齢が若い男性は正規雇用が比較的多く、前職・正規雇用以外や離職時年齢が高い者は正規雇用以外が多い。

配偶者の有無が就業に与える影響は男女で対照的であった。女性の場合、有配偶者は無配偶者より無業となる確率が高かったのに対し、男性の場合、有配偶者は無配偶者よりも無業となる確率が低かった。これは、家計内での男女の役割分担を反映している可能性が考えられる。女性の場合、夫が働き収入が確保されていると、仕事を辞めて介護に専念するのに対し、男性は妻に介護をまかせて扶養家族のために働くことを優先する傾向があるのかもしれない。無配偶の男性で無業となる確率が高いのは、他に介護を担ってくれる者がいないため、いったん介護離職すると無業状態から脱することが困難であることを示している可能性が考えられる^{xvii}。このような世帯は、有業者がおらず収入が親の年金だけなど、経済的に非常に脆弱である可能性が懸念される。今後、介護に直面する無配偶男性は増えると予想さ

れるだけに、介護離職対策のターゲットとして無配偶男性に着目する意義は大きいだろう。

男性の前職・正規雇用以外を除いて、失業率が高いと無業となる確率が高くなった。このことは、介護離職者の就業再開に、労働市場の需給が影響していることを示している^{xviii}。

VI 結語

介護離職が社会問題として認識されるようになって久しい。わが国でも利用可能なデータが増えるにつれ、介護が就業に与える影響を分析した研究が蓄積されてきた（大津 2013, 山田・酒井 2016）。その反面、介護離職の実態を把握するといういわば足元を固める作業においては、不十分な面があったように思われる。年間 10 万人にのぼる介護離職者のうち、どれくらいの者が再就業することなく労働市場から退出するのかという基礎的事実がわかっていなかったことなどは、その最たるものであろう。本稿は、標本数が多く代表性が高い『就業構造基本調査』を用いることで、これまでほとんど着目されてこなかった介護離職者の再就業の実態把握を行った。それにより、これまで知られてこなかった介護離職の一端を明らかにした。本稿で得られた事実発見は、以下の通りである。

- 年間の介護離職者約 10 万人のうち、2 年以内に約 2 万 6,400 人が就業を再開し、労働市場からの完全退出は 7 万 3,600 人以下である。
- 65 歳以上の就業再開者はほとんどいなかったが、労働市場から完全退出した場合の機会費用が高い 50 代前半までの年齢層では、半数弱から 3 分の 1 が就業を再開していた。
- 介護が終わっても就業を再開しない者がおり、就業率は、経済環境や「市場の摩擦」では説明できない水準までにしか回復していない。
- 介護離職者の再就業の形態は、前職・正規雇用で離職時年齢が若い男性は正規雇用が比較的多く、前職・正規雇用以外や離職時年齢が高いものは正規雇用以外が多い。
- 無配偶の男性介護離職者は、有配偶者より無業となる確率が高かった。

補論

注 X で述べたように、介護終了者の就業率が、倒産離職者より低い理由として、介護終了から調査時点までの期間が短い者の存在が考えられる。そこで、調査時点からさかのぼって 1 年以内の離職者を除外し、離職期間を 2010 年 10 月から 2011 年 9 月に限定した推定を行った。このような推定を行う理由は以下の通りである。図 9 は、離職年別に介護離職者に占める介護終了者の割合を示している。介護終了者の割合は、2011 年で 45-54 歳・37.1%、55-65 歳・38.0%であった。離職年が古くなるほど介護終了者の割合は高くなるが、年間の平均上昇幅は 45-54 歳で 4.6%、55-65 歳で 5.7%である。このことから、介護の 4 割弱は離職後 1 年以内に終わり、それ以降は徐々に終了すると推察される^{xix}。したがって、調査時点からさかのぼって 1 年以内の離職者を除外することで、調査時点から 1 年以内に介護を終了した者の大半を除外できるはずである。図には示していないが、調査時点から 1 年以内

の離職者を除外した介護終了者の離職後 24 ヶ月時点の就業率は、45-54 歳・42.3%、55-64 歳・19.6%であり、調査時点から 1 年以内の離職者を含めた場合よりも若干高いもののほとんど同じであった。したがって、介護終了から調査時点までの期間が短い者を含むことによる就業再開率低下の影響は軽微であると考えられる。

参考文献

Fevang, Elisabeth., Kverndokk, Snorre and Røed, Knut. "Labor Supply in the Terminal Stages of Lone Parents' Lives," *Journal of Population Economics* 25, 1399-1422.

Fu, Rong., Noguchi, Haruko., Kawamura, Akira and Takahashi, Hideto. (2017) "Spillover Effect of Japanese Long-term Care Insurance as an Employment Promotion Policy for Family Care Givers," *Journal of Health Economics* 56, pp.103-112.

Lilly, Meredith B., Laporte, Andrew. and Coyte, Peter C. "Labor Market Work and Home Care's Unpaid Caregivers: A Systematic Review of Labor Force Participation Rates, Predictors of Labor Market Withdrawal, and Hours of Work." *Milbank Quarterly* 85, pp.641-690.

Oshio, T and Usui, E. (2018) "How does Informal Caregiving Affect Daughter's Employment and Mental Health in Japan?" *Journal of the Japanese and International Economics* 49, 1-7.

Skira, Meghan. M. (2015) "Dynamic and Employment Effects of Elder Parent Care," *International Economic Review* 56, February 63-93.

Schmitz, Hendric and Westphal, Matthias. (2017) "Informal Care and Long-term Labor Market Outcomes," *Journal of Health Economics* 56, 1-18.

Stata(2017) *Stata 15 User's Guide*, Stata Press, pp.59-61.

<https://www.stata.com/manuals/u20.pdf>(2019 年 5 月 29 日・筆者確認)

Spieß, C, Kathatina and Schneider, A, Ulrike. (2003) "Interactions between Care-giving and Paid Work Hours among European Midlife Women, 1994 to 1996," *Aging & Society* 23, 41-68.

大津唯(2013)「在宅介護が離職に与える影響」樋口美雄・赤林英夫・大野由香子編『パネルデータによる政策評価分析[4] 働き方と幸福感のダイナミズム—家族とライフサイクルの影響』 pp. 139-153, 慶應義塾大学出版会.

岸田研作(2014)「介護が就業、収入、余暇時間に与える影響—介護の内生性および種類を考慮した分析—」『医療経済研究』Vol.26(1), pp.43-58.

玄田有史(2008)「前職が非正社員だった離職者の正社員への移行について」『日本労働研究雑誌』No.580, pp. 61-77.

厚生労働省(2015)「第 3 の矢。「安心につながる社会保障」(介護離職ゼロ)に関する見直し

案について」第3回一億総活躍国民会議・資料6.

<https://www.kantei.go.jp/jp/singi/ichiokusoukatsuyaku/dai3/siryou6.pdf> 2018年8月15日確認

広瀬寛子(2003)『悲嘆とグリーフケア』医学書院.

みずほ情報総研株式会社(2010)「仕事と介護の両立に関する実態把握のための調査研究」(平成21年度厚生労働省委託事業)

https://www.mhlw.go.jp/bunya/koyoukintou/shigoto_kaigo/ 2018年8月1日確認

山田篤裕・酒井正(2016)「要介護者の親と中高齢者の労働供給制約・収入減少」『経済分析』第191号, pp.183-212.

ⁱ Lily et al.(2007)は、2007年までのこの分野の研究に関する定評のあるサーベイである。山田・酒井(2016)は、2007年以降の動向をフォローしている。大津(2013)は、日本を対象とした研究を包括的に整理している。

ⁱⁱ 代表性について例示すると、『雇用動向調査』(厚生労働省)でも介護離職者数が得られるが、常勤労働者5人未満の事業所は対象外である。

ⁱⁱⁱ 安倍政権は「介護離職ゼロ」を掲げ、目標達成のため介護サービスの整備計画を示している。整備すべき介護サービスの量は、『就業構造基本調査』の介護離職者数を基に積算されている(厚生労働省 2015)。

^{iv} これらの者の中には、介護離職後に就業を再開し、調査時点(2012年10月)では有業者となっている者も含まれる。

^v 本稿を通じて、生存関数の推定では全て標本抽出倍率を考慮している。より具体的に述べると、本稿では計算ソフト Stata を用いており、推定では pwright オプションを適用している(Stata(2017))。

^{vi} 離職時期が古い群ほど就業再開率が低い理由としては、離職時期の経済環境の影響も考えられる。リーマンショックで上昇した失業率は、2010年以降低下し続けてきた。そのため、2010年以降については、離職時期が古い者ほど離職時の就職環境が厳しく、それが低い就業再開率の原因となっているのかもしれない。離職時期を古く設定することによる就業再開率の低下が、調査法によるものか経済環境によるものかを識別することはできない。しかし、 Kaplan-Meier 法では、再就業までの期間は離職時期と独立であることが望ましいので、理由に関わらず離職時期の設定の違いによって推定結果が異なることは望ましくない。

^{vii} 本稿の介護継続者には、離職後にいったん介護が終わり、再び介護が始まった者も含まれる。『就業構造基本調査』ではそのような者を同定できないが、観察期間が最長2年なので、そのような者は少数であると考えられる。

^{viii} 「介護・看護」以外の離職理由としては、以下のようなものがある。「会社倒産・事業所閉鎖」、「人員整理・勧奨退職」、「事業不振や先行き不安」、「定年」、「雇用契約の満了」、「収入が少なかった」、「労働条件が悪かった」、「結婚」、「出産・育児」、「病気・高

齢」、「自分に向かない仕事だった」、「一時的についた仕事だから」、「家族の転職・転勤又は事業所の移転」、「その他」。

^{ix} 就業率への影響が考えられるその他の属性として、有配偶率を調べてみた。有配偶率は45-54歳では介護終了者(85.1%)-倒産離職者(83.6%)、55-64歳では介護終了者(76.8%)-倒産離職者(77.2%)であり、いずれもほとんど同じであった。

^x 介護終了者の就業再開率が、倒産離職者より低い理由として、介護終了から調査時点までの期間が短い者の存在が考えられる。例えば、倒産離職者と介護終了者がともに調査時点の1年前に離職したとしても、介護の終了時期が調査時点の1ヵ月前であれば、両者の属性が同じ場合、調査時点の就業再開率は倒産離職者の方が高くなるであろう。論文末の補論では補足的な分析を行い、この要因が就業率に及ぼす影響が小さいことを確認している。なお、図には示していないが、「人員整理・勧奨退職」を理由とした離職者の就業再開率も推定してみた。これらの者は倒産離職者より就業再開率が高く、介護終了者との就業再開率の差は、倒産離職者よりも大きかった。

^{xi} 『就業構造基本調査』では、無業者に対し求職活動の有無や無業である理由を問うている。そこで、それらの質問に対する介護終了者と倒産離職者の回答を比較してみた。対象は、無業者で女性の前職・非正規雇用、離職時年齢45歳以上、調査時点年齢65歳未満、離職期間が24ヶ月以上の者である。両群の回答傾向はほぼ同じであり、本節末に記した就業再開率の差の要因を検証する手がかりは得られなかった。

^{xii} Oshio and Usui(2018)と岸田(2014)は、操作変数法を用いて、就業率を従属変数、家族介護の有無を説明変数とする回帰式を推定している。もともと就業率が低い属性の者が介護を引き受け離職している場合、介護の有無は内生変数となる。しかし、ハウスマン検定の結果は、いずれの研究も介護が外生変数であることを示している。

^{xiii} 介護負担が家族介護者の健康状態を損なうことを示す研究は多いものの、筆者の知る限り、介護終了後に損なわれた健康状態が回復するか否かを調べた研究は無い。ただし、介護の終了が要介護者の死亡による場合、介護者は喪失体験に伴う悲嘆に陥り、心身の変調をきたすことがある(広瀬 2003)。グリーンケアは、悲嘆に陥った家族の「回復」を手助けすることで、就業再開に結び付く可能性が考えられる。

^{xiv} 山田・佐藤(2016)は、介護が労働時間に与える影響については先行研究間で一致した結果が得られていないと報告している。『就業構造基本調査』では前職の労働時間に関する情報が得られない。しかし、前職・正規雇用で非正規雇用として再就職した者は、介護による転職で労働時間が短くなった可能性が高いと考えられる。

^{xv} 『就業構造基本調査』の調査項目のうち、離職月と就業開始月は、それぞれ約10%、3%が欠損値である。本節の分析では、離職期間は年単位の情報しか用いない。そこで、欠損値による標本の減少を避けるため、離職月と就業開始月の欠損値に、それぞれの最頻値を充てた。離職月は3月が約4分の1で最も多く、就業開始月は4月が約2割で最も多い。

^{xvi} Fu et al.(2017)は、2006年度の介護保険改革が要支援1の介護者の労働供給を抑制したことを報告している。

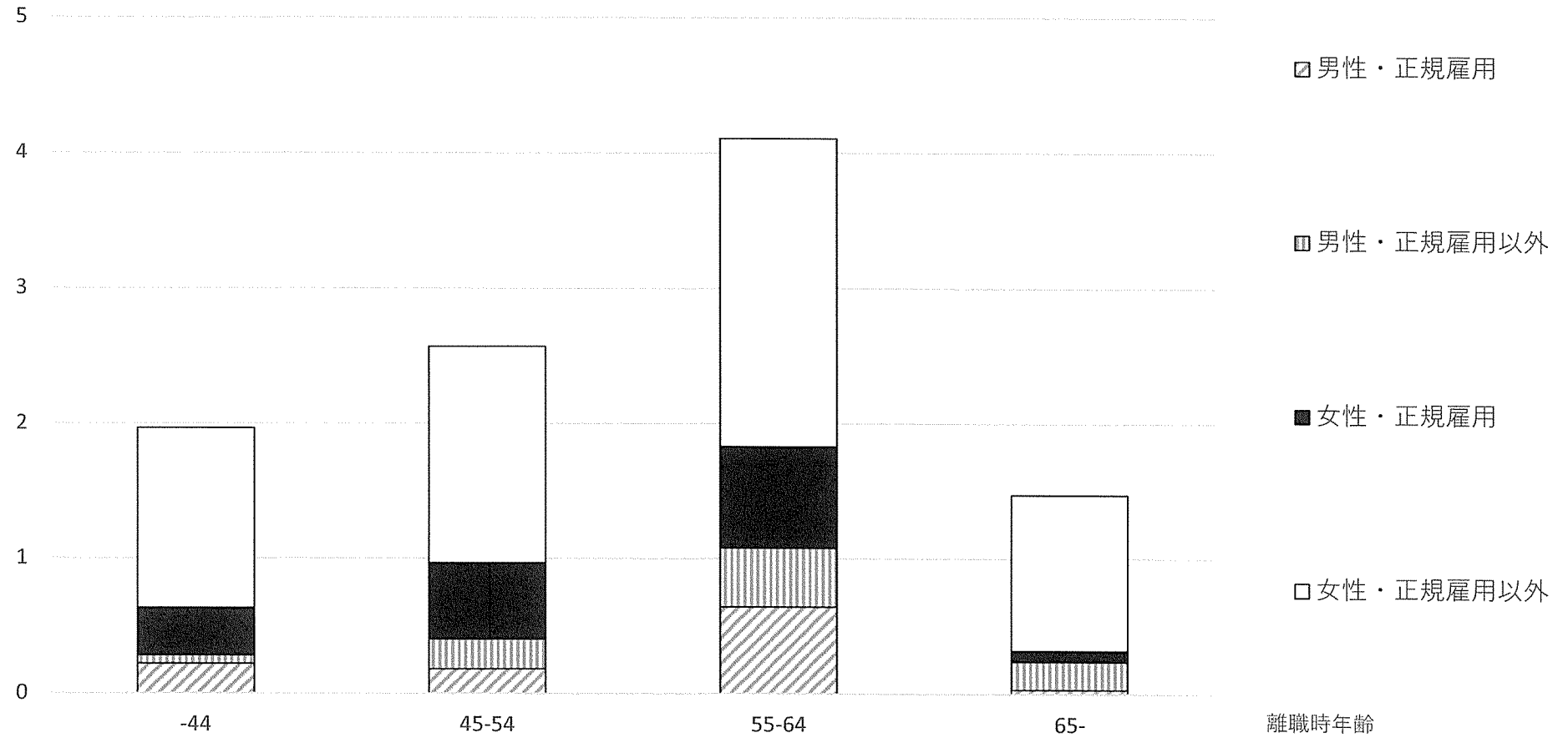
xvii Fu et al.(2017)は、『国民生活基礎調査』を用いており、男性の介護者は非介護者よりも有配偶者が少ないことを報告している。

xviii 表2は、2006年度以降、無業となる確率が減少することを示している。しかし、表には示していないが、介護離職に限定しない全ての離職者を対象とした推定でも、2006年度以降、無業となる確率が減少するという結果が得られた。したがって、2006年度以降ダミーの限界効果は、2006年度の介護保険改正の影響を反映しているわけではないと考えられる。

xix 介護は長期化することが珍しくない。そのため、介護の4割弱が離職後1年以内に終わっていることは、やや不自然に感じられるかもしれない。しかし、介護離職者の中には、離職時点までにすでに長年介護をしている者もいるだろう。さらに、介護者が離職せざるをえない場合、離職時点で要介護者の重度化がかなり進んでおり、離職後の介護が比較的短期で終わることも多い可能性が考えられる。なお、『就業構造基本調査』からは介護開始時期及び介護期間に関する情報は得られない。

(万人)

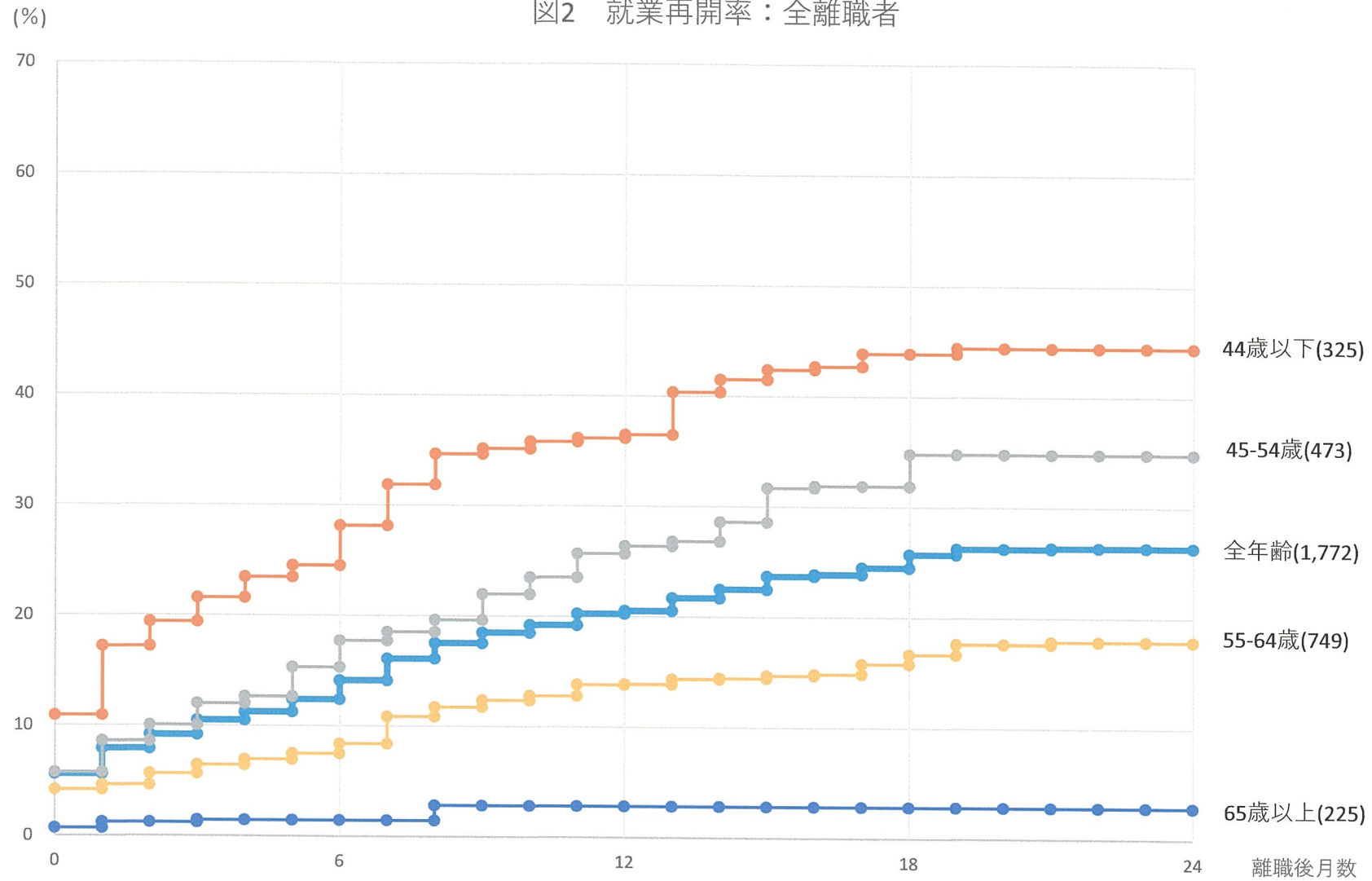
図1 性別・前職の就業形態別の介護離職者数



注：過去1年間(2011年10月以降)の介護離職者。標本数: 974。

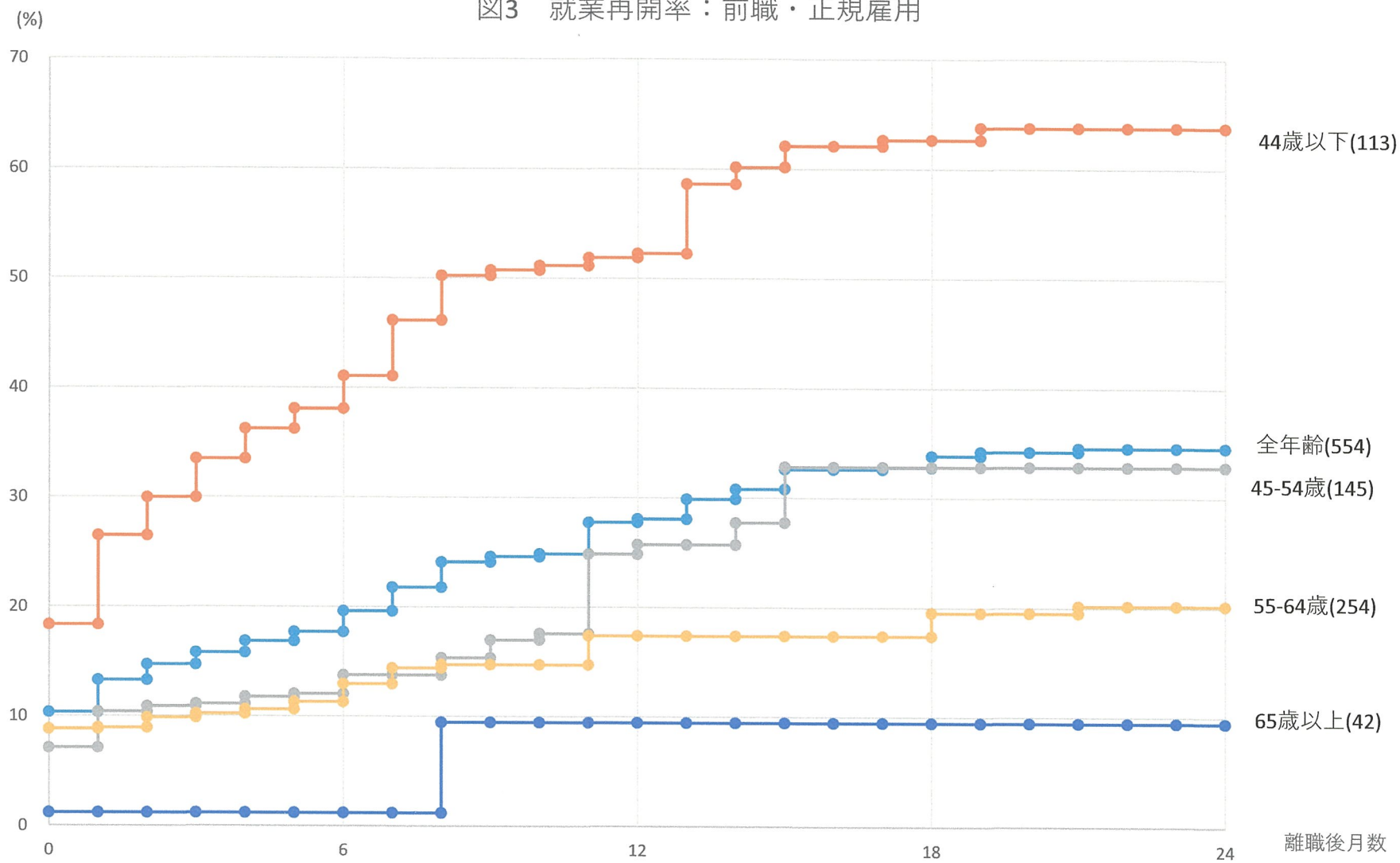
出所：『就業構造基本調査』(2012年)を特別集計。以下、同様。

図2 就業再開率：全離職者



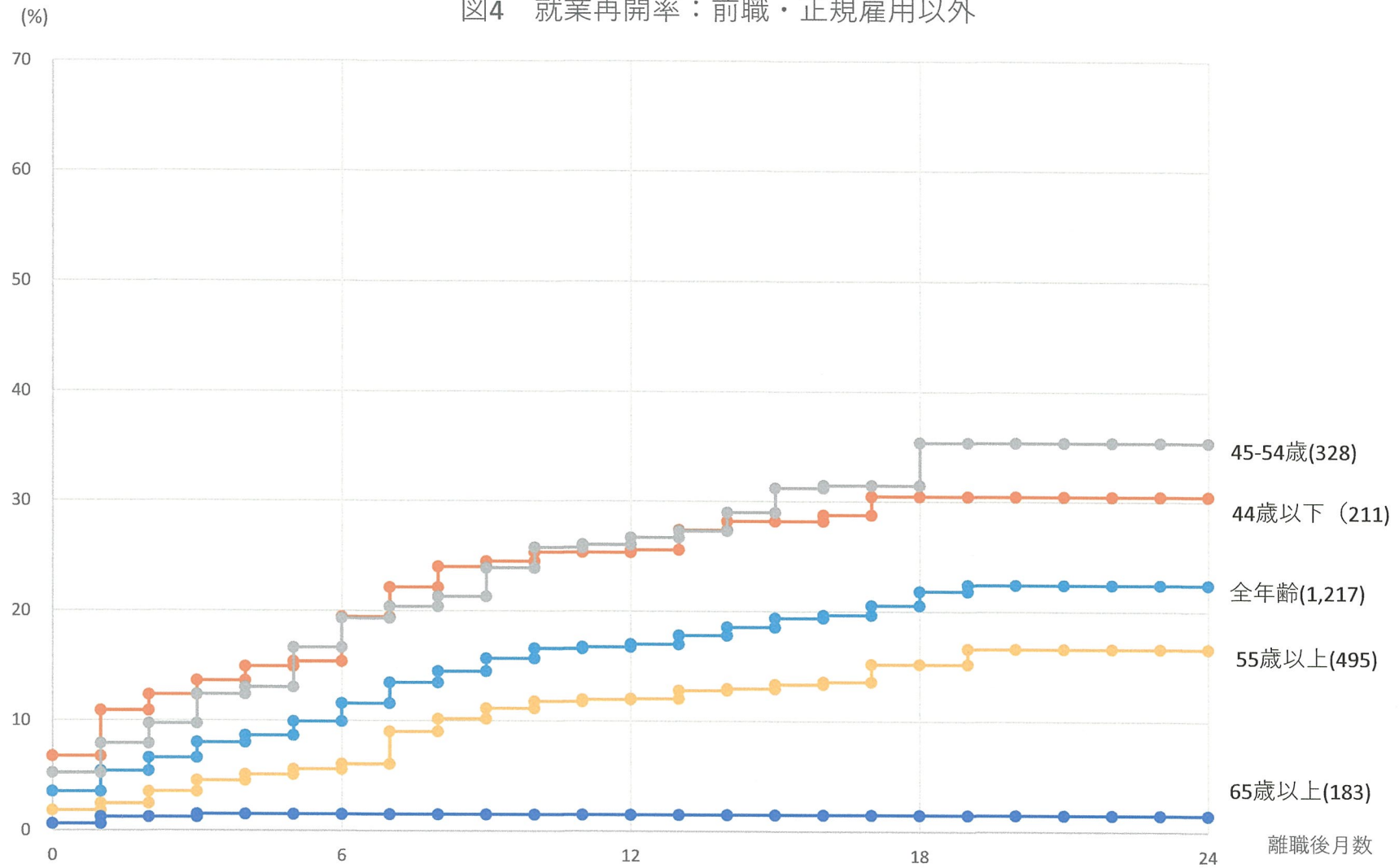
注：対象は、過去2年間(2010年10月以降)の介護離職者。()内は、標本数

図3 就業再開率：前職・正規雇用



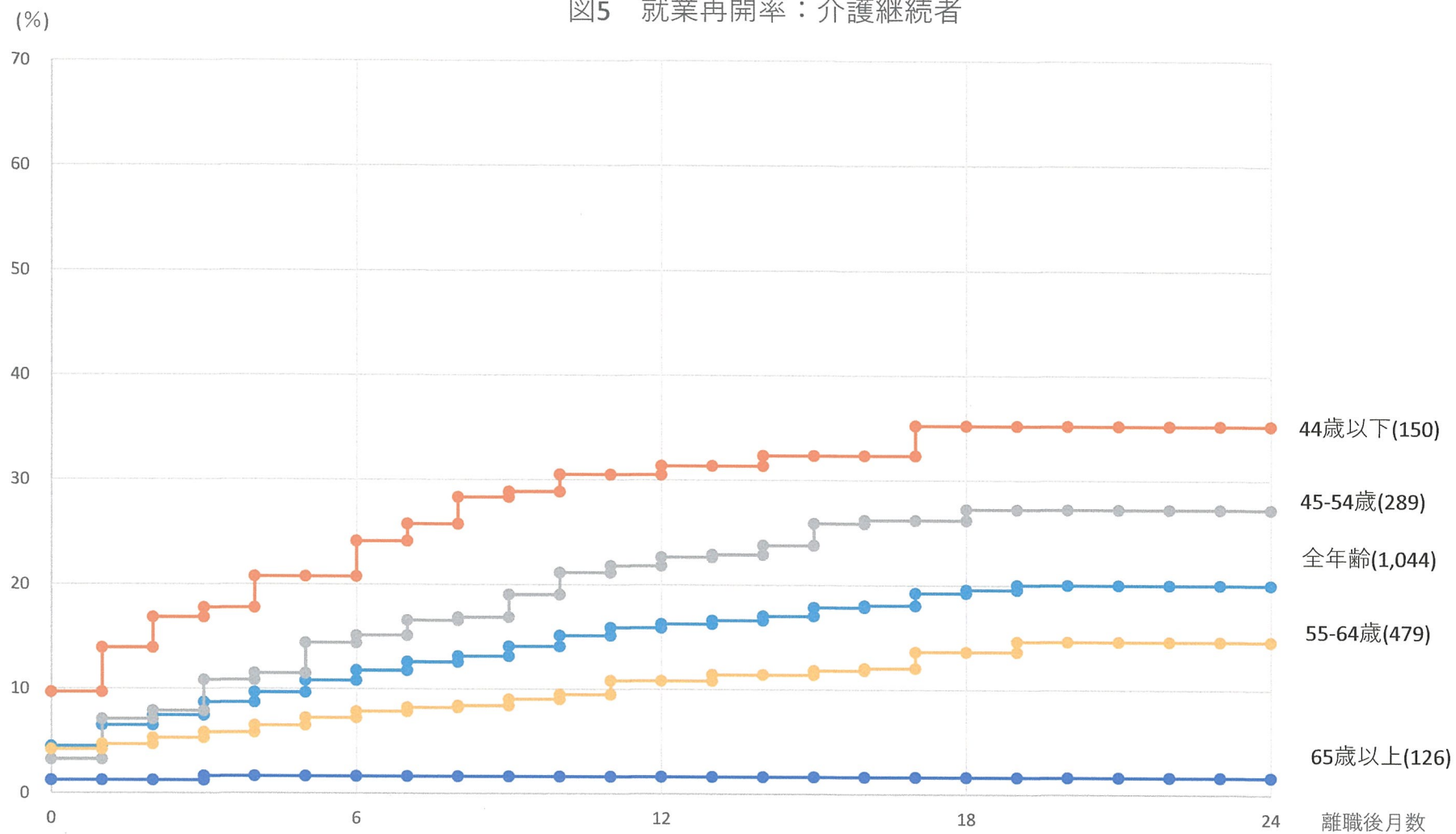
注：対象は、前職・正規雇用で過去2年間(2010年10月以降)の介護離職者。()内は、標本数。

図4 就業再開率：前職・正規雇用以外



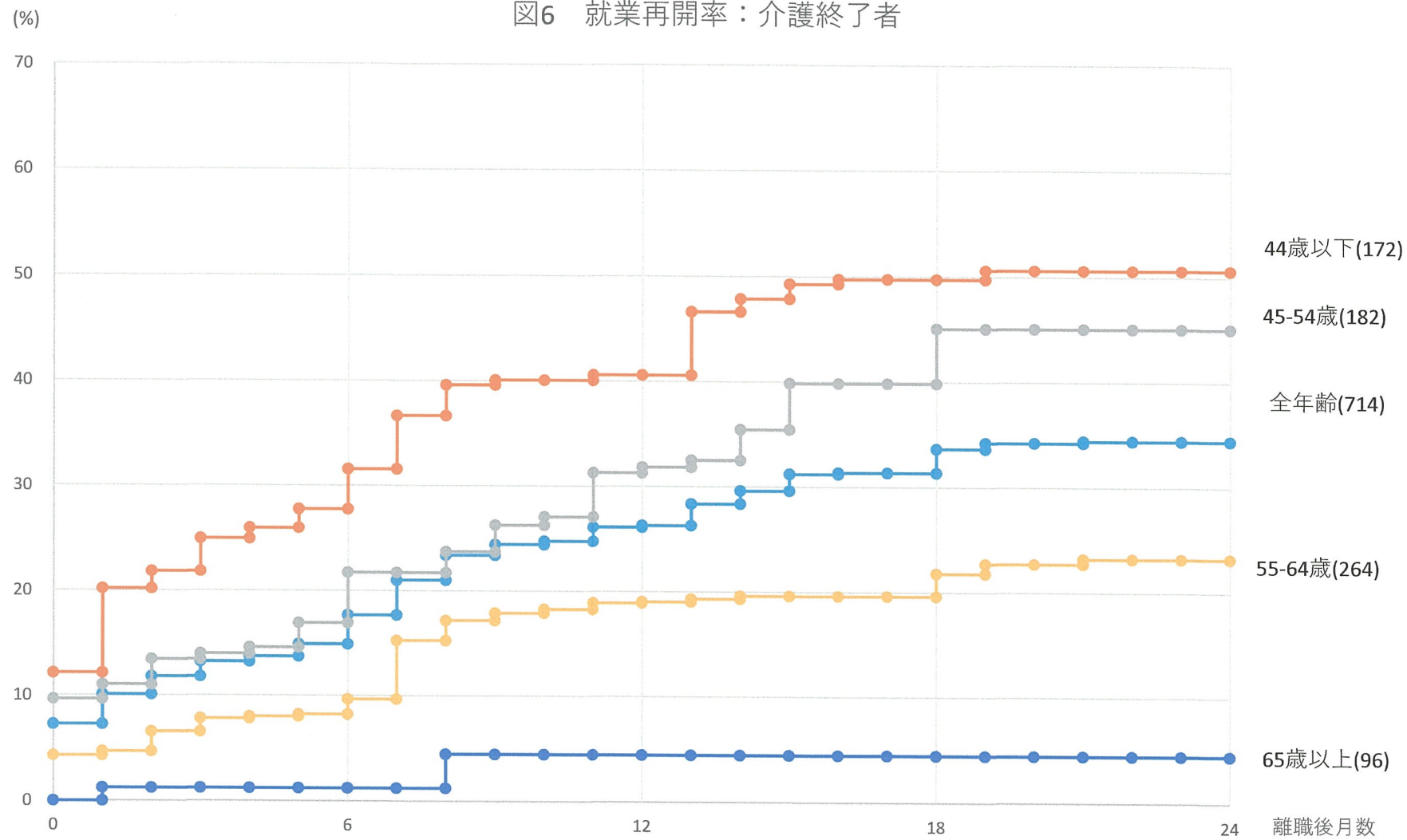
注：対象は、前職・正規雇用以外で過去2年間(2010年10月以降)の介護離職者。()内は、標本数。

図5 就業再開率：介護継続者



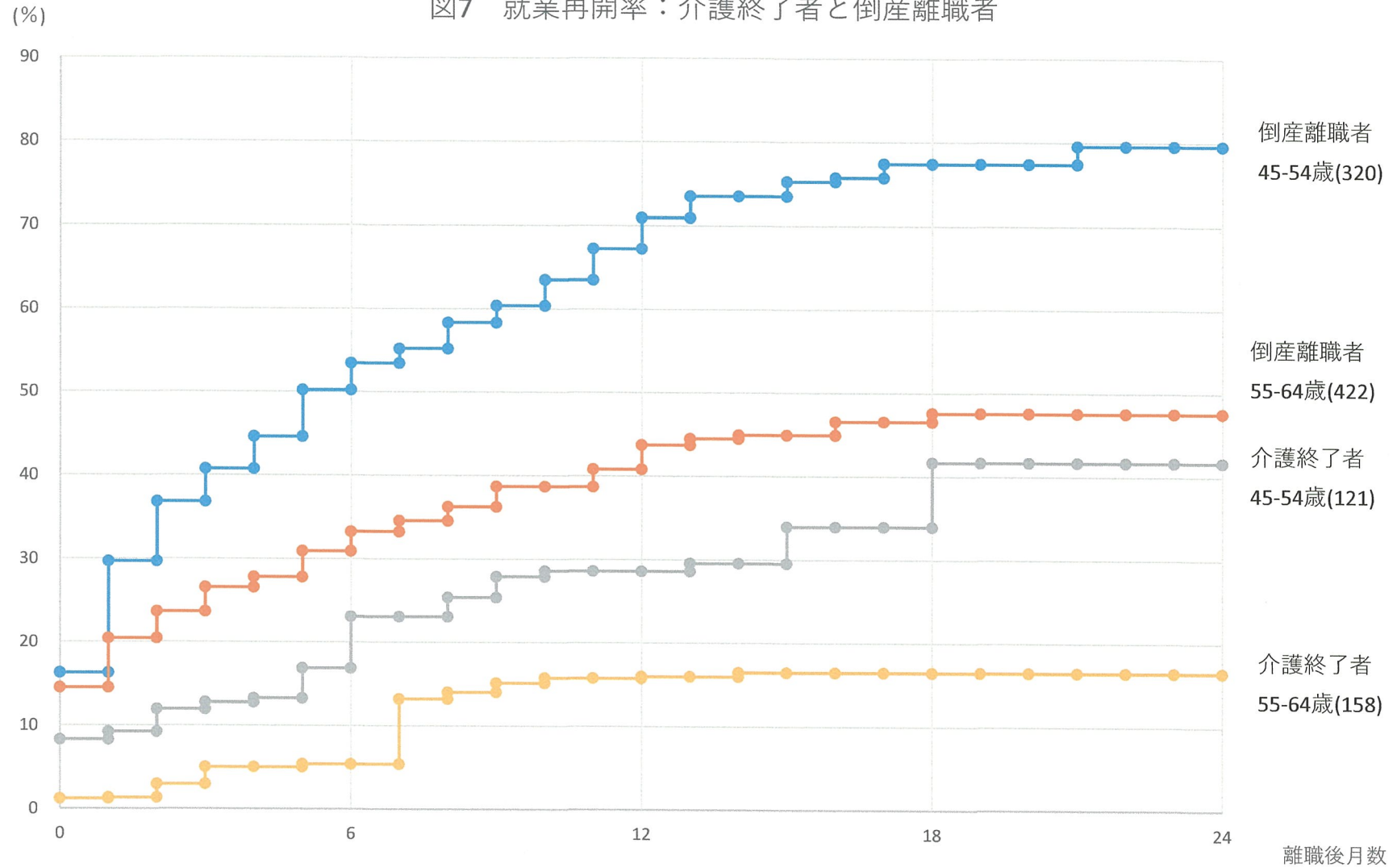
注：対象は、過去2年間(2010年10月以降)に介護離職した介護継続者。()内は、標本数。

図6 就業再開率：介護終了者



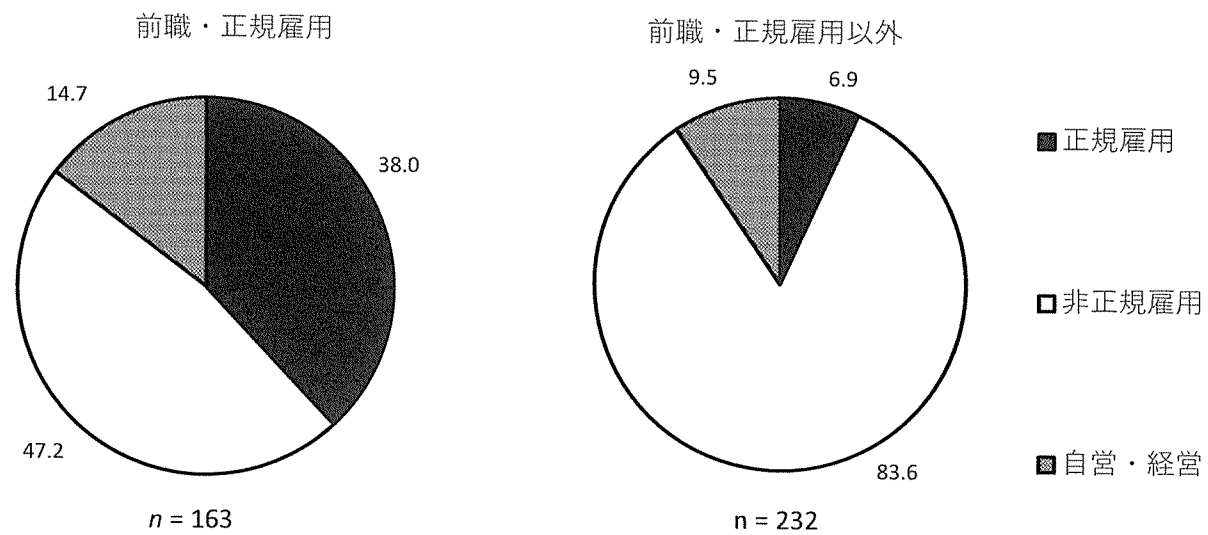
注：対象は、過去2年間(2010年10月以降)に介護離職した介護終了者。()内は、標本数。

図7 就業再開率：介護終了者と倒産離職者



注：対象は、過去2年間(2010年10月以降)に離職した女性で前職・非正規の介護離職者と倒産離職者。()内は、標本数。

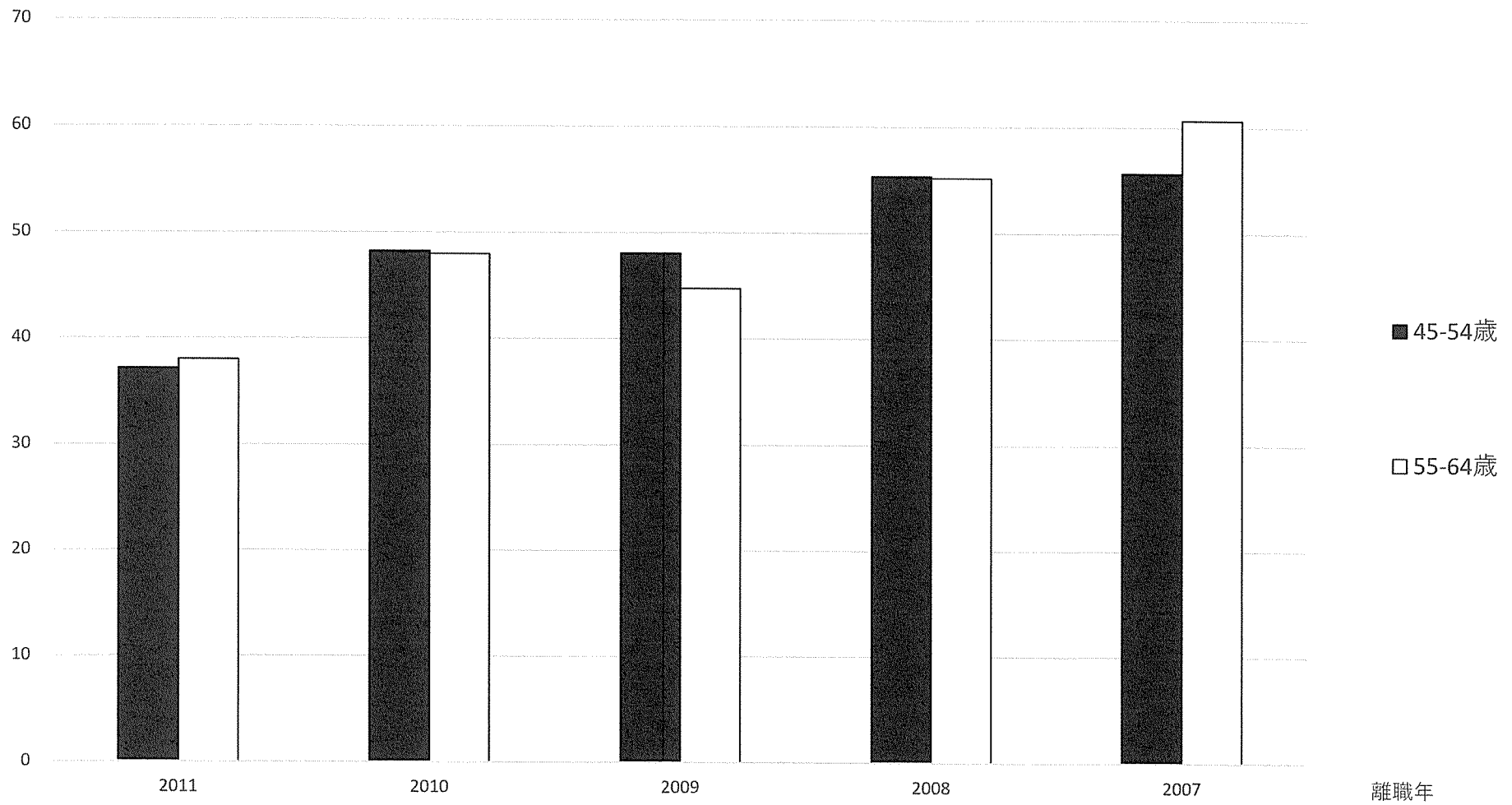
図8 就業を再開した介護離職者の就業形態内訳(%)



注：対象は、過去2年間(2010年10月以降)の介護離職者のうち調査時点において就業を再開していた者

(%)

図9 離職年別・調査時点で介護をしていない者の割合



注：各年は、前年10月から当年9月まで。調査時点は2012年10月。対象は、前職・非正規雇用の女性で介護離職者。

表1 介護離職後24ヶ月時点の就業再開者数と無業者数

離職時 年齢階級	介護離職者数		就業再開者数		無業者数		就業再開率 (%)
	(1) 千人 (%)	(1) 千人 (%)	(2) 千人 (%)	(2) 千人 (%)	(3) = (1) - (2) 千人 (%)	(3) = (1) - (2) 千人 (%)	
全離職者							
合計	100.0 (100.0)		26.4 (100.0)		73.6 (100.0)		26.4
-44	19.4 (19.4)		9.1 (34.1)		10.4 (14.1)		44.5
45-54	25.4 (25.4)		9.3 (35.4)		16.1 (21.8)		34.8
55-64	40.6 (40.6)		7.6 (29.2)		33.0 (44.8)		17.9
65-	14.5 (14.5)		0.4 (1.4)		14.1 (19.3)		2.8
前職・正規雇用							
合計	28.0 (100.0)		9.8 (100.0)		18.2 (100.0)		34.6
-44	5.7 (20.3)		4.0 (36.3)		1.7 (10.6)		63.8
45-54	7.4 (26.4)		2.6 (29.7)		4.7 (24.4)		32.8
55-64	13.8 (49.4)		3.0 (32.9)		10.8 (59.3)		20.2
65-	1.1 (4.0)		0.1 (1.1)		1.0 (5.8)		9.5
前職・正規雇用以外							
合計	72.0 (100.0)		16.6 (100.0)		55.4 (100.0)		22.5
-44	13.8 (19.1)		4.6 (29.5)		9.2 (16.4)		30.5
45-54	18.0 (25.0)		7.0 (40.7)		11.1 (20.9)		35.4
55-64	26.8 (37.3)		4.9 (28.6)		22.0 (39.5)		16.6
65-	13.4 (18.6)		0.2 (0.7)		13.2 (23.2)		1.5

表2 回帰分析で用いる変数の記述統計

性別	女性			男性			女性			男性		
前職の就業形態	正規雇用			正規雇用			正規雇用以外			正規雇用以外		
調査時点の就業形態	正規雇用	正規雇用以外	無業	正規雇用	正規雇用以外	無業	正規雇用	正規雇用以外	無業	正規雇用	正規雇用以外	無業
標本数(人)	計 2354			876			4322			356		
就業形態別	239	653	1462	195	252	429	107	1150	3065	30	90	236
構成比(%)	10.2	27.7	62.1	22.3	28.8	49.0	2.5	26.6	70.9	8.4	25.3	66.3
調査時点の年齢												
44歳以下	35.1	19.1	10.5	40.5	13.9	7.5	30.8	15.8	9.8	33.3	14.4	14.4
45-54歳	34.7	26.6	15.5	28.2	19.8	13.5	34.6	35.9	24.1	36.7	27.8	18.2
55-64歳	30.1	54.2	73.9	31.3	66.3	79.0	34.6	48.3	66.2	30.0	57.8	67.4
離職時の年齢												
44歳以下	60.3	40.7	19.0	64.6	27.0	15.9	58.9	38.0	20.6	66.7	33.3	23.3
45-54歳	33.9	45.9	52.3	25.6	50.0	33.3	38.3	48.3	50.2	20.0	36.7	38.6
55-64歳	5.9	13.3	28.7	9.7	23.0	50.8	2.8	13.7	29.2	13.3	30.0	38.1
配偶者あり	58.6	70.3	74.6	62.6	57.1	47.1	62.6	75.8	79.9	63.3	50.0	34.3
離職期間												
1年未満	56.5	45.8	8.6	74.9	56.3	14.7	57.0	46.7	11.6	66.7	63.3	19.9
1-2年	20.9	17.9	8.0	12.8	15.5	11.9	14.0	18.5	10.7	13.3	21.1	14.8
2-3年	10.9	11.5	8.5	3.1	8.3	13.1	9.3	11.2	11.3	10.0	5.6	11.9
3年以上	11.7	24.8	74.8	9.2	19.8	60.4	19.6	23.6	66.4	10.0	10.0	53.4
介護終了者	72.0	70.3	47.7	66.2	61.1	40.8	74.8	73.8	49.8	83.3	67.8	37.3
大学・大学院卒	10.5	8.9	12.2	34.9	36.5	29.8	6.5	6.8	6.9	43.3	26.7	23.7
失業率	4.3	4.2	4.3	4.1	4.2	4.4	4.1	4.2	4.3	4.5	4.2	4.6
2000年度以降	82.8	86.2	87.6	86.7	86.5	93.7	85.0	90.3	90.3	90.0	86.7	91.9
2006年度以降	51.9	45.0	52.9	52.8	52.8	69.9	45.8	57.8	63.1	46.7	57.8	69.5
地域ブロック												
北海道・東北	19.2	19.1	17.4	13.8	18.7	11.7	11.2	10.3	14.0	0.0	11.1	15.7
関東	18.0	19.9	19.7	21.0	13.1	16.6	20.6	18.7	16.8	23.3	16.7	12.7
北陸・東海	7.9	14.4	13.1	12.3	16.7	18.6	15.0	17.4	18.4	23.3	18.9	16.5
近畿	7.9	11.6	14.8	9.7	11.9	16.1	12.1	16.7	17.3	13.3	5.6	15.7
中国・四国	23.8	19.1	19.4	22.6	19.0	19.8	19.6	16.9	16.5	13.3	27.8	16.9
九州・沖縄	23.0	15.8	15.6	20.5	20.6	17.2	21.5	20.1	16.9	26.7	20.0	22.5

注: 対象は1997年以降に介護離職し、調査時点で65歳未満であった者。標本数(人)以外の値の単位はすべて%。調査時点の年齢は、回帰分析では用いないが参考のため掲載している。

表3 離職前後の就業状態の変化の決定要因(多項ロジットモデル)

性別・前職就業形態	女性・正規雇用			男性・正規雇用			女性・正規雇用以外			男性・正規雇用以外		
	正規雇用	正規雇用以外	無業	正規雇用	正規雇用以外	無業	正規雇用	正規雇用以外	無業	正規雇用	正規雇用以外	無業
従属変数: 就業状態	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果
離職時の年齢 (55-64歳)												
45-54歳	0.045 **	0.012	-0.058 **	0.036	0.077 +	-0.113 **	0.012 **	0.069 **	-0.081 **	0.054 +	0.044	-0.098 *
44歳以下	0.116 **	0.026	-0.142 **	0.216 **	0.001	-0.217 **	0.035 **	0.095 **	-0.130 **	0.154 **	-0.020	-0.134 +
配偶者あり	-0.063 **	-0.001	0.064 **	0.071 *	0.077 +	-0.147 **	-0.018 **	-0.005	0.022 +	0.122 **	-0.002	-0.120 *
離職期間 (1年未満)												
1-2年	-0.045 **	-0.103 **	0.149 **	-0.100 +	-0.041	0.141 **	-0.017	-0.134 **	0.150 **	-0.088 **	-0.074 +	0.162 **
2-3年	-0.117 **	-0.134 **	0.250 **	-0.133 *	-0.152 **	0.285 **	-0.016	-0.241 **	0.257 **	-0.067	-0.245 **	0.312 **
3年以上	-0.191 **	-0.459 **	0.650 **	-0.263 **	-0.339 **	0.602 **	-0.053 **	-0.572 **	0.626 **	-0.087 **	-0.532 **	0.619 **
介護終了者	0.035 **	0.088 **	-0.123 **	0.070 +	0.059 +	-0.130 **	0.001	0.099 **	-0.100 **	-0.019	0.137 **	-0.118 *
大学・大学院卒	0.001	-0.038	0.037	0.040	0.040	-0.080 **	-0.006	-0.023	0.029 +	0.088 **	-0.031	-0.057
失業率	-0.002	-0.037 **	0.039 **	-0.023	-0.016	0.039 *	-0.005	-0.024 **	0.029 **	0.010	-0.033	0.023
トレンド	-0.013 *	-0.056 **	0.069 **	-0.026 **	-0.056 **	0.082 **	-0.005 **	-0.068 **	0.074 **	-0.027 **	-0.058 **	0.085 **
2000年度以降	0.056 *	0.317 **	-0.373 **	0.177 **	0.177 *	-0.354 **	0.025 *	0.363 **	-0.388 **	0.219 +	0.170 +	-0.389 **
2006年度以降	0.061	0.125 **	-0.186 **	0.121 *	0.177 +	-0.297 **	0.007	0.207 **	-0.214 **	0.146	0.186	-0.332 *
地域ブロック	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
標本数		2354			876			4322			356	
疑似決定係数		0.36			0.39			0.36			0.41	
対数尤度		-120102			-56317.3			-193890			-19763.2	

注: 対象は1997年以降に介護離職し、調査時点で65歳未満であった者。<>はレファレンス・グループ。有意水準 **: 1%, *: 5%, +: 10%。