

ディスカッション・ペーパー・シリーズ
No. II-89

再考：家族介護者の就業促進政策としての 介護保険の効果

岸田 研作
2023年12月10日

再考: 家族介護者の就業促進政策としての介護保険の効果

岸田研作(岡山大学)

要旨

本研究の目的は、介護サービスの供給を拡大する改革(介護保険の導入)と介護サービスの供給を抑制する改革(2006年度の介護保険改革)が、それぞれ家族介護者の就業に与えた効果を推定することである。いずれの推定でも、先行研究の問題点を改善していることが、本研究の貢献である。介護保険導入を扱った先行研究のうち、就業促進効果を見出した研究のほとんどは、「国民生活基礎調査」を用いている。同調査は、繰り返し横断面データであり、介護保険導入前と後の時期で、要介護者を補足する質問文が異なっている。そして、介護保険導入前と比べ、導入後は要介護者の数が約2倍に増加している。このことから、同調査では、質問文の変更により、介護保険導入前後で要介護者の属性が異なっている可能性が考えられる。しかし、先行研究ではこの質問文変更の影響を考慮していない。本研究では、この問題に対処するため、処置前において実験群と対照群を同定する情報が欠損した繰り返し横断面データを用いて DID を行う方法を用いた。結果は、介護保険導入による就業促進効果を示さなかった。また、介護保険導入後の要介護者は、導入前と比べて軽症の割合が高かった。これらのことから、先行研究が見出した介護保険導入効果は、軽症の割合が高くなったことによるものと考えられる。Fu et al.(2017)は、介護サービスの供給を抑制する改革を扱った唯一の研究で、データは「国民生活基礎調査」、推定方法は PSM-DID である。彼女らは、2006年度の介護保険改革が、家族介護者の就業を抑制したことを報告している。繰り返し横断面データを用いて PSM-DID を行う場合、処置後の実験群を他の3群(処置前の実験群・処置後の対照群・処置前の対照群)とそれぞれマッチングする必要がある。しかし、Fu et al.(2017)では、処置前と後で、実験群と対照群をそれぞれマッチングしており、処置前後の群間の等質性が確保されていない。また、推定値の標準誤差の計算方法も間違っている。本研究は、正しい手法で PSM-DID 推定を行い、2006年度の介護保険改革が家族介護者の就業に影響しなかったことを示した。

1. はじめに

急速な高齢化は、現役世代の減少とあいまって、世界各国の政府に公共政策的な課題を突き付けてきた。各国は、介護需要の増加に対処するため、介護サービスのアクセスを改善する制度の設立や改革を行ってきた (Colombo, Llana-Nezal, Mercier, and Tjadens, 2011)。そのような制度設計においては、介護のため働くことを断念していた人々の就業を促進する効果を評価することが重要である。介護サービスの供給拡大は財政的な負担を増すものの、働く人が増えることにより、保険料や税による収入が増えることで、財政的な負担が軽減される可能性があるからである。

これまで介護が就業に与える影響については、数多くの研究が行われてきた¹。それと比べると、介護サービスが、家族介護者の就業に与えた影響を調べた研究は比較的少ない。そして、このテーマに関する研究が最も多く蓄積されてきたのが日本である²。筆者の知る限り、先行研究の約半数が日本を対象としたものである。これは、日本が世界で最も高齢化が進んでいることに加え、2000年に公的介護保険が導入され、介護サービスの供給が大幅に拡大されたからである (Campbell and Ikegami, 2000)。介護サービスの利用は利用者が決めるため、内生性の問題が生じる。そのため、介護サービスが家族介護者の労働供給に与えた影響を調べた研究のほとんどが、介護サービスのアクセス改善を目的とした制度改革を自然実験として利用してきた³。高齢化が世界で最も進んだ日本における大きな制度改革の経験は、他国の政策当局にとっても貴重であろう。ところが、これまでの日本の研究は、介護保険の導入という同一の制度改革を対象としているにも関わらず、研究によって結果が異なる。就業促進効果を見出した研究がある一方 (Shimizutani et al., 2008; Tamiya et al., 2011; Sugawara and Nakamura, 2014; Fu et al., 2017)、そのような効果が無いとする研究 (酒井・佐藤, 2007; Fukahori et al., 2015; Kondo, 2017; Ando et al., 2021) もあり、両者の数は拮抗している。さらに、異なる結果が得られた理由について全く考察がなされてこなかった。これでは、制度設計に有意義なエビデンスが蓄積されているとはいえない。

本研究の第一の目的は、上述の異なる結果が得られた理由を明らかにするとともに、先行研究の問題点に対応した推定結果を示すことである。就業促進効果を見出した研究のうち、Shimizutani et al. (2008) 以外の3つの研究は、いずれも「国民生活基礎調査」を用いている。同調査は、全国を対象とした代表性のある繰り返し横断面データ (repeated cross-

¹ このテーマに関する包括的なサーベイとして、Lilly et al. (2007)、Bauer and Sousa-Poza (2015) がある。

² 日本以外の国を対象とした研究として、イギリスを対象とした Hollinsworth et al. (2022)、イスラエルを対象とした Ofek-Shanny et al. (2022)、ノルウェーを対象とした Løken et al. (2017)、ドイツを対象とした Geyer and Korfhage (2018, 2015) がある。

³ 数少ない例外として、構造推定を行った Geyer and Korfhage (2018)、操作変数法を用いた Ofek-Shanny et al. (2022) がある。

sectional data)である。同調査は介護保険導入前と後で、介護を要する者を補足する調査票の質問文が変わったが、これら3つの研究ではその影響を考慮していない。図1は、同調査の公表値から得られる介護を要する者の数(65歳以上・人口千対)の推移である。驚くべきことに、介護保険導入をはさむ1998年から2001年にかけて、介護を要する者の数が2倍以上に増加している。この変化は、介護保険導入前後で「介護を要する者」の属性が変わった可能性を示唆している。もし、介護保険導入後、それ以前と比べて、「介護を要する者」の範囲が広がることで軽度者の割合が増えたとすると、介護保険導入による就業促進効果は過大評価されている可能性がある。というのも、一般に、介護の必要度が高い者を介護する者ほど、介護の負担が重くなり、就業率が低くなると予想されるからである。介護保険導入後の「国民生活基礎調査」を用いた分析で、Sugawara and Nakamura(2014)は、高齢の親世代の介護の程度が重いほど、同居する子世代の女性の就業率が低くなることを示している⁴。

上述の本稿の第一の目的的分析方法とその結果は、以下のように要約される。「国民生活基礎調査」には、「介護を要する者」に対して、要介護の重症度を尋ねる調査項目がある。ただし、介護保険導入前後で重症度の定義が異なるので、そのままでは、介護保険導入前後の重症度の変化を調べることはできない。そこで、介護保険導入後(前)の「介護を要する者」の標本に導入前(後)の基準を当てはめた場合の重症度の分布を推定することで、重症度の分布の変化を調べた。結果は、介護保険導入後、「介護を要する者」に占める軽度者の割合が増えたことを示した。このことは、介護保険導入前後で、「介護を要する者」の基準が変わったことを意味する。そこで、推定では、処置前の調査でしか実験群と対照群を識別できない繰り返し横断面データでDIDを行うBotosaru and Gutierrez(2018)の方法を用いた。介護保険導入後の時期については、その時期の定義に基づいて「介護を要する者」を定義し、介護が必要な親と同居する者を実験群、介護を要しない親と同居する者を対照群とした。そして、介護保険導入前の時期については、実験群と対照群が識別できないものとして扱った。推定結果は、介護保険の導入は、家族介護者の就業を促進したという事実を見出さなかった。

大幅な介護サービスの供給拡大の他にも、日本の介護保険の経験には、他国の政策当局にとって興味深いものがある。介護サービスの供給拡大は、財政的な負担を増す。財政的な持続可能性を保ちながら、必要な介護サービスを供給することは、すべての政策当局にとって重要な課題である。介護保険導入後、介護サービスの利用量は飛躍的に増加したが、そのことが介護保険財政を圧迫するという問題が生じた(Campbell et al., 2010)。特に、軽度者のサービス利用が増加した。そのため2006年度の介護保険改革では、軽度者のサービス利用を抑制することを意図した制度変更が行われた。財政的な理由により、介護サービスの供給を抑制する改革は、アメリカのメディケアでも行われ、その効果を検証する研究が行われた(McKnight, 2006; Orsini, 2010)。しかし、筆者の知る限り、介護サービスの抑制が家族介護者の就業に与えた影響を調べた研究は、Fu et al. (2017)だけである。彼女らは、「国民

⁴ Sugawara and Nakamura(2014)の対象は義理の娘に限定され、男性は対象外である。

生活基礎調査」を用いて、この改革が、家族介護者の就業を抑制したことを報告している。推定方法は DID-PSM である。彼女らの論文中には記されていないが、推定では Villa(2016) による Stata の利用者作成コマンド `diff` が用いられている⁵。しかし、このコマンドを用いて、繰り返し横断面データで DID-PSM を行うことは、様々な問題がある。第 1 に、このコマンドでは、実験群と対照群のマッチングは、処置前の標本と処置後の標本で、それぞれ別々に行っている。しかし、「国民生活基礎調査」は繰り返し横断面データ (repeated cross-sectional data) なので、DID-PSM を行う場合、処置後の実験群を他の 3 群 (処置前の実験群・処置後の対照群・処置前の対照群) とそれぞれマッチングする必要がある (Blundell and Dias, 2009)。これは処置を受けた群が処置後の実験群であることに加え、横断面データを用いていることから、処置前後の群間の等質性を確保するためである⁶。第 2 に、標準誤差の推定方法が不適切である。DID-PSM では、標準誤差の推定は、ブートストラップ法で行うのが一般的である。これは、マッチングで用いる重みが標準誤差のある推定値であるため、マッチング後の標本を用いた推定値は、重みの分布に依存するからである。しかし、`diff` で DID-PSM を行う場合、ブートストラップ法が適用されるのは、マッチング後の標本を用いた推定のみであり、重みの推定値に伴う不確実性は考慮されない。さらに、上記の問題の他、Fu et al. (2017) に掲載された標本数や記述統計には不可解な点が散見され、結果の再現性や信頼性に問題がある。この点は、補論で詳述している。本稿の第二の目的は、上述の Fu et al. (2017) の問題点を改善し、2006 年度の介護保険改革が家族介護者の就業率に与えた影響を推定することである。具体的には、Blundell and Dias(2009) の定式化に基づいた推定を行い、標準誤差の計算ではマッチングで用いる重みの不確実性を考慮している。本稿の結果は、2006 年度の介護保険改革が家族介護者の就業を抑制したという事実を見出さなかった。

本稿の構成は以下の通りである。第 3 節では、データについて説明する。それ以降は可読性を考慮して、4 節では介護保険導入の分析方法とその結果、第 5 節は 2006 年度の介護保険改革の分析方法とその結果である。第 5 節は結語である。

2. 制度的背景

2000 年に介護保険が導入される前は、介護サービスの供給主体は、非営利セクターに限

⁵ このことは、著者が、Fu et al. (2017) の第一著者から直接確認した。

⁶ Villa(2016) では、あたかも Blundell and Dias(2009) の定式化を用いているように記しているが、実際のコードはそうなっていない。ただし、繰り返し横断面データで PSM-DID を行うオプション `res` の説明では、説明変数が時間とともに変化しないという強い仮定を置いているとの記載があることから、Villa(2016) は、自ら作成したコードが、Blundell and Dias(2009) に対応していないことは認識していると考えられる。Villa(2016) の仮定は、処置前後の群間の等質性を仮定していることに他ならない。なお、`diff` では、バランステストの結果は処置前の時期を対象としたものしか出力されない。そのため、Fu et al. (2017) には記述がないが、彼女らの表 3、4 は、処置前の時期の標本を対象としたバランステストの結果であり、処置後の時期の標本がバランスしているかは不明である。

定されていた。また、資力調査があり、通常、家族介護者がいない者しか介護サービスを利用できなかった。明らかに介護サービスへの需要が供給を上回っており、介護は家族の大きな負担となっていた。その負担は女性に大きく偏っていた。そこで政府は、2000年に強制加入の公的介護保険を導入した(Campbell and Ikegami, 2000)。介護保険では、介護サービスの供給量を増やすため、営利企業の参入が認められた。ドイツと異なり、日本の介護保険には金銭給付が無く、介護サービスの費用が助成される。本稿の分析対象期間において、利用者の自己負担は1割である。1割の自己負担のみで公的介護保険の介護サービスが受けられる金額の上限であり、それを超えた分は全額自己負担となる。これについては、後に詳述する。

介護保険の被保険者は40歳以上の者である。40歳から64歳は、脳梗塞など加齢に伴う疾病が原因で介護が必要となった場合のみ介護保険の給付が受けられる。介護保険の受給者に占める65歳未満の割合は僅かなので、本稿では、他の日本を対象とした先行研究と同様、介護が必要な者は65歳以上の者のみを対象とする。介護保険の給付の対象者は、心身の状態を測定する全国一律の基準に基づき認定される。認定は、調査員による対面の調査とそれを基にした専門家の合議によって行われる。2006年度までは、要介護認定者は、介護の必要度に応じて6段階(要支援、要介護1～要介護5)に分類されていた。最も軽い「要支援」は、通常、掃除や買い物などの手段的日常生活動作で支援を要する。最も重度の要介護5は、排せつ・入浴・衣服の着脱に全面的な介護を要し、介護なしには日常生活が不可能な状態である。

介護保険導入後、多くの民間企業が参入し、介護サービスの利用量は飛躍的に増加した。その増加は政府の予想を超え、介護保険の財政を圧迫するという問題が生じた(Campbell et al., 2010)。介護費用は、2000年の3.6兆円から2005年の6.4兆円となった。受給者数は、2000年の2,200万人から2005年には4,100万人となった。受給者の増加は、特に軽度者が多かった。そのため、2006年度の介護保険改革では、軽度者のサービス利用を抑制する改革が行われた。

改革前後で、要介護認定者の区分は図2のように変わった。改革前の基準で要介護1に相当する者は、改革後は状態の改善可能性が高い者が要支援2、低い者が要介護1に区分されることとなった⁷。それと同時に、改革後に要支援1、要支援2になった者について、以下のような給付の抑制が行われた。

1. サービスの利用制限

訪問介護と通所介護は、これまでサービス提供時間に応じて介護報酬が設定されていたのが、月単位の定額制に切り替えられた。訪問介護の定額制の報酬は3段階あり、それぞれ

⁷ ここでいう改善可能性が低いとは、以下の2つのいずれかに該当する場合である。1. 認知機能や思考・感情等の障害により予防給付等の利用に係る適切な理解が困難であること。2. 短期間で心身の状態が変化することが予測され、それに伴い、要介護度の重度化も短期間に生じるおそれが高く、概ね6か月程度以内に要介護状態等の再評価が必要な場合。

週1回、2回、3回程度のサービス提供を想定した水準に設定された。ただし、3回程度は、要支援2のみが対象である。そのため、想定水準以上の回数を利用者が望む場合、事業者からサービス提供を断られる可能性がある。沖藤(2008)は、そのような事例があることを指摘し、問題提起している⁸。

2. 区分支給限度基準額の引き下げ

区分支給限度基準額は、1割の自己負担のみで公的介護保険の介護サービスが受けられる金額の上限であり、それを超えた分は全額自己負担となる。限度基準額は、改革前は要支援が月61,500円、要介護1が月16,580円であった。それが改革後は要支援1が月4,970円、要支援2が月10,400円となり、大幅に引き下げられた。ただし、「介護給付費実態調査」の個票データを用いた中村・菅原(2017)によると、要支援1、要支援2のサービス受給者うち限度基準額を超える割合は、それぞれ3.3%、2.6%と僅かである。また、利用率の分布のピークは、0と限度基準額の間ちょうど中間あたりにある。そのため、限度基準額引き下げによってサービス利用に制約が生じた者はごく少数であると考えられる。

3. データ

「国民生活基礎調査」(厚生労働省)は、3年に一度大規模調査が実施される全国を対象とした代表性のある繰り返し横断面データ(repeated cross-sectional data)である。対象者は非入院・入所者であり、介護施設の入所者などは対象外である。調査票は4種類からなり、世帯票と健康票は約30万の全ての調査対象世帯の60-80万人が対象となる。介護票と所得・貯蓄票については、全調査対象世帯のうちの一部の世帯の約10万人、6千人がそれぞれ対象となる。介護票は、介護保険の要介護認定を受けた者がいる世帯が対象であり、介護が必要な者でも要介護認定を受けていない場合は対象とならない。介護票と所得・貯蓄票の対象世帯は別であり、両調査票の情報を紐づけることはできない。第3節の介護保険導入の影響の分析では、世帯票と健康票を用いる。第4節の介護保険改革の影響では、それらに加え、要介護認定区分の情報を要するため、介護票も用いる。なお、「国民生活基礎調査」では、別居者を介護する者や別居家族の介護の有無に関する情報は得られない。そのため、別居家族の介護者を分析対象とすることはできない。

⁸ Fu et al. (2017)は、改革後、要支援1は訪問介護による生活(家事)援助が利用できなくなったと述べている。また、改革後に要支援1の家族介護者の就業率が下がった理由を生活援助が利用できなくなったことによるものと解釈している。しかし、ここには2つの事実誤認がある。第1に、改革後も、本人が自分で行うのが困難で、家族なども担えない場合は生活援助は利用できる。第2に、同居者がいる場合の生活援助の制限は、すべての要介護認定者が対象であり、実験群である要支援1に限定されない。同居家族がいる場合の生活援助の利用制限に関する厚生労働省や自治体の対応とその経緯については、藤崎(2009)が詳しい。

4. 介護保険導入の影響

(1) 質問文の変更が、「介護を要する者」の重症度の構成に与えた影響

既述のように「国民生活基礎調査」では、介護保険の導入前と後で、「介護を要する者」を補足する調査票の質問文が変わった。1998年までは「介護の要否」であったのに対し、2001年以降は「手助けや見守りを要する者」となった。そして、図1は、介護保険導入後、「介護を要する者」の数が2倍以上に増加したことを示した。このことから、介護保険導入前後で、「介護を要する者」の属性が変わった可能性考えられる。以下では、「介護を要する者」の介護の重症度が、介護保険導入後に軽くなったか否かを調べる。対象年は1995年、1998年、2001年、2004年の4ヵ年とする。2004年は、2006年度の介護保険改革が行われる前の直近の調査年である。

「国民生活基礎調査」の世帯票には、「介護を要する者」に対して、要介護の重症度を尋ねる調査項目がある。項目名は、介護保険導入前は「寝たきりか否か」で、導入後は「手助けや見守りを要する者の自立度」である。いずれも要介護の重症度は、4段階で評価されている。しかし、重症度の定義が異なるので、そのままでは、介護保険導入前後の重症度の変化を調べることはできない。そこで、以下に述べる方法により、介護保険導入後の「介護を要する者」の標本に「寝たきりか否か」（導入前の基準）を当てはめた場合の重症度の分布と、介護保険導入前の「介護を要する者」の標本に「手助けや見守りを要する者の自立度」（導入後の基準）を当てはめた場合の重症度の分布を推定することで、介護保険導入前後の重症度の分布の推移を調べる。

まず、介護保険導入前の1995年と1998年の「介護を要する者」の標本を用いて、「寝たきりか否か」を従属変数とする順序プロビット・モデルを推定する。説明変数は、従属変数に影響すると考えられる介護を要する者の個人属性と世帯属性である。個人属性は、性別、年齢、配偶関係、主観的健康状態、健康上の問題による日常生活への影響の有無である。主観的健康状態や日常生活への影響の有無は無回答が多かったので、無回答ダミーを作成し、説明変数として用いる。世帯属性は、持ち家、三世帯世帯、世帯人員数、月間世帯支出額(対数)である。次に、推定結果をもとに、2001年と2004年の標本について、重症度の各段階が選択される確率の予測値を計算する。予測値の段階ごとの平均値は、重症度の各段階の割合の推定値である。同様の作業を「手助けや見守りを必要とする者の自立度」についても行う。

表1は記述統計である。表2は、順序プロビット・モデルの推定結果である。係数の符号が正である変数が増加した場合、より重度の段階が選択される確率が増加する。主観的健康状態が悪い者や無回答の者は、重度の段階が選択される可能性が高くなった。無回答の係数は、「よくない」よりも大きかった。これは、健康状態が最も悪い者は、質問に回答できないことを反映していると考えられる。健康上の問題で日常生活への影響の有無でも無回答の係数は正で有意であった。表1の記述統計をみると、無回答の割合は、介護保険導入前の

標本の方が高かった。具体的には、主観的健康状態が無回答の割合は、介護保険前の標本が 56.9%であるのに対し、介護保険後では 23.9%であった。健康上の問題で日常生活への影響の有無の無回答の割合もほぼ同様であった。このことは、介護保険導入前の方が、重度者の割合が高い可能性を示唆する。疑似決定係数は、従属変数が「寝たきりか否か」である場合は 0.182、「手助けや見守りを要する者の自立度」の場合は 0.084 で、モデルの適合度は「寝たきりか否か」の方が高かった。

図 3 は、要介護の重症度別の「介護を要する者」の推移である。左の「寝たきりか否か」を要介護の重症度の基準とした場合、介護保険が導入された 2000 年の後、軽度者の割合が増加し、最重度と重度の割合が低下していることが明らかに見て取れる。「手助けや見守りを要する者の自立度」の場合は、「寝たきりか否か」の場合ほど明らかでないが、やはり、軽度者の割合が増加し、最重度と重度の割合が低下している。いずれの結果も介護保険導入後、「介護を要する者」は軽度者の割合が高くなったことを示している。このことは、「国民生活基礎調査」を用いた先行研究は、介護保険の導入による就業促進効果を過大評価している可能性があることを意味する。

(2) 介護保険導入の影響

1) 推定方法

「国民生活基礎調査」では、介護保険前後の質問文の違いにより、「介護を要する者」に該当する者の範囲が異なった。このような場合、通常の DID は適用できない。Botosaru and Gutierrez (2018) は、処置前または処置後の調査でしか実験群と対照群を識別できない繰り返し横断面データで DID を行う手法を提案している。本稿では、彼らの手法を用いて推定を行う。具体的には、実験群と対照群の定義は、介護保険導入後の「介護を要する者」の定義に基づいて行い、介護保険導入前は実験群と対照群が識別できないものとして扱う。Botosaru and Gutierrez (2018) の方法では、実験群と対照群の定義を、処置前の定義に基づいて行うことも可能である。しかし、本稿の場合、処置前の定義を用いると不都合が生じる。この点については、後に詳述する。

対象は、配偶者と離死別した 65 歳以上の親と同居する 40 歳以上 65 歳未満の息子(以下、夫(息子))とその妻(以下、妻(義理の娘))で、世帯員のうち高齢者は 1 名である⁹。分析は、夫(息子)と妻(義理の娘)でそれぞれ別々に行う。彼らは主介護者である場合もあるが、そうでない場合もある。主介護者でない場合は、実際に介護を担っているか否かに関する情報は得られない。実験群は親/義親が介護を要する者、対照群は親/義親が介護を要しない者である。このように対象を定義した理由は、以下の 3 つである。

1. Botosaru and Gutierrez (2018) の方法が適用しやすい

⁹ 子と同居する高齢者のうち、息子夫婦と同居する者の割合は年々減少している。しかし、介護保険導入直後の 2001 年の時点では、子と同居する要介護高齢者の 59.7%が息子夫婦と同居している。

本稿の実験群は主介護者に限定せず、同居高齢世帯員を1名に限定している。こうすることで、Botosaru and Gutierrez (2018)の方法が適用しやすくなる。この点に関する具体的な説明は、脚注10で述べている。

2. 世帯形態を限定することで処置前後での群間の等質性を向上させる

横断面データで DID を行う場合、処置前後で対象者が等質という条件が満たされなければならない(Lee and Kang, 2006)。本稿では、回帰分析の説明変数の他、世帯形態を限定することで処置前後での群間の等質性を向上させる。

3. Sugawara and Nakamura (2014) との比較

Sugawara and Nakamura (2014)の分析対象は、65歳以上の義親と同居する65歳未満の息子の妻である。Sugawara and Nakamura (2014)は、主介護者ではなく同居者を対象としている点で、Tamiya et al. (2011)、Fu et al. (2017)より、本稿に近い。彼らの同居高齢親は離死別した者に限定されないものの、彼らと対象の定義を近づけることで、結果の比較可能性を高める。

以下では本稿の文脈で Botosaru and Gutierrez (2018)の手法について説明する。

i は個人で、高齢の親と同居する息子またはその妻である。 t は0または1をとり、0は介護保険導入前、1は導入後の期間をあらわすものとする。そして、ある個人が観察される期間をあらわす指示変数 T_i を以下のように定義する。

$$T_i = \begin{cases} 1 & \text{個人}i\text{が}t = 1\text{に観察される場合} \\ 0 & \text{個人}i\text{が}t = 0\text{に観察される場合} \end{cases}$$

D_i は、個人 i が介護を要する親/義親と同居している場合に1、そうでない場合に0を取る変数である。ただし、 D_i は、 $T_i = 1$ である個人についてのみ観察され、 $T_i = 0$ である個人については観察できない。これは処置後である介護保険導入後の調査でしか実験群と対照群を識別できないことに対応する。処置効果の推定には、 D_i と相関し、処置前も後も観察できる変数 Z_{it} が必要である。Botosaru and Gutierrez (2018)に倣い、本稿でもこの変数を「代理変数」と呼ぶ。 Z_{it} は、介護を要する者に該当するか否かに影響すると考えられる同居高齢者の個人属性で、性別、年齢、配偶関係、主観的健康状態、健康上の問題による日常生活への影響の有無である。

まず、 $T_i = 1$ のすべての個人について、彼らが介護を要する高齢者と同居する傾向スコアを以下のようにあらわす。以下、記載の簡素化のため、 Z_{it} 以外の説明変数(調整変数 X_{it})は省略している。

$$E(D_i | Z_{i1} = z, T_i = 1) = e(z, r) \quad (3)$$

r はプロビット・モデルによって推定するパラメーターである。傾向スコアは、以下の(a)、

(b)からなる定常性の仮定を満たす必要がある。

仮定 1. 傾向スコアの定常性

(a) $Z_0 = Z_1 \equiv Z$;

(b) for all $z \in Z$: $P(D = 1|Z_0 = z) = P(D = 1|Z_1 = z)$

(a)は、代理変数のサポートが期間を通じて同じであることを意味する。(b)は、代理変数が傾向スコアに与える影響が期間を通じて一定であることを意味する。傾向スコアの定常性の仮定により、 D_i が観察できる $t=1$ 期の情報から、観察できない $t=0$ 期の傾向スコアを得ることができる¹⁰。

次に、 t 期における個人 i のアウトカム Y_{it} を次のように定式化する。 Y_{it} は、個人 i が就業している場合に 1、そうでない場合に 0 を取る変数である。

$$Y_{it} = \alpha_i + \delta_t + \beta T_i D_i + Z_{it} k + w_{it}, \quad E(w_{it}|t, D_i, Z_{it}) = 0 \quad (4)$$

これは一般的な線型でパラメトリックな DID の定式化である。なお、 β は政策効果をあらわすが、本稿の文脈では ATT ではなく ITT (Intention to treat) である。これは、介護を要する者がいる世帯でもすべての者が介護保険のサービスを使っているわけではないからである。このことは、後の介護保険改正に関する分析や、Tamiya et al. (2011) と Ofek-Shanny et al. (2022) を除く他の先行研究にも共通する。

定常性の仮定 $E(D_i|Z_{i1} = z, T_i = 0) = e(z, r)$ より、 Y_{it} の条件付き期待値は、以下のようになる。

$$E(Y_{i1}|D_i, Z_{i1}) = \delta_1 + \Psi_1 D_i + Z_{i1} k, \quad \text{if } T_i = 1 \quad (5)$$

$$E(Y_{i0}|Z_{i0}) = \delta_0 + \Psi_0 e(Z_{i0}, \gamma) + Z_{i0} k, \quad \text{if } T_i = 0 \quad (6)$$

ここで $\Psi_0 \equiv [E(\alpha_i|D_i = 1) - E(\alpha_i|D_i = 0)]$ 、

$\Psi_1 \equiv E(\beta|D_i = 1) + [E(\alpha_i|D_i = 1) - E(\alpha_i|D_i = 0)]$ である。 k は推定によって得られるパラメ

¹⁰ 本稿では実験群を主介護者に限定していない。主介護者に限定すると、傾向スコアは主介護者となる確率となる。その場合、傾向スコアの推定では、主介護者との比較対象として、介護が不要な高齢者の同居者だけでなく、要介護高齢者と同居する主介護者以外の者も考慮する必要が生じる。これにより、分析が複雑になるだけでなく、傾向スコアの予測値の適合度が落ちる。後に述べるように傾向スコアの適合度が落ちると、政策効果の推定結果に偏りが生じる。対象世帯を同居高齢者が 1 名に限定した理由は、以下の通りである。代理変数は、高齢者の健康指標である。高齢者が複数いても、健康指標が一種類であれば、健康状態が最も悪い者の指標を用いればよい。しかし、代理変数は複数の種類の健康指標を含むため、高齢者が複数の場合、変数の扱いが難しくなる。

一ターであるが、時間を通じて一定でなければならない。そうでない場合、以下の仮定 2 が満たされず、処置効果と代理変数がアウトカムに与える影響を区別することができない Botosaru and Gutierrez (2018, pp. 82)。

仮定 2. 変化についての除外制約 (Exclusion restriction in changes)

これは以下の式で示されるように、D の値が決まった場合の Y_{it} の期待値の時間を通じた変化に対して、 Z_t は影響しないことを示す。

$$E(Y_1 | D, Z_1 = z) - E(Y_0 | D, Z_0 = z) = E(Y_1 | D) - E(Y_0 | D) \quad (7)$$

上記の仮定は、水準ではなく変化に関するものなので、代理変数に課される通常の仮定よりも緩い (Wooldridge, 2010)。そのため、代理変数は、アウトカムに対する影響が時間を通じて一定である限り、アウトカムに直接影響を与えることができる。本稿の文脈で例示すると、要介護高齢者と同居する者のうち、高齢者の主観的健康度が「悪い」場合と「普通」の場合とでは、同居者の就業率の時系列推移は同じでなければならない。しかし、この仮定は、高齢者の健康度がより悪い世帯の方が、同居者の就業率が常に低くなることを許容する¹¹。

推定手順は、まず (3) 式をプロビット・モデルで推定し、その結果をもとに介護保険導入前の時期の個人の傾向スコアの予測値を求める。次に、求めた予測値を (6) 式に当てはめ、(5) 式と (6) 式を線形確率モデルで推定する^{12,13}。予測値を説明変数に含むので、標準誤差の計算はブートストラップ法で行う¹⁴。(4)～(6) 式では、政策効果 (β) は、処置後一定としている。しかし、実際の推定式では、政策効果は、基準年を 1998 年とし、1995 年、2001 年、

¹¹ 本稿では、通常の DID と同様、調整変数の係数は時間を通じて一定と仮定している。ただし、代理変数と異なり、アウトカムを従属変数とする回帰分析において、調整変数の係数は時間によって異なってもかまわない (Botosaru and Gutierrez, 2018, pp. 80)。この場合、調整変数を X 、その係数を Π とすると、政策効果は $\beta + (\Pi_1 - \Pi_0 X_i)$ となる (Lechner 2010, 192-194)。

¹² Hamermesh et al. (2017) は、Botosaru and Gutierrez (2018) と類似の方法で、労働時間規制の強化が、労働者の幸福度に与える影響を推定している。彼らの横断面データでは、処置前の期間しか実験群と対照群を識別できない。彼らと Botosaru and Gutierrez (2018) の違いは、処置後だけでなく処置前の期間でも、アウトカムを従属変数とする推定式の説明変数として、傾向スコアの予測値を用いていることである。これは、彼らのデータでは、傾向スコアが得られるデータとアウトカムが得られるデータが異なることによる。

¹³ 従属変数が 2 値の離散変数である場合、プロビット・モデルやロジット・モデルの方が当てはまりがよい。しかし、非線形モデルで DID を行う場合、平行トレンドの仮定が満たされるには、実験群と対照群の観察できないグループ固有効果が同じでなければならない (Lechner, 2010)。この強い仮定を課すことは、観察できないグループ固有効果を制御するという DID を用いる動機を損なってしまう。

¹⁴ Botosaru and Gutierrez (2018) は、彼らの提案した手法を用いて、ペルーの条件付き現金給付の効果を推定している。推定は GMM で行っている。筆者も GMM での推定を試みたが、目的関数が収束しなかった。

2004年のそれぞれについて、 β と年ダミーとの交差項を用いることで、 β が年によって異なる可能性を考慮する。図4は、代表的な在宅サービスである訪問介護と通所介護の利用率の推移を示している。介護保険導入後、利用率は2004年頃まで年を追うごとに増加している。本稿が推定する政策効果はITTなので、介護保険に就業促進効果があるとするれば、それは導入から間もない2001年と2004年では異なる可能性が高い。また、介護保険導入後と比べると、導入前の利用率は低いものの、導入前から介護サービスの利用は増加している。たとえば、1997年から1998年にかけて、訪問介護と通所介護の利用率はいずれも約15%増加している。これは、1989年に政府が策定した「高齢者保健福祉推進十か年計画(ゴールドプラン)」により、税を財源とした措置制度のもとでも介護サービスの供給増加がはかられてきたからである¹⁵。したがって、介護サービスに家族介護者の就業促進効果がある場合、介護保険導入前の期間で、実験群(要介護世帯)と対照群(非要介護世帯)の間で、平行トレンドが成立していない可能性がある。1995年の政策効果を推定するのは、平行トレンドの仮定を検証するプラセボテストが目的である¹⁶。

2) 仮定の検証方法

仮定1. 傾向スコアの定常性

傾向スコアが処置前後を通じて不変であるという傾向スコアの定常性の仮定を検証することは不可能である。Botosaru and Gutierrez(2018)は、仮定のもっともらしさを調べるため、処置後の各期間についてそれぞれ傾向スコアを推定し、プロビット・モデルの係数が年によって不変であるかを調べることを提案している。定常性の仮定が成立するならば係数は不変である。これは処置前の期間を対象に平行トレンドの仮定を検証するプラセボテストと同様のロジックである。本稿では彼らの方法を採用する。具体的には、介護保険導入後の2001年と2004年の標本を用いて、(3)式のプロビット・モデルに2004年ダミーと全ての説明変数との交差項を加えたモデルを推定し、交差項が0という帰無仮説を検証する。

仮定2. 変化についての除外制約(Exclusion restriction in changes)

この仮定についてもそのもっともらしさを調べるため、Botosaru and Gutierrez(2018)は、以下のような手法を提案している。定常性の仮定の検証と同様、処置の有無と代理変数について条件づけられたアウトカム期待値を、処置後の各年について計算することができる。これは、以下の式に相当する。

¹⁵ 厚生労働省(2000)によると、ゴールドプランが始まった1989年から1999年にかけて、訪問介護の利用率は41.5から166.1へと300%の増加、通所介護は15.8から200.4へと1,168%増加している。

¹⁶ 本稿では平行トレンドの検証を処置前の2時点で行っていない。しかし、より過去のデータを用いて観測時点を増やして検証することも可能である。ただし、「国民生活基礎調査」は3年に一度の調査であることから、例えば1992年のデータは、介護保険導入時点(2000年)から10年近くも前となる。介護保険導入時点から過去に遠ざかるほど、傾向スコアの定常性の仮定を満たすのが難しくなる。

$$E(Y_{it}|D_i, Z_i) = \delta_t + \Psi_t D_i + Z_i k_t \quad (8)$$

ここで t は処置後の年をあらわす。仮定 2 に関する検証可能な帰無仮説は、 $H_0: k_t = k_{t+j}$ である。仮定 2 の検証でも彼らの方法を採用する。具体的には、介護保険導入後の 2001 年と 2004 年の標本を用いて、(8) 式に 2004 年ダミーと代理変数の交差項を加えた式を推定し、交差項の係数が 0 という帰無仮説を検証する。

なお、上記の (4)～(8) 式の推定では、調整変数 X として、夫(息子)または妻(義理の娘)の属性として年齢、年齢の 2 乗/100、60 歳以上ダミー、18 歳未満の子、通院の有無、主観的健康度(4 段階)、持ち家の有無、三世帯世帯、世帯人員数、月間世帯支出額(対数)を加えている。60 歳以上ダミーは、Sugawara and Nakamura (2014) に倣い、定年年齢に到達していることの影響を捉えるために用いた。

Botosaru and Gutierrez (2018) の方法は、処置前または処置後のデータでしか、実験群と対照群を識別できない場合に適用する方法である。本稿の場合、処置後と処置前で定義が異なるものの、いずれの期間でも「介護を要する者」を定義できる。しかし、本稿では、介護保険導入後の定義を用いる。これは、介護保険前の定義に基づくと、介護保険後に介護サービスを受けている者のかなりの部分が対照群に分類されてしまうからである。既述のように、介護保険導入前後で調査票の質問文が変わったことで、「介護を要する者」の数は 2 倍以上に増加した。介護保険のサービスを受けるには要介護認定を受け、要介護認定者にならなければならない。介護保険が身近なものとなるにつれ、介護保険サービスの利用希望者が増加した。それにより、介護保険導入後の基準に基づく「介護を要する者」に占める要介護認定者の割合は、2001 年の 66.8% から 2004 年の 78.1% となった¹⁷。2004 年の割合に基づくと、介護保険導入前の基準で「介護を要する者」を定義した場合、約 3 分の 1 の要介護認定者が対照群に分類されてしまうことになる¹⁸。

3) 結果と解釈

表 3 は、分析に必要な変数に欠損値が無い標本の記述統計である。標本数は、夫(息子)44,691、妻(義理の娘)44,698 であった。表には示していないが、介護保険導入後の要介護世帯の標本において主介護者である割合は、夫(息子)14.7%、妻(義理の娘)73.9%であった¹⁹。

表 4 は推定結果である。介護保険導入後の 2001 年と 2004 年と介護を要する高齢者との

¹⁷ 表には示していないが、この増加は、介護の重症度に関係なく観察される。

¹⁸ 介護保険導入前と後の基準で「介護を要する者」を定義した数をそれぞれ 1、2 とすると、要介護認定者数は $1.56(=2*0.78)$ である。

¹⁹ 両者を合わせて 100% とならない主要な理由は、要介護者の主介護者が介護事業者など、世帯員外の者であることが理由である。要介護者の主介護者が同居世帯員である標本に限定すると、主介護者である割合は夫 16.4%、妻 82.0% となり合計 98.5% となる。

同居の交差項は、夫(息子)も妻(義理の娘)も有意でなかった。これは、介護保険によって介護と就業の関係に変化が無かったことを示唆する。夫(息子)については、1995年の係数が10%水準で有意であり、平行トレンドの仮定が崩れている可能性がある。しかし、そもそも夫(息子)の要介護高齢者同居ダミーは有意でない。そのため政策効果の係数に偏りがあつたとしても介護保険導入による就業促進効果があつたとは思えない。これは、夫(息子)の大半が主介護者でないことから、介護は妻(義理の娘)任せにして、介護への関りが少ないことを反映しているのかもしれない。

表4の下段には、推定結果の妥当性を調べた結果を示している。まず、第一段階で推定したプロビット・モデルの従属変数である要介護ダミーとモデルの推定結果から計算した傾向スコアの相関係数は、夫(息子)0.540、妻(義理の娘)0.541であり、いずれも高い値を示した。Botosaru and Gutierrez(2018)は、オンラインの補論で、処置ダミーと傾向スコアの相関係数の大きさが異なるデータをシミュレーションで作成し、相関係数と政策評価の推定値の関係を調べている。それによると、相関が低くなるほど政策評価の推定値の偏りが大きくなるが、相関係数が0.3程度でも良好な推定結果が得られることを示している。

傾向スコアの定常性の仮定の検証結果は、夫(息子)も妻(義理の娘)も交差項の係数が0という帰無仮説が1%水準で棄却され、仮定が成立していないことを示した。そこで、仮定が満たされないことによる推定結果の偏りを調べるために感度分析を行った。感度分析では、2001年または2004年のデータのみを用いて傾向スコアを推定し、それをもとに政策効果を推定した。結果は論文末の補論の表A.1に示しているが、夫(息子)も妻(義理の娘)も全くと言ってよいほど変わらなかった。このことから、本稿の推定結果において、定常性の仮定が棄却されたことによる偏りは極めて小さいと考えられる。変化についての除外制約の仮定の検証結果は、夫(息子)も妻(義理の娘)も交差項が0であるという帰無仮説を棄却できず、この仮定が成立していないという証拠は見つからなかった。

以上より、「国民生活基礎調査」を用いた先行研究において観察された介護保険導入による就業促進効果は、介護保険導入前後の介護に関する質問票の変更によって、「介護を要する者」に占める軽度者の割合が増えたことによってもたらされたものと考えられる。

5. 2006年度の介護保険改革の影響

(1) 方法

制度改革の影響を受ける実験群と影響を受けない対照群の定義は、Fu et al. (2017)と同様である。実験群は、介護保険法改革前は要支援、改革後は要支援1の主介護者である。対照群は、影響を受けない要介護2から5の主介護者である。複数の者を介護している者は、実験群と対照群の双方の基準を満たすケースがあるため、分析対象から除外している。改革前の要介護1の者のうち、改革後の要支援2に相当する者は制度改革の影響を受けるが、改革後に要介護1に相当する者は影響を受けない。しかし、改革前の時点において両者を識別する情報は得られないので分析対象外とした。実験群である要支援/要支援1は最も障害

が軽いランクであり、日常生活上の基本動作については、ほぼ自分で行うことができる。分析対象期間は、Fu et al. (2017)と同様、2001年から2013年とした。

横断面データを用いて、PDM-DIDを行う場合、処置後の実験群を他の3群(処置前の実験群・処置後の対照群・処置前の対照群)とそれぞれマッチングする必要がある(Blundell and Dias, 2009)。これは処置を受けた群が処置後の実験群であることに加え、横断面データを用いていることから、処置前後の群間の等質性を確保するためである。処置効果は、以下の式であらわされる。

$$\hat{\beta} = \frac{1}{N_{Tr1}} \sum_{i \in Tr_1} \{ [Y_{i1} - \sum_{j \in Tr_0} \tilde{w}_{ij0}^{Tr} Y_{j0}] - [\sum_{j \in C_1} \tilde{w}_{ij1}^C Y_{j1} - \sum_{j \in C_0} \tilde{w}_{ij0}^C Y_{j0}] \} \quad (9)$$

ここで (Tr_0, Tr_1, C_0, C_1) は、処置前(0)と処置後(1)の実験群(Tr)と対照群(C)をさす。 \tilde{w}_{ijt}^G は、処置後の実験群に属する個人と比較する場合に、グループ $G(=Tr \text{ or } C)$ の期間 $t(=0 \text{ or } 1)$ における個人 j に対して付与される重みである。 N_{Tr1} は、処置後の実験群に属する者の数である。具体的な推定方法は、以下の通りである。

まず、(処置後の実験群 vs. 処置前の実験群)、(処置後の実験群 vs. 処置後の対照群)、(処置後の実験群 vs. 処置前の対照群)の3つのペアについて、それぞれのペアに属する者が処置後の実験群となる確率を、プロビット・モデルで推定する。説明変数は、Fu et al. (2017)との比較可能性を高めるため、ほぼ同じものを用いている。具体的には、主介護者の年齢、配偶関係、介護を要する者との続柄、主観的健康度、通院の有無、三世帯世帯、世帯人員数、介護を要する者の日常生活の自立度である。介護を要する者との続柄は、Fu et al. (2017)では用いられていないが、続柄によって介護への義務感が異なることで介護時間に差が出るなどの理由で、続柄によって就業への影響が異なる可能性があるのではないかと考え、採用した。よく知られていることであるが、女性介護者に占める義理の娘(嫁)の割合は、近年になるほど減少していることから、この変数の影響を調整することには意味があるだろう。

次に、プロビット・モデルから得られた傾向スコアをもとに各ペアについて、カーネル・マッチングを行う。このとき、共通サポート条件を課す。処置後の実験群以外の群をそれぞれ「対照群」と呼ぶと、上記3つの各ペアについて、最大の傾向スコアをもつ「対照群」よりも傾向スコアが高い処置後の実験群、および最小の傾向スコアをもつ「対照群」よりも傾向スコアが低い処置後の実験群をサンプルから除く。カーネル・マッチングでは、処置後の実験群に属する個人を「対照群」の加重平均とマッチする。この加重関数が \tilde{w}_{ijt}^G である。本稿では \tilde{w}_{ijt}^G の計算にあたって、Epanechnikovカーネル関数を用い、バンド幅は0.06とおく

²⁰。

²⁰ 本稿の推定プログラムは、Stataで作成している。カーネル・ウェイトのコードは、Leuven and Siansei(2003)による psmatch2 をもとに作成した。

処置効果は(9)式で得られる。しかし、本稿では、幾つかの先行研究(例えば、Fukahori, 2015)と同様、マッチングしたデータで以下の標準的な DID の回帰式を推定する。

$$Y_{it} = \alpha_i + \delta_t + \beta T_i D_i + u_{it}, \quad (10)$$

推定式には、マッチングに用いた変数を調整変数として加える。傾向スコアは共変量のもつ情報を1次元に要約していることから、調整されない部分が生じうる。そのため、マッチングにより脱落変数バイアスが無い場合でも、共変量を含んだ回帰を行い誤差項の分散を下げれば検定の検出力が上がる。このアプローチは、アウトカムと共変量の関係を特定するという欠点はあるものの、介護保険改革の分析では、対象者が要介護認定区分の情報が得られる介護票の対象世帯員の主介護者に限定されるので、介護保険導入の分析と比べると標本数が大幅に少なくなる。そのため、本稿の場合、利点の方が大きいと判断した。

実験群である要支援/要支援1は最も軽度であり、重度者とは家族介護者や世帯属性が大きく異なる可能性がある。そのため、たとえ観察できる属性がマッチしたとしても、観察できない交絡要因により、推定の精度が低い可能性がある。そこで、推定の頑健性を確認するため、Fu et al. (2017)と同様、対照群を要介護2-3に限定した推定も行う。

(3) 結果と考察

分析に必要な変数に欠損値がなかった標本数は男性2,195、女性6,392であった。図5は、就業率の推移である。男性については、実験群と対照群の就業率はほぼ同水準で推移していた。女性については、実験群の方が高い水準で推移していたが、2013年に急落し、僅かではあるが対照群より低くなった。改革時期を境に実験群と対照群の推移の差に顕著な変化は見られなかった。表5.1と5.2は、マッチング前後の処置後の実験群と他の3群(処置後対照群、処置前実験群、処置前対照群)の属性の平均値とその標準化誤差である。男女ともマッチングによって、属性差は大きく改善した。ただし、男性では、マッチング後も標準化誤差が10%を超える属性が、処置後・実験群 vs. 処置後・対照群で2つ、処置後・実験群 vs. 処置前実験群で1つ残った。しかし、女性では、マッチング後はすべての属性で10%未満となった。

表6.1と6.2は推定結果である。男女とも政策効果の符号は負であるものの有意でなく、介護保険改正による就業率の抑制効果はみられなかった。表の下段には、対照群を要介護2-3に限定した感度分析の結果も掲載しているが、結果はほとんど変わらなかった。図5では、女性の実験群の就業率が、2013年に急落したことを示した。急落の理由は不明であるが、2006年度の介護保険改革の効果は、期間が経つほどその効果が大きくなる理由は考えられない。そこで、表の下段には、分析対象期間から2013年を外した結果も示している。女性の政策効果の係数の大きさは、全期間を対象とした場合の-0.060から-0.023へと大きく低下し、p値は0.169から0.636へと大幅に増加した。Fu et al. (2017)は、改革により、女性の家族介護者の就業率が7.7%ポイント低下したことを報告している。しかし、本稿とFu

et al. (2017)では推定方法が異なるものの、2013年のデータを除けば、Fu et al. (2017)の推定方法でも就業抑制効果は見られないように思われる²¹。就業抑制効果がみられなかった理由として、実験群である要支援1が軽症であることが考えられる。要支援1は、掃除や買い物などの手段的日常生活動作で支援を要するものの、日常生活上の基本動作については、ほぼ自分で行うことが可能である。介護サービスの利用抑制に対し、家族介護者は仕事の無い休日にそれらを行うことで対処した可能性が考えられる。

6. 結語

日本では2000年に介護保険が導入され、介護サービスの供給が大幅に拡大された。高齢化が世界で最も進んだ日本における大きな制度改革の経験は、他国の政策当局にとっても貴重であろう。そして、日本では、この自然実験を利用して、介護サービスが家族介護者の就業に与える影響を分析した研究が世界で最も多く行われてきた。しかし、研究によって結果が異なり、その理由についてこれまで全く考察が行われてこなかった。就業促進効果を見出した研究の大半は「国民生活基礎調査」を用いていた。本研究の結果は、同調査では、介護保険前後の質問文の変更により、介護保険前に比べて、「介護を要する者」に占める軽度者の割合が増加したことを示した。また、質問文の変更を考慮した推定結果は、家族介護者の就業を促進しなかったことを示した。これらの結果は、「国民生活基礎調査」を用いた先行研究で見いだされた介護保険導入による就業促進効果は、介護保険導入前後の介護に関する質問票の変更によって、「介護を要する者」に占める軽度者の割合が増えたことによってもたらされたことを示唆している。

2006年の介護保険改革は、制度導入後に行われてきた改革の中で最も大規模なものであるとともに、給付の増加を抑制するという点で、介護保険の導入と正反対の性格を持つ。この改革が家族就業者の就業に与えた影響の分析は、これまでFu et al. (2017)によってしか行われてこなかった。本稿の第二の貢献は、Fu et al. (2017)の推定方法の問題点を指摘するとともに、より適切な推定方法で、改革が家族介護者の就業を抑制した証拠はないことを明かにしたことである。

謝辞

本稿は科学研究費補助金(課題番号: 21K01540)を受けて行われた。本稿の作成あたって、Rong Fu(早稲田大学)、熊谷成将(西南学院大学)、谷垣静子(岡山大学)から、貴重なコメントを頂いたことに対して感謝申し上げます。

参考文献

沖藤典子(2008)「介護報酬改定について 住み慣れた我が家で人生を全うするために」『社

²¹ 論文末の補論で述べているように、Fu et al. (2017)のデータ作成や分析手法には不明瞭な箇所が多く、Fu et al. (2017)の追試は行えていない。

- 会保障審議会介護保険給付費分科会(第56回)・委員提出資料』
<https://mitte-x-img.istsw.jp/roushikyo/file/attachment/302401/8.pdf>
- 厚生労働省(2000)「平成11年版 老人保健福祉利用状況地図(老人保健福祉マップ)の概要について」
[https://www.wam.go.jp/wamappl/bb14gs50.nsf/0/49256fe9001ace7b492569ac0009d61a/\\$FILE/shiryoul.pdf](https://www.wam.go.jp/wamappl/bb14gs50.nsf/0/49256fe9001ace7b492569ac0009d61a/$FILE/shiryoul.pdf)
- 酒井正・佐藤一磨(2007)「介護が高齢者の就業・退職決定に及ぼす影響」『日本経済研究』No. 56, 1-22.
- 中村二郎・菅原慎矢(2017)「第5章 介護保険利用者から見た要介護者の実態」『日本の介護—経済分析に基づく実態把握と政策評価』, 107-131, 有斐閣.
- 藤崎宏子(2009)「介護保険制度と介護の「社会化」「再家族化」」『福祉社会学研究』6巻, 41-57.
- Ando, M., Furuichi, M., Kaneko, Y., 2021. Does universal long-term care insurance boosts female labor force participation? Macro-level evidence. *IZA J. Labor Policy* 11:4.
- Bauer, J.M., Sousa-Poza, A., 2015. Impacts of informal caregiving on caregiver employment, health, and family. *J. Popul Ageing*, 8(3), 113-145.
- Blundell, R., Dias, M.C., 2009. Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics. *J. Hum. Resour.* 44(3), 565-640.
- Botosaru, I., Gutierrez, F.H., 2018. Difference-in-differences when the treatment status is observed in only one period. *J. Appl. Econom.* 33, 73-90.
- Campbell, J.C., Ikegami, N., 2000. Long-term care insurance comes to Japan. *Health Affairs* 19, 26-39.
- Campbell, J.C., Ikegami, N., Gibson, M.J., 2010. Lessons from public long-term insurance in Germany and Japan. *Health Affairs* 29, 87-95.
- Colombo, F., Llana-Nozal, A., Mercier, J., Tjadens, F., 2011. Help wanted?: Providing and paying for long-term care. Paris: OECD health policy studies OECD Publishing.
- Fu, R., Noguchi, H., Kawamura, A., Takahashi, H., Tamiya, N., 2017. Spillover effect of Japanese long-term care insurance as an employment promotion policy for family caregivers. *J. Health Econ.* 56, 103-12.
- Fukahori, R., Sakai, T., Sato, K., 2015. The effects of incidence of care needs in households on employment, subjective health, and life satisfaction among middle-aged family members. *Scott. J. Political Econ.* 62, 518-45.
- Geyer, J., Korfhage, T., 2015. Long-term care insurance and carers' labor supply—A structural model. *Health Econ.* 24, 1178-91.

- Geyer, J., Korfhage, T., 2018. Labor supply effects of long-term care reform in Germany. *Health Econ.* 27, 1328-39.
- Hamermesh, D.S., Kawaguchi, D., Lee, J., 2017. Does labor legislation benefit workers? Well-being after an hours reduction. *J. Jpn. Int. Econ.* 44, 1-12.
- Hollingsworth, B., Ohinata, A., Picchio, M., Walker, I., 2022. The impacts of free universal elderly care on the supply of informal care and labour supply. *Oxf. Bull. Econ. Stat.* 84(4), 0305-9049.
- Lechner, M. 2010. The estimation of casual effects by difference-in-difference methods. *Foundations and Trends in Econometrics* 4(3), 165-224.
- Lee, M.-J., Kang, C., 2006. Identification for difference in differences with cross-section and panel data. *Econ. Lett.* 92, 270-76.
- Lilly, M.B., Laporte, A., Coyte, P.C., 2007. 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 Q.* 85(4), 641-690.
- Kondo, A., 2017. Availability of long-term care facilities and middle-aged people's labor supply in Japan. *Asian Econ. Policy Rev.* 12, 95-112.
- Leuven, S., Sianesi, B., 2003. PSMATCH2: Stata module to perform full mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing *Statistical Software Components* S432001.
- Løken, K.V., Lundberg, S., Riise, J., 2017. Lifting the burden formal care of the elderly and labor supply of adult children. *J. Hum. Resour.* 52, 247-71.
- McKnight, R. 2006. Home care reimbursement, long-term care utilization, and health outcomes. *J. Public Econ.* 90, 293-323.
- Miyawaki, A., Kobayashi, Y., Noguchi, H., Watanabe, T., Takahashi, H., Tamiya, N., 2020. Effect of reduced formal care availability on formal/informal care patterns and caregiver health: a quasi-experimental study using the Japanese long-term care insurance reform. *BMC Geriatrics* 20:207.
- Ofek-Shanny, Y., Strulov-Shlain, A., Zeltzer, D., 2022. The effects of subsidized home-based long-term care on elder's health and their children labor supply. *Mimeo.*
- Orsini, C., 2010. Changing the way the elderly live: Evidence from the home health care market in the United States. *J. Public Econ.* 94, 142-152.
- Shimizutani, S., Suzuki, W., Noguchi, H., 2008. The socialization of at-home elderly care and female labor market participation: Micro-level evidence from Japan. *Jpn. World Econ.* 20, 82-96.

- Sugawara, S., Nakamura, J., 2014. Can formal elderly care stimulate female labor supply? The Japanese experience. *J. Jpn. Int. Econ.* 34, 98-115.
- Tamiya, N., Noguchi, H., Nishi, A., Reich, M.R., Ikegami, N., Hashimoto, H., et al., 2011. Population aging and wellbeing: lessons from Japan's long-term care insurance policy. *Lancet* 378, 1183-92.
- Villa, J.M., 2016. diff: Simplifying the estimation of difference-in-differences treatment effects. *Stata J.* 16, 52-71.
- Wooldridge, J.M., 2010. *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press, Cambridge.

補論

Fu et al. (2017)に掲載された標本数や記述統計には不可解な点が散見され、方法論の記述にも曖昧な点があり、結果の再現性や信頼性に問題がある。ここでは、その点について詳述する。

(1) Fu et al. (2017)の標本の再現方法

「国民生活基礎調査」では、介護が必要な者に対して、同居する主介護者がいる場合は、その世帯員番号を尋ねている。Fu et al. (2017)は、その世帯員番号をもとに主介護者と介護が必要な者をマッチングしており、分析単位となる主介護者の情報には、マッチした介護が必要な者の情報も含む。この手法では、同一世帯内に複数の介護が必要な者がいて、彼らの主介護者が同一人物である場合は、同一の主介護者の標本が複数作成されることになる。例えば、介護者Aが要介護者BとCの主介護者である場合、AとBの情報がマッチングされた標本とAとCの情報がマッチングされた標本が作成される。介護保険改革の分析では、Bが要支援、Cが要介護者である場合、同一の介護者Aが実験群と対照群の双方の標本として作成される。本稿の介護保険改革の分析において、同時に二人以上の主介護者となっている標本を除外したのは、このような複数カウントを避けるためである。しかし、Fu et al. (2017)では、このような複数カウント及びその扱いに関する記載が無い。そのため、以下では主介護者の複数カウントを許容して、Fu et al. (2017)の標本の再現を行っている。複数カウントの問題は、介護保険導入の対照群でより深刻となる。介護保険導入の対照群は、介護が必要でない高齢者の同居者であり、介護が必要でない高齢者の方が、必要な高齢者よりも多いからである。例えば、介護が必要でない高齢者A、B、Cの3人からなる世帯では、各個人がダブルカウントされ6人分の標本が生じることになる。Fu et al. (2017)では、介護保険改革の対照群についても複数カウントに関する記載がない。そのため、以下では、主介護者の場合と同様、複数カウントを許容して標本を作成している。

(2) Fu et al. (2017)の男女別の標本の再現

表A.2の上段は、Fu et al. (2017)の表2、表3に掲載されているマッチング前の男女別の標本数である。中断には、著者による再現及びFu et al. (2017)と著者の標本数の比を示

している。それらをみると、介護保険導入の対照群を除いて、両者の標本数はかなり近い値を示し、筆者はFu et al. (2017)の標本の再現に成功しているといえよう。介護保険導入の対照群で筆者の標本数が大幅に多いのは、Fu et al. (2017)と筆者の標本の作成方法が異なることによるものと考えられる。介護保険導入と改革の実験群で著者の標本の方が若干多い理由としては、以下の2つが考えられる。第1に、筆者による再現(B)には、この表の作成に最低限必要な性・年齢・介護以外の変数で欠損値がある者を含んでいることである。また、Fu et al. (2017)が論文に記載していない方法で、主介護者の複数カウントを避けているとすれば、これも著者の標本数が若干多い要因となりうる。表には示していないが、複数の者を介護する主介護者の割合は、介護保険導入で1.8%、介護保険改革で2.5%であった。介護保険改革の対照群で著者の方が僅かに少ない理由は不明である。ただし、表には示していないが、著者の対照群に要介護度不明の者を加えると、実験群とほぼ同程度、Fu et al. (2017)より若干多い値となった。

表A.2の下段は、Fu et al. (2017)が分析で用いた変数に欠損値がある標本を除いた数及び上段の標本数との比である。介護保険導入の実験群では、標本数が上段と比べて6割未満に減少した。介護保険改革については、実験群で約80%、対照群で約75%に減少した。介護保険改革の実験群において特に減少率が高い理由は、実験群の要介護高齢者の主観的健康度の回答率が64.9%と低いからである。特に、介護保険導入前の時期に限定すると、回答率は42.3%と半分に満たない。介護保険導入前の時期の「国民生活基礎調査」では、介護の必要度を尋ねる質問として「寝たきり等の状況」がある。表には示していないが、4段階の選択肢のうち、1番目と2番目に重い「全く寝たきり」及び「ほとんど寝たきり」の者は、主観的健康度の回答者が0であった。Fu et al. (2017)では、欠損値のある標本についての言及が全く無いものの、Fu et al. (2017)の表2、表3に掲載されているマッチングに用いられた標本は、何らかの方法で欠損値を代入しているものと考えられる。なお、本文中にも述べたように、本稿では、回答率が低い高齢者の主観的健康度、日常生活の制限については、無回答を示すダミー変数を作成して用いている。介護を要する者に該当する要因を推定した本稿の表2の結果が示すように、無回答は、介護を要する者に該当する確率を高める要因であり、高齢者が不健康であることを示している。

(3) Fu et al. (2017)の年齢階級別の標本の再現

Fu et al. (2017)では、男女別の分析に加え、男女を区別しない年齢階級別の分析も行っている。表A.3の上段は、Fu et al. (2017)の表2、表3に掲載されているマッチング前の年齢階級別の標本数に加え、表A.1の男女別の標本数の合計、年齢階級別と男女別の標本数の合計の比を示している。それによると、介護保険改革では、年齢階級別と男女別の標本数はほぼ同数であるのに対し、介護保険導入では、年齢階級別の標本数は男女別の87.6%と無視できない差がある。Fu et al. (2017)が、男女別と年齢階級別の分析で用いている変数は同じなので、両者は本来完全に一致するはずである。中断の著者による再現では完全に一致している。介護保険導入では、65歳以上の階級の標本数が筆者より大幅に少ない。表には

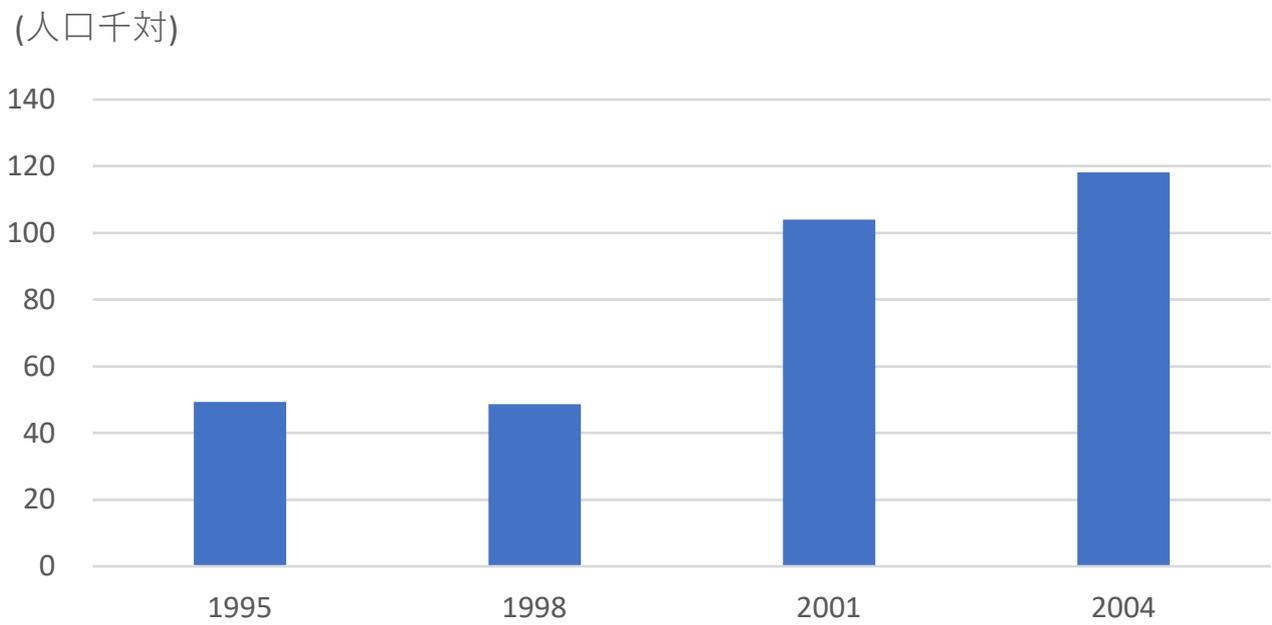
示していないが、Fu et al. (2017)の介護保険導入における65歳以上の割合は14.9%であり、筆者だけでなく「国民生活基礎調査」の公表値ともかけ離れている²²。このことから、Fu et al. (2017)では、年齢階級ダミーの作成でミスが生じていると考えられる。介護保険改革でも著者とFu et al. (2017)の値には齟齬があるが理由は不明である。分析に必要な変数で欠損値が無い標本を示した下段をみると、介護保険導入の65歳以上を除いて、やはり標本数は大幅に減少した。

(4) マッチした標本と推定で用いた標本数の不一致

表A.4は、Fu et al. (2017)の表2に掲載されているマッチした標本数と表5、表6に掲載された推定で用いられた標本数を掲載している。介護保険導入については、男女別、年齢階級別ともマッチした標本数と推定で用いられた標本数が一致している。Fu et al. (2017)は、PSM-DIDを用いているので、この一致は当然のことである。ところが介護保険改革については、推定で用いた標本数がいずれも約1.5倍程多く、その理由や出所が不明である。ここでも先ほどみたのと同様、介護保険導入において、年齢階級別の標本数は、男女別の85.8%と少ない。

²² 著者と「国民生活基礎調査」の主介護者の年齢階級別の値は整合的あることを確認している。

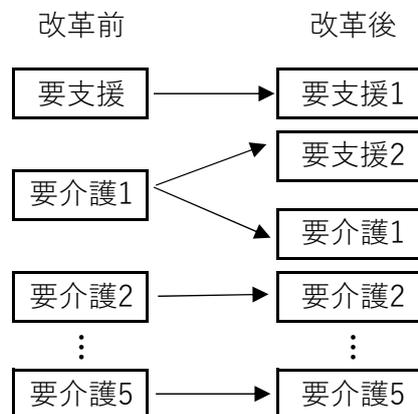
図1 介護を要する者の推移



注) 65歳以上

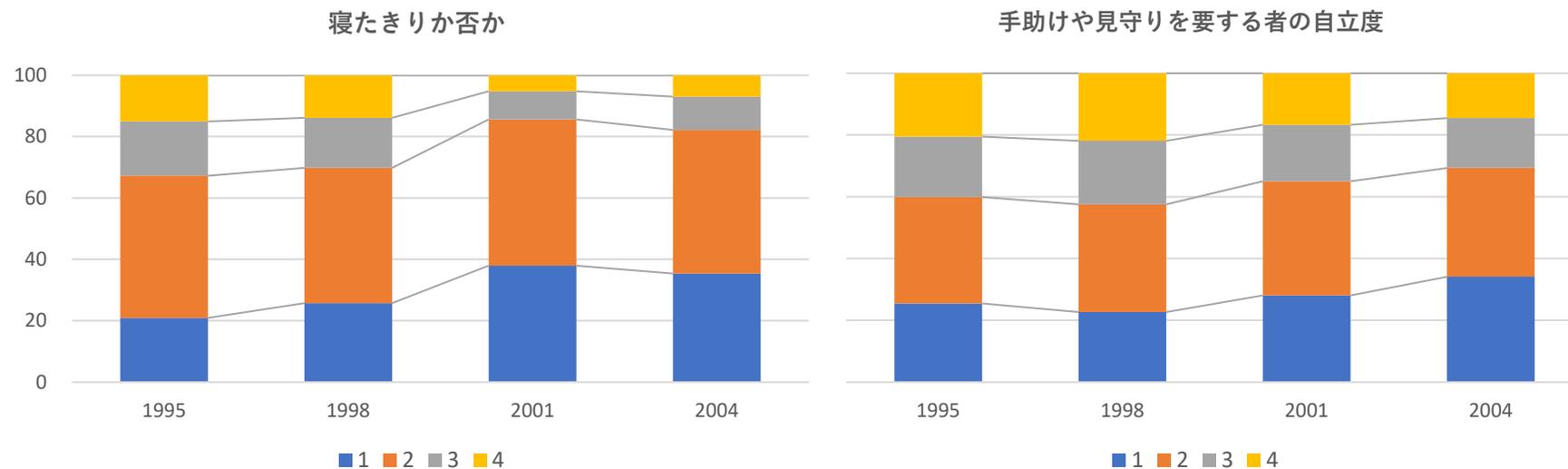
出所: 「国民生活基礎調査」より著者作成

図2 要介護認定区分



改革前の基準で要介護1に相当する者は、改革後は状態の改善可能性が高い者が要支援2、低い者が要介護1に区分されることとなった。

図3 「介護を要する者」の重症度の推移

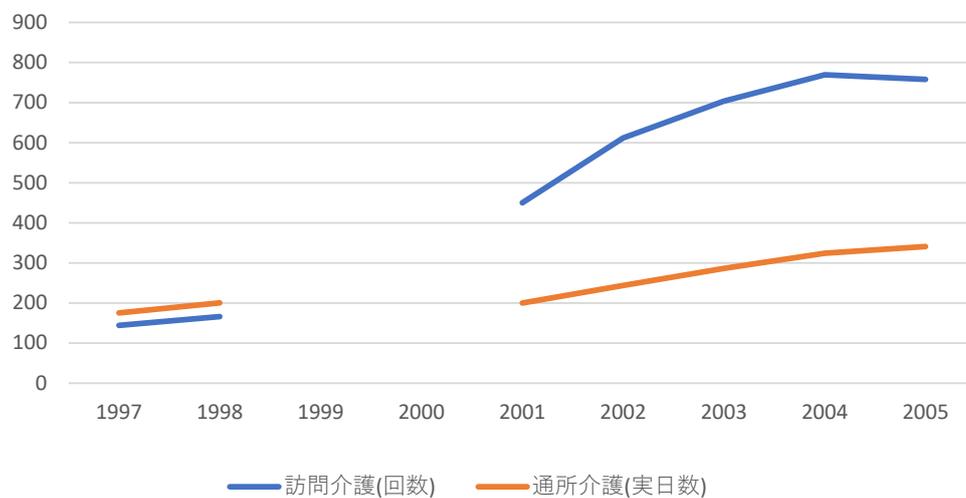


1: その他、2: 寝たり起きたり、3: ほとんど寝たきり、4: 全く寝たきり
2001年と2004年の割合は、順序プロビットモデルの推定結果をもとに求めている。

1: 何らかの障害等を有するが、日常生活はほぼ自立しており独力で外出できる。2: 屋内での生活はおおむね自立しているが、介助なしには外出できない。3: 屋内での生活は何らかの介助を要し、日中もベッド上での生活が主体であるが座位も保つ。4: 1日中ベッド上で過ごし、排せつ、食事、着替えにおいて介助を要する。

1995年と1998年の割合は、順序プロビットモデルの推定結果をもとに求めている。

図4 介護サービス利用率の推移



利用者数は65歳以上人口年間100人当たり。

1999年と2000年はデータが無い。

出所：1997-1998年『老人保健福祉マップ』(厚生労働省)

2001-2005年『介護給費費等実態調査』(厚生労働省)

図5 就業率の推移

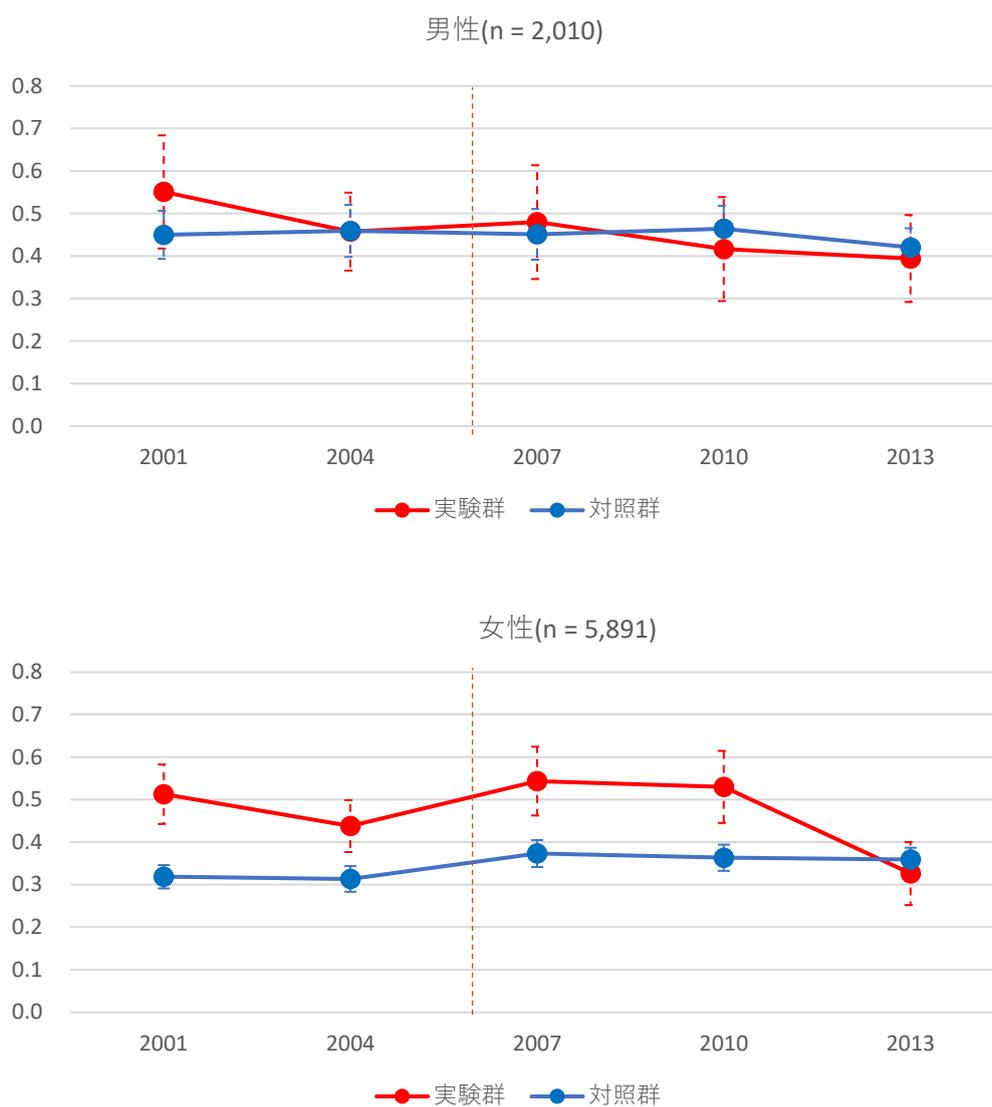


表1 介護が必要な高齢者の属性の記述統計・平均値(標準偏差)

	介護保険導入前	介護保険導入後
従属変数		
寝たきりか否か ^{a)}		
全く寝たきり	0.155 (0.362)	- -
ほとんど寝たきり	0.174 (0.379)	- -
寝たり起きたり	0.452 (0.498)	- -
その他	0.219 (0.414)	- -
手助けや見守りを要する者の自立度 ^{a)}		
1日中ベッド上で過ごし、排せつ、食事、着替えにおいて介助を要する	-	0.163 (0.369)
屋内での生活は何らかの介助を要し、日中もベッド上での生活が主体であるが座位も保つ	-	0.173 (0.378)
屋内での生活はおおむね自立しているが、介助なしには外出できない	-	0.360 (0.480)
何らかの障害等を有するが、日常生活はほぼ自立しており独力で外出できる	-	0.304 (0.460)
説明変数		
男性 ^{a)}	0.394 (0.489)	0.341 (0.474)
年齢	80.511 (8.004)	81.267 (7.738)
年齢の2乗/100	65.46 (12.864)	66.642 (12.552)
配偶関係 ^{a)} : 基準・既婚		
未婚	0.013 (0.113)	0.02 (0.139)
死別	0.511 (0.5)	0.553 (0.497)
離別	0.015 (0.121)	0.024 (0.152)
主観的健康度 ^{a)} : 基準・よい		
まあよい	0.04 (0.195)	0.054 (0.226)
ふつう	0.133 (0.339)	0.214 (0.41)
あまりよくない	0.166 (0.372)	0.311 (0.463)
よくない	0.069 (0.253)	0.158 (0.364)
無回答	0.569 (0.495)	0.239 (0.426)
健康上の問題で日常生活への影響の有無 ^{a)} : 基準・無し		
影響あり	0.331 (0.471)	0.628 (0.483)
無回答	0.569 (0.495)	0.246 (0.43)
持ち家 ^{a)}	0.919 (0.272)	0.899 (0.302)
三世代世帯 ^{a)}	0.455 (0.498)	0.337 (0.473)
世帯人員数	3.876 (1.85)	3.292 (1.785)
月間世帯支出額(対数)	3.205 (0.646)	3.058 (0.779)
観測値数	11,658	25,248

a) 該当の場合に1、非該当の場合に0のダミー変数

表2 介護の重症度の決定要因

従属変数	寝たきりか否か	手助けや見守りを要する者の自立度
	係数	係数
男性 ^{a)}	-0.121*** (0.0337)	-0.0392* (0.0223)
年齢	-0.00675 (0.0325)	-0.264*** (0.0216)
年齢の2乗/100	0.0130 (0.0203)	0.180*** (0.0133)
配偶関係 ^{a)} : 基準・既婚		
未婚	-0.189* (0.114)	-0.153** (0.0698)
死別	-0.136*** (0.0380)	-0.170*** (0.0247)
離別	-0.156 (0.108)	-0.0611 (0.0660)
主観的健康度 ^{a)} : 基準・よい or まあよい		
ふつう	-0.00410 (0.0611)	-0.000666 (0.0374)
あまりよくない	0.154** (0.0631)	0.0638* (0.0376)
よくない	0.275*** (0.0708)	0.725*** (0.0419)
無回答	1.200*** (0.217)	0.870*** (0.0611)
健康上の問題で日常生活への影響の有無 ^{a)} : 基準・無し		
影響あり	0.0153 (0.0510)	0.545*** (0.0317)
無回答	0.619*** (0.215)	0.471*** (0.0575)
持ち家 ^{a)}	0.0389 (0.0488)	-0.0130 (0.0305)
三世代世帯 ^{a)}	-0.0228 (0.0426)	-0.116*** (0.0301)
世帯人員数	0.0289** (0.0116)	0.0829*** (0.00865)
月間世帯支出額(対数)	-0.0112 (0.0228)	0.0911*** (0.0134)
疑似決定係数	0.182	0.084
推定年	1995年・1998年	2001年・2004年
観測値数	11,658	25,248

括弧内は、標準誤差。推定では標本抽出倍率を考慮している。

a) 該当の場合に1、非該当の場合に0のダミー変数

* p<0.10; ** p<0.05; ***p<0.01

表3 介護保険導入の分析で用いる標本の記述統計・平均値(標準偏差)

	夫(息子)	妻(義理の娘)
就労 ^{a)}	0.943 (0.232)	0.680 (0.466)
年齢	52.860 (5.880)	50.040 (5.827)
年齢の2乗/100	28.287 (6.242)	25.379 (5.916)
60歳以上 ^{a)}	0.164 (0.371)	0.064 (0.246)
18歳未満の子あり ^{a)}	0.393 (0.488)	0.394 (0.489)
通院 ^{a)}	0.345 (0.475)	0.323 (0.468)
主観的健康度 ^{a)} : 基準・よい or まあよい ふつう	0.468 (0.499)	0.485 (0.500)
あまりよくない	0.093 (0.290)	0.103 (0.304)
よくない	0.008 (0.088)	0.007 (0.084)
持ち家 ^{a)}	0.976 (0.152)	0.976 (0.152)
三世帯世帯 ^{a)}	0.759 (0.428)	0.759 (0.427)
世帯人員数	4.559 (1.218)	4.562 (1.221)
月間世帯支出額(対数)	3.410 (0.577)	3.410 (0.577)
同居高齢者の属性 年齢	79.394 (6.309)	79.402 (6.308)
男性 ^{a)}	0.140 (0.347)	0.140 (0.347)
主観的健康度 ^{a)} : 基準・よい or まあよい or ふつう あまりよくない	0.190 (0.392)	0.190 (0.392)
よくない	0.0320 (0.177)	0.0320 (0.176)
無回答	0.153 (0.360)	0.151 (0.358)
健康上の問題で日常生活への影響の有無 ^{a)} : 基準・無し 影響あり	0.268 (0.443)	0.269 (0.443)
無回答	0.167 (0.373)	0.165 (0.371)
観測値数	44,691	44,698

a) 該当の場合に1、非該当の場合に0のダミー変数

表4 介護保険制度の導入が就業率に与えた影響

	夫(息子)	妻(義理の娘)
要介護高齢者同居ダミー×2004年ダミー	-0.00395 (0.0205)	-0.0209 (0.0368)
要介護高齢者同居ダミー×2001年ダミー	0.0169 (0.0194)	-0.0245 (0.0359)
要介護高齢者同居傾向スコア×1995年ダミー	0.0377* (0.0209)	-0.0374 (0.0408)
要介護高齢者同居ダミー ¹⁾	-0.0112 (0.0197)	-0.0661* (0.0358)
夫または妻の属性		
年齢	0.0441*** (0.00622)	0.0957*** (0.0116)
年齢の2乗/100	-0.0444*** (0.00620)	-0.101*** (0.0116)
60歳以上 ^{a)}	-0.128*** (0.00997)	-0.0399** (0.0190)
18歳未満の子あり ^{a)}	0.00587* (0.00310)	-0.0319*** (0.00893)
通院 ^{a)}	-0.0163*** (0.00297)	-0.0252*** (0.00686)
主観的健康度 ^{a)} : 基準・よい or まあよい		
ふつう	-0.00527** (0.00262)	-0.0228*** (0.00641)
あまりよくない	-0.0355*** (0.00605)	-0.0506*** (0.0115)
よくない	-0.166*** (0.0272)	-0.177*** (0.0341)
持ち家 ^{a)}	0.00496 (0.00909)	0.0551*** (0.0192)
三世帯世帯 ^{a)}	0.0116*** (0.00450)	-0.00565 (0.00871)
世帯人員数	0.00306* (0.00162)	0.00842** (0.00362)
月間世帯支出額(対数)	0.00783*** (0.00235)	-0.0226*** (0.00511)
同居高齢者の属性(代理変数)		
年齢	-0.000753** (0.000316)	-0.00472*** (0.000706)
男性 ^{a)}	0.00335 (0.00375)	-0.0270*** (0.00867)
主観的健康度 ^{a)} : 基準・よい or まあよい or ふつう		
あまりよくない	-0.00110 (0.00412)	0.0220** (0.00897)

括弧内は、ブートストラップ法で計算した標準誤差。* p<0.10; ** p<0.05; ***p<0.01

a) 該当の場合に1、非該当の場合に0のダミー変数

1) 1995年、1998年の標本については傾向スコア

表4 介護保険制度の導入が就業率に与えた影響(つづき)

	夫(息子)	妻(義理の娘)
よくない	-0.0114 (0.00984)	0.0334* (0.0182)
無回答	-0.0138** (0.00641)	0.00903 (0.0179)
健康上の問題で日常生活への影響の有無 ^{a)} : 基準・無し		
影響あり	-0.00533 (0.00438)	0.00468 (0.00925)
無回答	0.00766 (0.00571)	-0.0152 (0.0175)
1995年 ^{a)}	-0.0923 (0.154)	-1.187*** (0.287)
1998年 ^{a)}	-0.0982 (0.154)	-1.172*** (0.287)
2001年 ^{a)}	-0.0857 (0.154)	-1.122*** (0.288)
2004年 ^{a)}	-0.102 (0.154)	-1.079*** (0.288)
自由度決定済み決定係数	0.950	0.666
観測値数	44,691	44,698
Corr(D, \bar{D})²⁾	0.540	0.541
傾向スコアの定常性の検定結果: χ^2	37.49*** (p値=0.0069)	31.71*** (p値=0.0336)
変化についての除外制約の検定結果: F(7, 19824)	1.29 (p値=0.2496)	1.52 (p値=0.1568)

括弧内は、ブートストラップ法で計算した標準誤差。* p<0.10; ** p<0.05; ***p<0.01

a) 該当の場合に1、非該当の場合に0のダミー変数

1) 1995年、1998年の標本については傾向スコア

2) 第一段階で推定したプロビット・モデルの従属変数である要介護ダミーとモデルの推定結果から計算した傾向スコアの相関係数。

表5.1 マッチング前後の主介護者の属性・男性

	マッチング前			マッチング後			マッチング前			マッチング後			マッチング前			マッチング後		
	処置後	処置後	SD(%)	処置後	処置後	SD(%)	処置後	処置前	SD(%)	処置後	処置前	SD(%)	処置後	処置前	SD(%)	処置後	処置前	SD(%)
	実験群	対照群		実験群	対照群		実験群	実験群		実験群	実験群		実験群	対照群		実験群	対照群	
年齢 ^{a)} : 基準・30-49																		
50-64	0.44	0.40	8.6	0.43	0.44	-1.1	0.44	0.37	15.5 ^a	0.43	0.40	6.5	0.44	0.31	27.0 ^a	0.43	0.40	6.2
65-	0.45	0.52	-14.4 ^a	0.46	0.46	-1.6	0.45	0.49	-9.1	0.46	0.46	-1.6	0.45	0.57	-25.2 ^a	0.46	0.51	-10.2 ^a
配偶関係 ^{a)} : 基準・既婚																		
未婚	0.18	0.18	1.1	0.17	0.16	3.5	0.18	0.15	8.8	0.17	0.21	-8.8	0.18	0.13	14.4 ^a	0.17	0.21	-9.7
死別	0.03	0.03	-2.3	0.03	0.02	5.3	0.03	0.04	-6.7	0.03	0.03	-0.2	0.03	0.04	-4.3	0.03	0.02	7.9
離別	0.08	0.06	10.0 ^a	0.08	0.08	1.5	0.08	0.07	3.5	0.08	0.09	-2.7	0.08	0.05	12.1 ^a	0.08	0.08	0.9
要介護者との続柄 ^{a)} : 基準・夫婦																		
子	0.61	0.59	3.9	0.61	0.56	9.3	0.61	0.57	7.8	0.61	0.60	0.7	0.61	0.49	23.7 ^a	0.61	0.59	3.8
通院	0.57	0.58	-1.7	0.59	0.59	-0.6	0.57	0.55	3.7	0.59	0.49	18.6 ^a	0.57	0.58	-1.1	0.59	0.57	3.4
主観的健康度 ^{a)} : 基準・よい																		
まあよい	0.13	0.13	0.0	0.13	0.09	13.6 ^a	0.13	0.18	-14.5 ^a	0.13	0.12	4.2	0.13	0.17	-11.2 ^a	0.13	0.13	-0.6
ふつう	0.54	0.53	1.0	0.54	0.54	1.1	0.54	0.44	20.2 ^a	0.54	0.52	3.8	0.54	0.45	17.7 ^a	0.54	0.50	9.7
あまりよくない or よくない	0.20	0.23	-7.5	0.20	0.20	1.3	0.20	0.19	2.8	0.20	0.18	6.9	0.20	0.23	-7.0	0.20	0.19	2.9
持ち家 ^{a)}	0.94	0.91	11.3 ^a	0.95	0.93	4.9	0.94	0.95	-6.6	0.95	0.92	11.1 ^a	0.94	0.91	10.8 ^a	0.95	0.93	5.5
三世帯世帯 ^{a)}	0.22	0.27	-9.6	0.23	0.28	-10.2 ^a	0.22	0.30	-18.2 ^a	0.23	0.26	-5.7	0.22	0.28	-13.6 ^a	0.23	0.25	-3
世帯人員数	2.97	3.18	-14.7 ^a	3.00	3.20	-14.1 ^a	2.97	3.22	-16.8 ^a	3.00	3.10	-6.3	2.97	3.29	-21.1 ^a	3.00	3.05	-3.1
月間世帯支出額(対数)	2.89	2.98	-16.1 ^a	2.90	2.91	-0.6	2.89	3.10	-33.8 ^a	2.90	2.95	-7.7	2.89	3.07	-29.0 ^a	2.90	2.94	-6.1
介護を要する者の日常生活の自立 の状況 ^{a)} : 基準・I																		
II	0.40	0.34	12.0 ^a	0.40	0.40	0.0	0.40	0.36	8.4	0.40	0.41	-2.1	0.40	0.33	13.6 ^a	0.40	0.41	-0.7
III-IV	0.05	0.60	-143.2 ^a	0.05	0.07	-3.7	0.05	0.02	18.8 ^a	0.05	0.03	14.7 ^a	0.05	0.59	-141.7 ^a	0.05	0.06	-1.7
観測値数	214	1,061		206	967		214	174		206	169		214	561		206	505	

SD: 標準化誤差。

a) 該当の場合に1、非該当の場合に0のダミー変数

日常生活の自立の状況: I 「何らかの障害等を有するが、日常生活はほぼ自立しており独力で外出できる」、II 「屋内での生活はおおむね自立しているが、介助なしには外出できない」、III 「屋内での生活は何らかの介助を要し、日中もベッド上での生活が主体であるが座位を保つ」、IV 「1日中ベッド上で過ごし、排せつ、食事、着替えにおいて介助を要する」

マッチング前 2,010
 マッチング後 1,847

表5.2 マッチング前後の主介護者の属性・女性

	マッチング前			マッチング後			マッチング前			マッチング後			マッチング前			マッチング後		
	処置後	処置後	SD(%)	処置後	処置後	SD(%)	処置後	処置前	SD(%)	処置後	処置前	SD(%)	処置後	処置前	SD(%)	処置後	処置前	SD(%)
	実験群	対照群		実験群	対照群		実験群	実験群		実験群	実験群		実験群	対照群		実験群	対照群	
年齢 ^{a)} : 基準・30-49																		
50-64	0.50	0.46	9.0	0.50	0.50	1.6	0.50	0.51	-1.5	0.50	0.55	-8.4	0.50	0.46	8.7	0.50	0.49	2.2
65-	0.36	0.46	-20.1 ^a	0.35	0.37	-4.0	0.36	0.27	19.1 ^a	0.35	0.33	3.7	0.36	0.41	-10.6 ^a	0.35	0.39	-8.2
配偶関係 ^{a)} : 基準・既婚																		
未婚	0.08	0.07	3.4	0.07	0.06	5.3	0.08	0.06	7.9	0.07	0.07	1.1	0.08	0.05	13.7 ^a	0.07	0.06	5.7
死別	0.05	0.04	5.2	0.05	0.04	3.7	0.05	0.04	2.8	0.05	0.04	5.1	0.05	0.05	1.7	0.05	0.05	-1.6
離別	0.05	0.03	10.0 ^a	0.05	0.04	2.9	0.05	0.03	9.5	0.05	0.04	1.8	0.05	0.03	13.9 ^a	0.05	0.03	6.6
要介護者との続柄 ^{a)} : 基準・夫婦																		
子	0.28	0.25	7.0	0.27	0.25	4.7	0.28	0.20	19.6 ^a	0.27	0.25	4.4	0.28	0.22	15.0 ^a	0.27	0.23	8.1
義理の娘	0.44	0.38	13.0 ^a	0.45	0.45	-0.4	0.44	0.57	-27.1 ^a	0.45	0.47	-4.2	0.44	0.44	-0.1	0.45	0.42	5.4
通院	0.59	0.59	0.3	0.59	0.57	3.7	0.59	0.47	24.6 ^a	0.59	0.55	8.8	0.59	0.57	4.3	0.59	0.56	5.3
主観的健康度 ^{a)} : 基準・よい																		
まあよい	0.17	0.14	9.2	0.17	0.19	-5.0	0.17	0.16	4.5	0.17	0.19	-4.6	0.17	0.16	3.8	0.17	0.17	0.5
ふつう	0.51	0.52	-2.5	0.51	0.53	-5.6	0.51	0.51	0.3	0.51	0.49	2.8	0.51	0.48	6.1	0.51	0.52	-2.2
あまりよくない	0.19	0.22	-8.3	0.19	0.17	3.5	0.19	0.14	13.5 ^a	0.19	0.16	7.8	0.19	0.21	-4.8	0.19	0.18	2.1
よくない	0.01	0.02	-4.9	0.01	0.01	7.1	0.01	0.01	4.6	0.01	0.01	1.0	0.01	0.02	-4.9	0.01	0.00	10.1
持ち家 ^{a)}	0.94	0.93	2.5	0.94	0.94	-0.4	0.94	0.97	-13.4 ^a	0.94	0.96	-8.1	0.94	0.95	-3.3	0.94	0.95	-1.8
三世代世帯 ^{a)}	0.38	0.39	-1.3	0.39	0.43	-6.9	0.38	0.53	-29.8 ^a	0.39	0.40	-2.1	0.38	0.46	-16.4 ^a	0.39	0.41	-3.5
世帯人員数	3.58	3.61	-2.1	3.61	3.65	-2.2	3.58	4.02	-27.4 ^a	3.61	3.56	3.4	3.58	3.96	-23.3 ^a	3.61	3.60	1.0
月間世帯支出額(対数)	3.09	3.12	-6.1	3.10	3.11	-0.6	3.09	3.21	-22.1 ^a	3.10	3.13	-4.5	3.09	3.26	-28.6 ^a	3.10	3.11	-2.0
介護を要する者の日常生活の自立の状況 ^{a)} : 基準・I																		
II	0.42	0.35	13.7 ^a	0.43	0.44	-1.7	0.42	0.37	10.9 ^a	0.43	0.40	5.1	0.42	0.29	27.0 ^a	0.43	0.42	1.8
III	0.04	0.29	-70.1 ^a	0.04	0.03	3.9	0.04	0.05	-4.5	0.04	0.06	-9.5	0.04	0.31	-75.2 ^a	0.04	0.04	0.7
IV	0.01	0.29	-85.7 ^a	0.01	0.02	-4.4	0.01	0.01	-1.7	0.01	0.01	-2.7	0.01	0.34	-96.3 ^a	0.01	0.02	-3.2
観測値数	442	2,973		429	2,761		442	457		429	450		442	2,019		429	1,817	

SD: 標準化誤差

a) 該当の場合に1、非該当の場合に0のダミー変数

日常生活の自立の状況: I 「何らかの障害等を有するが、日常生活はほぼ自立しており独力で外出できる」、II 「屋内での生活はおおむね自立しているが、介助なしには外出できない」、III 「屋内での生活は何らかの介助を要し、日中もベッド上での生活が主体であるが座位を保つ」、IV 「1日中ベッド上で過ごし、排せつ、食事、着替えにおいて介助を要する」

表6.1 介護保険改革が就業率に与えた影響・男性

	係数	標準誤差	p値	[95%信頼区間]	
要支援/要支援1 ^{a)} × 改革後 ^{a)}	-0.019	(0.073)	0.790	-0.162	0.123
改革後	-0.040	(0.048)	0.401	-0.135	0.054
要支援/要支援1 ^{a)}	0.003	(0.056)	0.961	-0.107	0.113
年齢 ^{a)} : 基準・30-49					
50-64	-0.087	(0.06)	0.146	-0.204	0.030
65-	-0.422	(0.092)	0.000	-0.602	-0.242
配偶関係 ^{a)} : 基準・既婚					
未婚	-0.095	(0.067)	0.161	-0.227	0.038
死別	-0.121	(0.123)	0.325	-0.362	0.120
離別	-0.092	(0.085)	0.275	-0.258	0.073
要介護者との続柄 ^{a)} : 基準・夫婦					
子	0.142	(0.078)	0.070	-0.012	0.295
通院	-0.106	(0.043)	0.013	-0.190	-0.022
主観的健康度 ^{a)} : 基準・よい					
まあよい	-0.004	(0.06)	0.945	-0.121	0.113
ふつう	-0.031	(0.051)	0.544	-0.132	0.070
あまりよくない or よくない	-0.147	(0.063)	0.019	-0.271	-0.024
持ち家 ^{a)}	0.029	(0.088)	0.742	-0.144	0.202
三世帯世帯 ^{a)}	-0.017	(0.076)	0.819	-0.166	0.131
世帯人員数	0.049	(0.022)	0.030	0.005	0.092
月間世帯支出額(対数)	-0.019	(0.034)	0.576	-0.086	0.048
介護を要する者の日常生活の自立の状況 ^{a)} : 基準・I					
II	-0.063	(0.036)	0.081	-0.134	0.008
III-IV	-0.078	(0.126)	0.534	-0.325	0.168
定数項	0.745	(0.168)	0.000	0.416	1.075
決定係数	0.302				
観測値数	1,847				
頑健性の確認(β)					
	係数	標準誤差	p値	[95%信頼区間]	
対照群を要介護2-3とした場合	-0.009	(0.075)	0.901	-0.156	0.138

a) 該当の場合に1、非該当の場合に0のダミー変数

標準誤差は、ブートストラップ法で計算している。

表6.2 介護保険改革が就業率に与えた影響・女性

	係数	標準誤差	p値	[95%信頼区間]	
要支援/要支援1 ^{a)} × 改革後 ^{a)}	-0.047	(0.046)	0.301	-0.136	0.042
改革後	0.067	(0.032)	0.034	0.005	0.130
要支援/要支援1 ^{a)}	0.054	(0.036)	0.134	-0.017	0.124
年齢 ^{a)} : 基準・30-49					
50-64	-0.103	(0.037)	0.006	-0.176	-0.030
65-	-0.369	(0.051)	0.000	-0.468	-0.270
配偶関係 ^{a)} : 基準・既婚					
未婚	0.006	(0.060)	0.917	-0.114	0.127
死別	0.064	(0.060)	0.324	-0.063	0.190
離別	0.144	(0.075)	0.057	-0.004	0.291
要介護者との続柄 ^{a)} : 基準・夫婦					
子	0.148	(0.054)	0.006	0.043	0.253
義理の娘	0.151	(0.043)	0.000	0.067	0.236
通院	-0.029	(0.024)	0.240	-0.076	0.019
主観的健康度 ^{a)} : 基準・よい					
まあよい	-0.066	(0.045)	0.144	-0.154	0.022
ふつう	-0.058	(0.038)	0.129	-0.134	0.017
あまりよくない	-0.111	(0.044)	0.011	-0.198	-0.025
よくない	-0.269	(0.074)	0.000	-0.415	-0.124
持ち家 ^{a)}	0.069	(0.043)	0.106	-0.015	0.153
三世帯世帯 ^{a)}	-0.003	(0.039)	0.941	-0.079	0.073
世帯人員数	0.012	(0.012)	0.331	-0.012	0.035
月間世帯支出額(対数)	-0.041	(0.021)	0.049	-0.083	0.000
介護を要する者の日常生活の自立の状況 ^{a)} : 基準・I					
II	-0.044	(0.024)	0.067	-0.091	0.003
III	-0.092	(0.051)	0.068	-0.191	0.007
IV	-0.098	(0.063)	0.119	-0.221	0.025
定数項	0.587	(0.1)	0.000	0.392	0.783
決定係数	0.210				
観測値数	5,457				
頑健性の確認(β)					
	係数	標準誤差	p値	[95%信頼区間]	
対照群を要介護2-3とした場合	-0.058	(0.048)	0.228	-0.151	0.036
対象期間から2013年を除外した場合	0.005	(0.053)	0.918	-0.099	0.110

a) 該当の場合に1、非該当の場合に0のダミー変数

標準誤差は、ブートストラップ法で計算している。

表A.1

傾向スコアの推定で用いた年	夫(息子)			妻(義理の娘)		
	2001・2004 ^{a)}	2001	2004	2001・2004 ^{a)}	2001	2004
要介護高齢者同居ダミー×2004年ダミー	-0.00395 (0.0205)	-0.00429 (0.0206)	-0.00403 (0.0203)	-0.0209 (0.0368)	-0.0201 (0.0374)	-0.0215 (0.0362)
要介護高齢者同居ダミー×2001年ダミー	0.0169 (0.0194)	0.0165 (0.0194)	0.0167 (0.0193)	-0.0245 (0.0359)	-0.0240 (0.0365)	-0.0248 (0.0353)
要介護高齢者同居傾向スコア×1995年ダミー	0.0377* (0.0209)	0.0379* (0.0212)	0.0363* (0.0209)	-0.0374 (0.0408)	-0.0376 (0.0420)	-0.0349 (0.0396)

括弧内は、ブートストラップ法で計算した標準誤差。* p<0.10; ** p<0.05; ***p<0.01

a) 表4と同じ

表A.2 Fu et al.(2017)の男女別の標本数の再現

	介護保険導入			介護保険改革			
	男	女	計	男	女	計	
Fu et al. (2017) (A) ¹⁾							
実験群 ³⁾	7,483	25,592	33,075	実験群 ⁵⁾	561	1,322	1,883
対照群 ⁴⁾	219,046	318,453	537,499	対照群 ⁶⁾	2,432	7,448	9,880
計	226,529	344,045	570,574	計	2,993	8,770	11,763
著者による再現(B)							
実験群 ³⁾	7,597	25,705	33,302	実験群 ⁵⁾	591	1,369	1,960
対照群 ⁴⁾	345,660	372,676	718,336	対照群 ⁶⁾	2,412	7,409	9,821
計	353,257	398,381	751,638	計	3,003	8,778	11,781
比(B/A)							
実験群 ³⁾	1.02	1.00	1.01	実験群 ⁵⁾	1.05	1.04	1.04
対照群 ⁴⁾	1.58	1.17	1.34	対照群 ⁶⁾	0.99	0.99	0.99
計	1.56	1.16	1.32	計	1.00	1.00	1.00
(B)から欠損値を除いた標本(C) ²⁾							
実験群 ³⁾	4,275	13,999	18,274	実験群 ⁵⁾	447	1,037	1,484
対照群 ⁴⁾	255,990	279,472	535,462	対照群 ⁶⁾	1,800	5,640	7,440
計	260,265	293,471	553,736	計	2,247	6,677	8,924
比(C/A)							
実験群 ³⁾	0.57	0.55	0.55	実験群 ⁵⁾	0.80	0.78	0.79
対照群 ⁴⁾	1.17	0.88	1.00	対照群 ⁶⁾	0.74	0.76	0.75
計	1.15	0.85	0.97	計	0.75	0.76	0.76

1) 介護保険導入はFu et al.(2017)の表2、介護保険改革は表3のマッチング前の標本数。

2) Fu et al.(2017)が分析に用いた変数に欠損値がある標本を除外した標本。

3) 高齢で介護を要する者の主介護者

4) 介護を要しない高齢者との同居者

5) 要支援/要支援1の主介護者

6) 要介護2-5の主介護者

表A.3 Fu et al.(2017)の年齢階級別標本数の再現

	介護保険導入						介護保険改革						
	30-49	50-64	65+	計(D)	男女計(E) ³⁾	比(D/E)	30-49	50-64	65+	計(D)	男女計(E) ³⁾	比(D/E)	
Fu et al.(2017)(A) ¹⁾													
実験群 ⁴⁾	5,735	13,888	4,431	24,054	33,075	0.727	実験群 ⁶⁾	317	893	675	1,885	1,883	1.001
対照群 ⁵⁾	235,362	170,210	69,999	475,571	537,499	0.885	対照群 ⁷⁾	1,214	4,503	4,436	10,153	9,880	1.028
計	241,097	184,098	74,430	499,625	570,574	0.876	計	1,531	5,396	5,111	12,038	11,763	1.023
著者による再現(B)													
実験群 ⁴⁾	5,765	13,813	13,724	33,302	33,302	1.000	実験群 ⁶⁾	312	864	784	1,960	1,960	1.000
対照群 ⁵⁾	286,286	167,468	264,582	718,336	718,336	1.000	対照群 ⁷⁾	1,051	4,102	4,668	9,821	9,821	1.000
計	292,051	181,281	278,306	751,638	751,638	1.000	計	1,363	4,966	5,452	11,781	11,781	1.000
比(B/A)													
実験群 ⁴⁾	1.01	0.99	3.10	1.38	1.01	1.38	実験群 ⁶⁾	0.98	0.97	1.16	1.04	1.04	1.00
対照群 ⁵⁾	1.22	0.98	3.78	1.51	1.34	1.13	対照群 ⁷⁾	0.87	0.91	1.05	0.97	0.99	0.97
計	1.21	0.98	3.74	1.50	1.32	1.14	計	0.89	0.92	1.07	0.98	1.00	0.98
(B)から欠損値を除いた標本(C) ²⁾													
実験群 ⁴⁾	3,361	7,608	7,305	18,274	18,274	1.000	実験群 ⁶⁾	239	680	565	1,484	1,484	1.000
対照群 ⁵⁾	219,924	124,560	190,978	535,462	535,462	1.000	対照群 ⁷⁾	836	3,175	3,429	7,440	7,440	1.000
計	223,285	132,168	198,283	553,736	553,736	1.000	計	1,075	3,855	3,994	8,924	8,924	1.000
比(C/A)													
実験群 ⁴⁾	0.59	0.55	1.65	0.76			実験群 ⁶⁾	0.75	0.76	0.84	0.79		
対照群 ⁵⁾	0.93	0.73	2.73	1.13			対照群 ⁷⁾	0.69	0.71	0.77	0.73		
計	0.93	0.72	2.66	1.11			計	0.70	0.71	0.78	0.74		

1)介護保険導入はFu et al.(2017)の表2、介護保険改革は表3のマッチング前の標本数。

2) Fu et al.(2017)が分析に用いた変数に欠損値がある標本を除外した標本。

3) 表A.1の再掲。

4) 高齢で介護を要する者の主介護者

5) 介護を要しない高齢者との同居者

6) 要支援/要支援1の主介護者

7) 要介護2-5の主介護者

表A.4

	男性	女性	計(A)	30-39	50-64	65+	計(B)	比(B/A)
介護保険導入								
マッチした標本数 ¹⁾	217,827	337,203	555,030	230,730	175,512	70,010	476,252	0.858
推定で用いた標本数 ²⁾	217,827	337,203	555,030	230,730	175,512	70,010	476,252	0.858
介護保険改革								
マッチした標本数 ¹⁾	2,979	8,715	11,694	1,422	5,227	5,043	11,692	1.000
推定で用いた標本数 ³⁾	4,590	12,811	17,401	2,182	7,937	7,278	17,397	1.000

1) Fu et al.(2017)の表2

2) Fu et al.(2017)の表5

3) Fu et al.(2017)の表6