

DISCUSSION PAPER

February 2026

No.86

男性無業率上昇因としての高齢者介護

— 『社会生活基本調査』 匿名データを用いた分析—¹

高橋 主光²

九州産業大学経済学部

要約

本稿は総務省『社会生活基本調査』(1996年、2001年、2006年)匿名データを用いて、介護保険法施行(2000年)前後における、20～59歳男性の無業率上昇に対する高齢者介護の影響を実証分析した。その結果、1996年にみられた高齢者介護が無業化リスクを高める傾向は、介護保険法施行後の2001年には一時的に消失していた。ただし介護保険法が改正された2006年には、ふたたび介護の必要性が無業になる傾向を強めていたことを確認した。さらに無配偶の男性に限定すると、高齢者介護は一貫して無業確率を高めていた。加えてBlinder-Oaxaca Decompositionにより男性の無業率上昇に対する高齢者介護の寄与度を求めたところ、高齢者介護が、1996年から2006年にかけての男性無業率の上昇に寄与していたことが確認された。本稿を通じ、高齢者介護が若年および壮年の男性の就業を抑制している実態が明らかとなった。

¹ 無断引用不可

² tkskiwdt@mail.kyusan-u.ac.jp

I.はじめに

本稿では総務省『社会生活基本調査』(1996年、2001年、2006年)匿名データを用い、家族内での高齢者介護が、20～59歳の男性の無業に及ぼす影響を分析した。

総務省統計局『労働力調査』によれば、15歳以上人口における収入を伴う仕事をしていない無業者の数は2010年平均で4786万人であり、その数は就業者と比しても遜色のない状況にある。図1は、『労働力調査』から20～59歳男性に関する無業率を1990～2012年の期間に関しプロットしたものである。図からは20～59歳という働きざかりのはずの男性の無業率が趨勢的に上昇傾向にあることがうかがえる。ここで言う無業率とは、完全失業者及び非労働力の総和を20～59歳人口で除したものであるⁱ。同じく図からは20～59歳男性のなかでも、特に非労働力率が趨勢的な増加傾向にあることも確認できる。さらに図2は、上記の無業者のうち、特に非労働力に関し詳細に見た図である。図2からは、各年代における非労働力率が趨勢的な増加傾向にあることが確認される。

一方、総務省統計局『就業構造基本調査』によると、前職を介護のために離職した人々は、1997年10月より2002年9月に52万4千人、2002年9月より2007年9月の5年間では56万8千人へと増加したⁱⁱ。続く2007年10月から2012年9月の5年間になると48万7千人と減少しているが、より詳細に見ると、男性に関しては様相が異なってくる。介護を理由とした離職者のうち、離職後に無業者となった男性に限れば、それぞれの期間で5万1千人から6万4千人、そして7万人へと趨勢的な増加を続けているのであるⁱⁱⁱ。

厚生労働省『国民生活基礎調査』では「同居の主な介護者」の性別を知ることができ、それをもとに「同居の主な介護者」の男女比率を時系列で比較したものが図3である。図からは、要介護者と同居する介護者のうち男性の占める割合が、1995～2007年の期間に趨勢的に上昇していることがわかる。

これまで、伝統的な日本の家族制度において、介護は主に女性の仕事とみなされてきた(袖井(1989))。しかし図3および津止・斎藤(2007)の指摘からもわかるのは、もはや介護は女性のみの問題ではなくなっている事実である。先述の『就業構造基本調査』からも、介護を負担する者が無業化する傾向は、特に男性の間で強まっていることが示唆される。

以上の状況を踏まえ、従来は女性を中心に分析が行われることの多かった、介護の必要性が就業に与える影響について、新たに20～59歳の働き盛りの男性に着目することが、本稿の特徴といえる。

本稿の構成は、以下の通りである。次節において先行研究及び、2000年の介護保険法施行を中心とした介護制度の変遷を概観する。続く第3節では分析に使用するデータの説明並びに、データを用いた事実確認を行う。第4節では、1996年、2001年、2006年の各年データを用いたクロスセクションでの分析並びに、1996年と2006年の2年分のデータを接合したデータに関し、Blinder-Oaxaca Decompositionによる無業率上昇の要因分解を行

う。最後に第 5 節において、分析結果のまとめと今後の課題を述べる。

II. 先行研究及び介護制度の推移

1. 先行研究

我が国において、介護と就業状態に関するこれまでの研究の蓄積は、男性よりも女性を対象としたものが多い(前田 (1998)、永瀬 (2000)、西本・七條 (2004)等^{ivv}。海外では Ettner (1996)、Pezzin et al. (1999)等)。袖井 (1989)が指摘するように、伝統的な日本の家族制度における介護が女性の役割とみなされてきたこと、また、浜島 (2006a, 2006b)で指摘されるように、女性がいる家庭においては依然として女性が主介護者となる傾向が強いこと等がその理由として考えられる。しかし、先に見た図 3 や津止・斎藤 (2007)でも指摘されているように、男性介護者の割合は増加していると考えられる。また、図 1 で見られたような無業率の趨勢的な上昇が見られるのは男性に特徴的な現象であり^{vi}、そのことと介護者の増加の関係は重要なトピックであると言える。

これまでの研究で、男性も分析対象とした「介護と就業状態」に関する研究としては、岩本 (2000)、山口 (2004)、西本 (2006)、Fukahori et al. (2013)を挙げることができる(海外では、Carmichael and Charles(2003)、Van Houtven et al.(2013)等)。岩本(2000)は、『国民生活基礎調査』の個票データを用い、要介護者の発生に伴う介護者の就業形態の変化の有無を分析している。分析の結果、女性が介護者となった場合就業に対し負の影響が見られるが、介護者とならない世帯員と男性の介護者に関しては、確定的な結果が得られないとしている。山口(2004)では、日本家族社会学会による『第一回全国家族調査』のデータを用い、女性及び男性を対象とし、介護が労働時間・退職等の就業状態に及ぼす影響に関する分析が行われている。その結果、介護を行う者の労働時間短縮並びに休・退職に関して有意な男女差が存在すること、さらに、男性の休・退職に対し介護は有意な影響を及ぼしていないことが確認された。岩本(2000)並びに山口(2004)共に、男性における介護が就業状態に及ぼす影響に関しては懐疑的であると言う事ができる。

介護による男性の就業状態への影響が見られたものは西本(2006)及び Fukahori et al. (2013)である。西本 (2006)では山口 (2004)同様、『第一回全国家族調査』を用い、介護サービス充実が介護者の就業状態に与える影響を推定している。結果としては、介護サービスの充実は女性の就業に正の影響をもたらすこと、男性の就業に対しては、就業時間短縮を伴う雇用継続への正の影響並びに休職・退職を促進する効果の両者が見られたとしている。しかし、『全国家族調査』は全国調査データではあるものの、山口 (2004)ではサンプルサイズが 300 程度、西本(2006)でも 1800 程度となっている。さらに、両者共に第一回調査である 1999 年データを利用しており、介護保険法施行前のデータを用いての分析となっている。また、Fukahori et al.(2013)では、ニッセイ基礎研究所による中高年パネル調査(1997

～2005年における隔年調査)のデータを用い、男性・女性の両者において、要介護高齢者の存在が労働市場参加を抑制すること、そして介護保険法の施行はそのような労働市場参加を抑制する効果を減ずるものでなかったとしている。しかし、データの観測期間が2005年までであるため、介護保険法改正の影響に関しては言及がなされておらず、また、回答者数は1500程度にとどまっている^{vii}。

本研究の意義は以下の3点である。第一に『社会生活基本調査』という大規模調査のデータを用いている点が挙げられる。次に、我が国において、研究の蓄積が女性を分析対象としたものよりも少ない「介護と就業」に関する分析について男性を対象に行った点である。そして3番目に、介護保険法施行・改正前後のデータを含むデータセットを用いた分析を通じて介護保険法施行・改正の影響について検討している点である。

2.介護制度の推移

実際の分析を行う前に、2000年の介護保険法施行を中心とした、介護制度の推移に関し概観を行う。介護保険法施行の2000年より以前、進行する高齢化に伴う介護需要の高まりに対応するため、介護に従事する人材の育成や福祉施設の充実化が図られた。まず、1990年に「高齢者保険福祉推進十ヵ年戦略(ゴールドプラン)」、続いて1994年に「21世紀福祉ビジョン」を基に目標値が上方修正された「新ゴールドプラン」が提示された。そしてそれぞれのプランに基づき、介護サービスの整備が行われた(渡辺(1997))。そしてその後を引き継ぐ形で、1997年に介護保険法が成立し、2000年から施行されることとなった。

介護保険法の下での介護制度は以下のようなものとなる。①40歳以上の者は所定の介護保険料を収める。^{viii}②介護保険加入者のうち要介護と思われるものは、各市町村に設置された「介護保険認定審査会」へ要介護認定の申請を行う。③介護保険認定審査会は全国一律の認定基準により、要介護度の認定を行う。④要介護認定を受けたものは、在宅又は施設でのサービスかを選択した上で^{ix}、要介護度に応じたサービス費用の限度額内で介護サービス(一割は本人負担)を受けることができる、というものである^x。これら一連の政策により、「介護の社会化」が促進され、介護を担うものの負担が軽減されることが想定される。

しかし、2003年には早くも、財務省から現行の介護保険制度の存続が保険料、税負担の面から困難であるとの建議が行われ、2005年には介護保険法改正による制度の見直しが行われた。見直しの主たる点は、①予防型重視システムへの転換②施設給付の見直し③新たなサービス体系への確立④サービスの質の確保・向上⑤負担の在り方・制度運営の見直しの5点に集約される(伊藤(2005))。

このうち、②の施設給付見直しでは、介護施設の食費と住居費が全額自己負担へと変更された。このことは、食費・住居費を負担できない者の退所を促すと考えられる。実際、津止・斉藤(2007)によると、介護保険法改正に伴う介護施設からの退所者は、2006年4月の時点で3400人以上と推定されている。これらの退所者のうち、要介護度が中・重度の者は

50%を超えながらも「施設での介護を利用したいが出来ない」層の増加が想定される。そのため食費・住居費の負担を困難と判断したものが、在宅介護を選択するケースが増加することも考えられる。このように「望まざる在宅介護」の状況下に置かれた者の就業はより困難になることが想定される^{xi}。

①に関しても、急増する「要支援」や「要介護1」といった軽度の要介護者を対象とした「新予防給付」の設立により、要介護者の重度化を防ぐことを目的としたものであるが、これに対しては伊藤（2005）のような「給付抑制目的の改正」との批判もある。仮に、給付抑制目的との批判が妥当であるならば、こうした改正も、介護を行うものの負担を増加させる働きを持っており、やはり就業への負の影響が考えられる。

ここまでの内容を基に、本稿における実証分析の仮説を述べる。第一に、主たる介護者となる比率が上昇している男性、中でも働き盛りである20～59歳の男性の無業化に対し、高齢者介護は促進する効果を持つかである。続いて、介護保険法施行及び改正の前後で、高齢者介護が無業化に与える影響に変化はあったのかを、年次ごとに比較分析する。最後に男性無業率の上昇に対し要介護高齢者の増加がどの程度の影響を及ぼしているかを1996年と2006年の2年分の年次データを接続したデータによるBlinder-Oaxaca Decompositionによって検討する。

Ⅲ. データ及び事実確認

本研究で用いるのは、総務省統計局『社会生活基本調査』匿名データであり、1996年、2001年、2006年の三年分を用いる。『社会生活基本調査』は、1日の生活時間の配分と過去1年間における主な活動状況などを調査することを目的に、総務省統計局によって5年おきに行なわれている調査である。標本抽出方法は層別2段抽出法である。第一次の標本抽出においては国勢調査の調査区を抽出単位とし(1996年調査及び2001年調査では1995年国勢調査、2006年調査では2000年国勢調査の調査区がそれぞれ用いられた)、47都道府県毎に人口に基づく確率比例系統抽出による抽出を行なう。第二次の標本抽出では、第一次の標本抽出により抽出された調査区の中から、乱数に基づく等確率系統抽出により、調査世帯を抽出する。また、調査月は10月であり、「生活時間編」に関しては、9月末～10月上旬(1996年調査)または10月中・下旬(2001年調査、2006年調査)の9日間のうち、連続する2日間が調査区ごとに指定される。

『社会生活基本調査』匿名データは、2009年の統計法改正により、申請を行い学術研究・高等教育の発展に資すると認められた場合に提供を受けることが可能であり、元のデータに8割リサンプリングを行った上で、調査客体が特定されないよう匿名化処理が施されている。^{xii}匿名化処理の結果、各年次の標本数はそれぞれ、1996年データが20万1209件、2001年データが14万3313件、2006年データが13万6746件となっている。

『社会生活基本調査』を用いるメリットとしては、調査項目に関し、就業状態や世帯収入

等の項目だけでなく、「介護の有無」などの生活行動全般に関する調査である点が挙げられる。現時点で匿名データとして用いることができるデータのうち、介護に関する調査項目を含むデータは社会生活基本調査のみである。xiiiまた三年分のデータを用いるメリットとして、1996～2006年という期間が、2-2節で述べた介護保険法の施行・改正の時期を含んでいることも挙げられる。三年分のデータを用いることを通して、上記施策群の前後において高齢者介護が男性の無業率に与える影響に変化があったかをより詳細に検討することが可能である。xiv

上記の標本のうち、本研究で対象とするのは、20～59歳の男性のうち、在学中の学生を除いた者となる。在学中の学生を除いたのは、「介護」を行うことの就業状態への影響を見ることが本研究の目的であるためであり、因果関係をより明確にするためである。

本稿での無業者とは、上記の男性のうち、ふだんの就業状態が「家事」または「その他」の者である。図4は、男性無業者に関する推定人口及び、20～59歳男性全サンプルの推定人口を基に計算した無業率の推移であるxv。冒頭と同様、無業者(の推定人口)及び無業率共に、1996年から2006年にかけて増加していることが分かる。

では、介護を行う無業者はどのような状況であろうか。事実確認に先立ち、本研究での「高齢者介護」の定義に関し明確にする。『社会生活基本調査』には、介護に関し、「ふだん家族の介護をしていますか」という質問項目が存在する。また、介護の対象となる家族に関して、「65歳以上の家族」「その他の家族」という二つの区分が存在し、さらに両区分に関して「自宅内」「自宅外」の二区分による分類がなされている。本研究における「65歳以上介護あり」という変数は、上記の質問に対し、「65歳以上の家族」への介護を、自宅内・自宅外を問わず「している」と回答したものを1とするダミー変数であるxvixvii。

図5は、65歳以上の家族を介護する男性無業者の推計人口の推移である。この図から、介護を行う無業者の数が増加していること、そして、無業者内でも介護を負担する者の割合が上昇していることが分かる。さらに、無業者内における介護負担者の割合に関し、有業者におけるそれと比較したものが図6である。図6から分かることは、有業者と比較して、無業者の方が介護負担者の割合が高いということである。

ここまでの内容、そして前節の仮説を踏まえ、次節において実証分析を行う。尚、本稿では、世帯内に要介護者が発生することを外生であると想定する。要介護者が発生することは、介護を負担する可能性を有する者、すなわち20～59歳の男性にとって意図したものではなく、外生的要因であると捉えることが可能である。言い換えると、「要介護者が発生したために無業となる」ことは想定できても、「無業であるから世帯内に要介護者が発生した」という逆の因果関係は考えにくく、「介護」を外生変数として分析することが可能であると言える。

IV. 実証分析

1. 年次別分析

まず高齢者介護の負担が60歳未満の成人男性の無業化に及ぼす影響を、調査が行われた各年次についてプロビット分析する。被説明変数は「無業者か否か」を示すダミー変数である。主たる説明変数は「65歳以上の家族の介護の有無」に関するダミー変数である。前節でも述べたように、本稿では家族内での要介護者の発生は、個人にとって外生的な事象であると想定している。無業の成人男性がいる家族ほど介護が発生しやすくなるといった因果関係は考えにくく、介護の有無による就業の影響は同時性バイアスに左右されず検証可能である。

ただし、要介護者以外に、配偶者や兄弟などの同居家族がいるかによって介護の個人負担の度合いは異なると考えられる。反対に本人以外に介護を行える家族がいなければ、それだけ就業もより困難になるだろう。そこで分析では、他の説明変数として「配偶者の有無(無配偶ダミー)」^{xviii}、「世帯内に、20～59歳の配偶者以外の世帯員が存在するか(同居人ダミー)」^{xix}を含める。さらには個人属性として「居住地(三大都市圏ダミー)」^{xx}、「学歴」「年齢」、そして、生活時間編の「受診・療養時間」を合算した上で、受診・療養時間がある者は1を取るダミー変数(受診・療養ダミー)もコントロールした。^{xxi}各年次における説明変数の構成比は、表1に示されている。

プロビット分析の結果が表2である。表を見ると、介護保険法が成立する以前の1996年では、家族に要介護者が発生していた場合、成人男性が無業者となる確率は有意に高くなっている。それだけ介護が就業を困難にしていたと考えられる。それが介護保険法の成立した直後の2001年になると、今度は要介護者の存在が無業に及ぼす影響はみられなくなっている。ここからは介護保険制度によって、介護を全面的に家族によって負担しなければならなかった状況から解放された成人男性が、就業をしやすくなったことが示唆される。

ところが2006年になると、要介護者の存在は無業確率を有意に高める状況が再発していることが、表から見て取れる。しかも限界効果で見ると、2006年における介護ダミーの効果は1996年のそれより約3倍大きくなっている。この結果の解釈としては、2-2節で述べた2005年の介護保険法がもたらした介護保険へのアクセス難化、そして2000年代における高齢化のさらなる進展に伴う人口構成の変化の二つの要因が挙げられる。これらの二要因により、要介護高齢者の発生が男性の無業化に及ぼす影響が、介護保険の効果を上回ったのではないかと考えられる。

また3か年を通じて、配偶者がいない男性ほど、無業になる確率は有意に高くなっていた。その結果は、成人男性の未婚者が増えるほど、男性の無業率が高まることを意味している。さらに、兄弟など配偶者以外に20～59歳の同居人がある場合にも、1996年と2006年については、無業となる確率が有意に高くなっていることも同時に確認できる。同居者の存在は、当人の介護負担を軽減し就業を容易にする可能性と、所得効果による本人の余暇選好を強める可能性の両方の可能性をもたらすと考えられ、ここでは後者の可能性が示唆され

ていると言える。言い換えれば、これらの配偶者や同居人が就業に与える影響をコントロールした上でも、高齢者介護が男性の無業確率を高めうる効果が存在することになる。

その他の説明変数の結果を見ると、大方の予想通り、年齢の高い層ほど無業となる確率が高く^{xxii}、学歴では相対的に高学歴な者ほど無業となる確率が低下する。さらには受診・療養がある者ほど無業化しやすいことも確認できる。

尚、ここまでの分析では、就業の有無による婚姻への影響はないことを前提に、無配偶ダミーを説明変数に加えていた。ただ一方で、無業であることが結婚を困難にするという因果関係も、実際には少なからず存在するかもしれない。そこで、サンプルを無配偶者のみに絞った推定を行った。結果は表 3 に掲載されている。説明変数は、表 2 の説明変数から無配偶ダミーを除いたすべての変数である。

表 3 には、表 2 とは異なった結果が一部見られる。最も大きな違いは、全サンプルで見ただけには消失していた 2001 年にも介護ダミーの有意な効果が存在し、すべての年次で介護の就業抑制効果がみられる点である。各年次の介護ダミーの限界効果も、全サンプルのそれよりも大きく、かつ趨勢的に上昇している。ここからは無配偶男性にとって、配偶者の介護協力が得られないことから、既婚者以上に要介護が発生した場合には無業を選択せざるを得ず、かつその影響は介護保険法施行後も減退していないことが確認できる。

2. 無業率上昇要因の分解

次に成人男性無業率の上昇に対し、要介護者の存在が及ぼす効果の大きさについて、その数量的把握を試みる。具体的には、要介護者の発生頻度の影響が、それぞれの程度、成人男性の無業率上昇に寄与しているかを測定する。その方法として、複数年のデータを接合した上で、Blinder-Oaxaca Decomposition と呼ばれる分解を行う。

Blinder-Oaxaca Decomposition とは従来、OLS 推定の結果を用いて、Outcome の平均値差を、各説明変数に関する (1) Endowment 効果 (量的変化分) と、(2) Coefficient 効果 (係数変化分)、(3) Interaction 効果 ((1)および(2)の交差効果) に分解するものであるが、本研究では年次別分析においてプロビット分析を用いているため、年次別分析と同様にプロビット推定の結果を用いた Non-Linear Decomposition と呼ばれる手法を用いる。具体的な手法に関しては Fairlie(1999、2005)の手法を踏襲したものである。本稿の末尾には具体的な分解方法を示した。また、Non-Linear Decomposition においては、1996 年、2006 年データのそれぞれに関するプロビット分析の係数の両者を一度に使うことができないため、Endowment 効果、Coefficient 効果、Interaction 効果の区分を個別の説明変数に関し算定することができず、各変数が無業率上昇に関して説明力を持つか否かに関する計算のみとなる。

表 4 は、1996 年と 2006 年のデータを用いて、その期間中における変化を分解した結果である。被説明変数および説明変数は表 2 のプロビット分析と同一である。表上段には、

1996年と2006年の各年における無業確率とその差、そして無業確率の差に関し説明変数群によって説明される部分の大きさが記載されている。1996年と2006年の無業確率の差はプラスであり、無業率の上昇を示している。また、Decompositionにおいては、係数を(1)1996年データと2006年データをプールした上でのプロビット分析の係数、(2)2006年データにおけるプロビット分析の係数、の二つの係数を用いた。また、1996年データと2006年データでサンプルサイズに差があるため、Decompositionの性質上、サンプルサイズの大きな年(1996年)のサンプルから、サンプルサイズの小さな年(2006年)と同数のサンプルをランダムに抽出した上でのDecompositionを複数回繰り返す作業が必要となるが、その回数はそれぞれ100回、1000回としている。

表4では、Decompositionに用いた(1)、(2)の係数別に、それぞれDecompositionを100回、1000回繰り返した計算の結果がレポートされている。表4からは、1996年及び2006年の両年のデータから得られた係数、2006年データから得られた係数のどちらを用いても、65歳以上介護ありの者の増加が、無業率上昇に寄与していることが分かる。さらに、頑健性確保のために、Decompositionの回数を1000回に増やした計算においても、65歳以上の介護を行うものの増加は無業率上昇に寄与していると言える。表5は、表4と同様の分解を、無配偶男性に限定して行った結果である。説明変数は表3と同様である。表5では、表4で見られた、65歳以上介護の効果がより頑健かつ大きな値となって表れていると言える^{xxiii}。

3.女性との比較

ここまでの分析では、分析対象を男性に絞った上で、高齢者介護が無業に及ぼす影響に関して検討してきた。その結果、高齢者介護がある働きざかりの男性ほど無業確率が高かったこと、そして、高齢者介護が男性無業率の上昇に寄与していたことを確認した。このような分析結果は、サンプルを男女に拡張し、女性との比較を行った上でも観察されるのであろうか。それを確認した結果が表6である。

表6は、表2と同様、年次別に行ったプロビット分析の結果である。説明変数に関しては、男性のみで行った分析における説明変数に加え、女性ダミー、そして女性ダミーと高齢者介護の有無の交差項である^{xxiv}。

結果を見てゆくと、1996年、2001年、2006年の全ての年次において、高齢者介護のある者は無業化しやすいという結果を得ている。また、限界効果に関しては年次が進む毎に大きくなっている。^{xxv}さらに、女性ダミーと高齢者介護の有無との交差項に関しては、全ての年次において有意でない。男女を併せたデータを用い、「高齢者介護のある女性」の影響をコントロールした上でもなお、高齢者介護のある者の無業確率は高い。また、女性ダミーの限界効果は年次を追うごとに減少しており、女性の無業率が趨勢的に低下していることと整合的な結果を得ている。これらの結果からは、高齢者介護は、従来介護の担い手と考えら

れてきた女性と比較した上でも、男性の無業確率を高めうることが伺える。

次に、高齢者介護は無業率の推移にどのように影響を及ぼしているかを、表 4 と同様に **Blinder-Oaxaca Decomposition** を通して検討する。結果は表 7 に示されており、説明変数に関しては表 6 と同じである。

Decomposition の結果からはまず、男女を併せた分析では無業率の上昇が見られないことが確認される。第 2 節脚注にもある通り、男性の無業率が趨勢的に上昇しているのに対し、女性の無業率が低下傾向にあるため、両者が相殺し合った結果であると言える。しかし、女性ダミー、女性×高齢者介護の有無の交差項をコントロールした上でも、要介護高齢者の量的な増分が、無業率を上昇させる働きを有していることは確認できる。^{xxvi}

以上の分析から、男女を併せたデータを用い、女性に対する介護の影響をコントロールした上でも、やはり高齢者介護が無業確率を高め、そして無業率上昇に寄与する働きを持つことが確認された。

4. 考察

ここまでの分析で、家族に 65 歳以上の高齢者介護の効果に関し、プロビット分析による年次別分析、そして **Blinder-Oaxaca Decomposition** による無業率上昇への寄与に関する分析を行ってきた。

分析の結果分かったことは、家族に 65 歳以上の要介護高齢者が存在することは、無業化のリスクを高めうると言える。また、その効果は、介護保険法施行後の 2001 年に一度消失したものの、介護保険法改正後の 2006 年により強く頑健な形で再度現れてくる。また、1996 年～2006 年の無業率上昇に関し、65 歳以上介護が寄与していることが分かった。また、上記のような影響は、無配偶者に対して特に強く、また、女性と併せた推計や **Decomposition** によっても消失するものではない。

以上のことを、経済学的に解釈するとどのような可能性が示唆されるだろうか。第一の可能性としては、男性における介護の機会費用の低下がもたらした、男性による介護と女性による介護の代替性の低下が挙げられる。介護と就業との間における選択において、市場における賃金が相対的に低い者ほど就業でなく介護を選択する可能性が高くなることが想定される。言い換えると、男女間の賃金格差が縮小すること^{xxvii}や、男性における非正規雇用者の割合増加^{xxviii}などは、男性における介護の機会費用を相対的に引き下げ、それを通じ、就業ではなく介護を選択する男性の増加をもたらした可能性があると言える^{xxix}。

第二の可能性としては、介護サービス市場及び資本市場における問題が挙げられる。鈴木(2004)にあるように、介護サービスは、サービスの供給側と需要側との間で、サービスの質に関する情報の非対称性の問題が起りやすいという性質を持つ。そのためサービスの質の担保という観点から、介護労働市場における人手不足や介護サービス市場における超過需要^{xxx}といった問題に関し、規制緩和等による解決が困難であると考えられる。このような

介護サービス市場の特徴が介護サービスの供給不足をもたらし、必要な介護サービスを受けられず、世帯員の誰かが、就業でなく介護を選択せざるを得ないといった状況を招いた可能性が存在しうると言える。また、十分な介護サービスを受けるに際し、介護保険法の適用範囲外となる部分は自己負担となるが、資本市場に流動性制約の問題が存在するのであれば、そうしたサービスを受けたくても受けられないという状況が発生しうる。特に、2005年の介護保険法改正後は介護保険法の適用範囲外のサービスが増加したため、このような傾向が強まった可能性がありうると考えられる。

V. 結論と課題

本稿では『社会生活基本調査』(1996年、2001年、2006年)匿名データを用い、これまで十分に研究が蓄積されてこなかった20～59歳の男性を対象に、介護と無業の関係を分析した。データの期間についても、介護保険法施行・改正という介護制度の大きな転換が見られた時期をまたがるデータを用いることで、介護制度の変遷による影響も検討した。

その結果、1996年に見られた家庭内での要介護高齢者の発生が、男性の無業化をもたらしやすいという傾向が、介護保険法施行直後の2001年には一旦消失していたことが確認された。ところが、介護保険法改正後の2006年になると、要介護による無業化の傾向は、より頑健なかたちでみられるようになったことも明らかとなった。さらに無配偶の男性に限れば、介護保険法施行の影響が見られることなく、要介護高齢者の発生が無業化を促す傾向が趨勢的に強まっていることも発見された。加えてBlinder-Oaxaca Decompositionによる要因分解からは、1996～2006年の無業率上昇に高齢者介護が少なからず寄与している事実を数量的に確認した。また、サンプルを男女に拡充し、女性に対する高齢者介護の影響をコントロールした分析でも、上記と同様の結果を得た。

最後に今後の課題を述べる。まず第一に、「65歳以上介護あり」という変数に関する内生性の問題である。本研究では「65歳以上介護」ありという説明変数を外生であると仮定した上で、年次別分析及び無業率上昇の要因分析を行ってきた。しかし、この仮定はかなり強い仮定であることは否定できない。例えば、優良な雇用機会が多い者とそうでない者とは、高齢者介護がもたらす機会費用に差異が存在する可能性がある。また、齋藤ほか(2000)で指摘されているように、高齢者においては転居が社会的接触の低下を介して精神的健康を低下させる可能性が存在する。また、平井ほか(2009)では、外出頻度が少ないことや、友人と会う頻度が少ないこと等の社会的接触頻度の低さは、要介護認定のリスクと関連していることが指摘されている。本研究では65歳以上の要介護状態にある者との同居の有無に関わらず、「65歳以上介護あり」という変数を定義しているが、「同居もしくは近隣への居住」が転居を伴うものであれば、齋藤ほか(2000)や、平井ほか(2009)が指摘する、社会的接触頻度の減少に伴う要介護リスクの上昇通じた内生性の問題も存在しうる。

本研究では、「65歳以上介護あり」の者と「65歳以上介護なし」の者とでバランスして

いない変数（年齢や学歴等）を可能な限りコントロールしている。しかし、それにより内生性への対処が充分であるとは言い切れない。また、『社会生活基本調査』匿名データには、居住地に関して「三大都市圏か否か」という区分しか存在しないため、都道府県番号に基づいた別の統計調査の結果との接続等による操作変数の検討ができないなど、内生性への対処がやや困難な状況にあることは否めない。こうした点は本研究の限界点であり、新たなデータの追加及び、それに基づく適切な操作変数の検討などは、今後の研究課題であると言える。

次に、2011年以降のデータを新たに加えることによる、介護保険法改正が無業率に与える最新の影響を確認することの必要性である。2006年のプロビット分析の結果からわかる通り、要介護高齢者の発生が無業化をもたらす影響は、介護保険法改正後に強まっている。今後、介護保険法の改正が、無業率に対しどのような影響をより長期的に与えているかを確認することが必要であろう。また、介護保険法の施行が2000年、介護保険法の改正が2005年と、データの観測時期である2001年と2006年に非常に近い時点であったため本研究では行なわなかったが、2011年以降のデータを追加した上でのDifference-in-Differences推計等の政策評価に関しても、併せて行なわれるべきであろう。同時に、新しい時期のデータを追加することで直近の情勢を把握することも重要である。

さらに、今後の課題としては、介護時間や労働時間を用いた推計の必要性も挙げることができる。『社会生活基本調査』の英名は“Survey on Time Use and Leisure Activities”であり、Time Use Surveyとしての役割が大きいものである。本研究では「生活行動編」における、65歳以上の家族の介護の有無を主たる説明変数とし、被説明変数を無業か否かであるかのダミー変数とした。これを、「生活時間編」のデータを用いた上で労働時間を被説明変数とし、介護時間を主たる説明変数とした分析等も重要な課題となる。しかし、「生活行動編」において「65歳以上の家族の介護あり」と回答した者でも、生活時間編の回答期間である連続二日間において、介護に費やした時間がゼロである者が非常に多い（2006年データにおいて約76%）。この事象に対し、例えば65歳以上の家族と「食事」や「身の回りの用事」に割いた時間等を介護時間に加える、という対処を考えることもできるかも知れない。しかし、そうした処置には恣意性が存在することが否定できない^{xxxi}。そこで本研究では、そうした恣意性に左右されずに分析を行うことのできる「生活行動編」のデータを用いた。今後、データの追加や推計方法の検討を踏まえた上で、改めて「生活時間編」を用いた推計も行うべきであると考え^{xxxii}。本稿では高齢者介護が無業率上昇に寄与していることを確認したが、その結果だけを根拠に、介護保険法の見直しを行えば無業率の上昇を食い止められる等の政策含意を述べることは拙速かもしれない。池田(2010a)にある通り、介護期の就業継続に対する介護休業の影響は大きい。逼迫している介護保険財政の安易な拡張ではなく、むしろ介護休業の取得をサポートするような環境づくりこそが求められよう。介護休業を取りやすい環境の整備を行うことで、持続可能な介護保険制度と補完し合えるような、介護者をサポートする制度の設計・充実が望まれる。

総務省統計局『就業構造基本調査』が示すとおり、介護を理由とした離職者、特に男性の離職者で無業となる者は明らかに増加傾向にある。今後、生産年齢人口の減少が見込まれる日本において、介護がもたらす就業抑制は、解決すべき喫緊の課題である。さらに無配偶男性に関する分析及び、男性の生涯未婚率が上昇している事実を併せると、男性にとって介護がもたらす就業への影響は一層重要なテーマとなってゆく。その意味でも、無業と介護の研究が今後いっそう蓄積されてゆくことが必要であろう。

参考文献

- Carmichael, Fiona and Charles, Susan(2003) “The Opportunity Costs of Informal Care: Does Gender Matter?”, *Journal of Health Economics*, Vol.22, No.5, pp.781-803.
- Ettner, Susan L. (1996) “The Opportunity Costs of Elder Care”, *The Journal of Human Resources*, Vol.31, No.1, pp.189-205
- Fairlie, Robert W. (1999) “The Absence of African-American Owned Business: An Analysis of the Dynamics of Self-Employment”, *Journal of Labor Economics*, Vol.17, Issue 1, pp.80-108.
- Fairlie, Robert W. (2005) “An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models”, *Journal of Economic and Social Measurement*, Vol.30, pp.305-316.
- Giannelli, Gianna Claudia, Mangiavacchi, Lucia and Piccoli, Luca(2013) “Do Parents Drink Their Children’s Welfare? Intra-Household Allocation of Time between Market Labour, Domestic Work and Child Care in Russia”, *IZA Journal of Labor& Development*, 2:13, pp.1-23
- Kimmel, Jean and Connelly, Rachel(2007) “Mother’s Time Choices: Caregiving, Leisure, Home Production, and Paid Work”, *Journal of Human Resources*, Vol.42, No.3, pp.643-681
- Lee, Jo Ann, Walker, Matthew, and Shoup, Richard(2001) “Balancing Elder Care Responsibilities and Work: The Impact on Emotional Health”, *Journal of Business and Psychology*, Vol.16, No.2, pp.277-289
- Pezzin, Liliana E., and Schone, Barbara Steinberg(1999) “Intergenerational Household Formation, Female Labor Supply and Informal Caregiving: A Bargaining Approach”, *The Journal of Human Resources*, Vol.34, No.3, pp.475-503
- Van Houtven, Courtney H., Coe, Norma B., and Skira, Mehgan(2013) “The Effect of Informal Care on Work and Wages”, *Journal of Health Economics*, Vol.32, No.1, pp.240-252.
- 池田心豪(2010a)「介護期の退職と介護休業—連続休暇の必要性と退職の規定要因—」『日本労働研究雑誌』 No.597,pp.88-103
- 池田心豪(2010b)「ワーク・ライフ・バランスに関する社会学的研究とその課題—仕事と家庭生活の両立に関する研究に着目して」『日本労働研究雑誌』 No.599,pp20-31
- 伊藤周平(2005)『「改正」介護保険と社会保障改革』山吹書店
- 岩本康志(2000)「要介護者の発生にともなう家族の就業形態の変化」『季刊社会保障研究』 Vol.36, No.3, pp.321-337
- 玄田有史 (2010)「2009年の失業—過去の不況と比べた特徴—」『日本労働研究雑誌』No.598, pp.5-17

- 齋藤民・杉澤秀博・杉原陽子・岡林秀樹・柴田博(2000)「高齢者の転居の精神的健康への影響に関する研究」『日本公衆衛生雑誌』第 47 巻第 10 号, pp.856-865
- 鈴木純(2004)「高齢者対象市場における情報の諸問題と組織」『国民経済雑誌』第 190 巻第 2 号,pp.61-76
- 袖井孝子 (1989)「女性と老人介護」『女性のライフサイクル—所得保障の日米比較—』pp.127-149, 東京大学出版会
- 津止正敏・斎藤真緒(2007)『男性介護白書—家族介護者支援への提言—』かもがわ出版
- 永瀬伸子(2000)「家族ケア・女性の就業と公的介護保険」『季刊社会保障研究』Vol.36, No.2, pp.187-199
- 西本真弓・七條達弘(2004)「親との同居と介護が既婚女性の就業に及ぼす影響」『季刊家計経済研究』No61, pp.62-72
- 西本真弓(2006)「介護が就業形態の選択に与える影響」『季刊家計経済研究』No.70, pp.53-61
- 浜島幸司(2006a)「介護生活の実態と仕事生活への影響—どのような支援が必要なのか—」『仕事と生活の両立—育児・介護を中心に—』労働政策研究報告書 No.64, pp.163-209
- 浜島幸司(2006b)「介護役割と介護負担—要介護者と同居する介護の実態—」『介護休業制度の利用拡大に向けて—「介護休業制度の利用状況等に関する研究」報告書—』労働政策研究報告書 No.73, pp.19-40
- 平井寛・近藤克則・尾島俊之・村田千代栄(2009)「地域在住高齢者の要介護認定リスク要因の検討」『日本公衆衛生雑誌』第 56 巻第 8 号, pp.501-512
- 前田信彦(1998)「家族のライフサイクルと女性の就業」『日本労働研究雑誌』No.459, pp.25-38
- 山口麻衣(2004)「高齢者ケアが就業継続に与える影響—第 1 回全国家族調査(NFR98)二次分析—」『老年社会科学』Vol.26, No.1, pp.58-67.
- 労働政策研究・研修機構(2009)『介護分野における労働者の確保等における研究』労働政策研究報告書 No.113
- 渡辺俊介(1997)『介護保険の知識』日本経済新聞社

-
- i 「完全失業者」と「就業者」を併せたものが「労働力人口」であり、当該人口のうち、労働力人口を引いたものが非労働力人口となる。また、「完全失業率」は労働力人口に占める完全失業者の比率である。
- ii これらの数値に関し、全離職者に占める割合を計算すると、2.18%から2.54%、そして2.24%と、同様に上昇した後に下降する動きを見せている。
- iii 脚注 ii と同様に、男性における全離職者に占める割合を計算すると、0.46%から0.63%、そして0.70%へと、実数同様に増加していることが分かる。
- iv 大日（1999）では、全サンプルでの推計と女性のみ推計を比較する形で、介護が男性の就業状態に与える影響を見ている。そこでは、女性介護者の就業状態には労働市場要因（賃金等）の影響が、男性に対するその影響よりも大きいことを指摘している。しかし依然として女性を中心とした分析と言える。
- v 「介護と就業」の関係のみならず、広くワーク・ライフ・バランスに関する研究をサーベイした論文として、池田（2010b）を挙げるができる。
- vi 1 節における図 1 と同様の計算を 20～59 歳の女性に関し行くと、無業率は低下する傾向にある。また、玄田（2010）でも、女性の非労働力率が男性とは対照的に低下傾向にあることが指摘されている。
- vii 海外の研究では、Carmichael and Charles(2003)において、男性も女性と同様、要介護者を抱えた場合に間接的な費用を負担する（相対的に低い賃金や低い就業率）が、その程度は女性より弱いことが指摘されている。また、Van Houtven et al.(2013)は、男性は女性と比べ、要介護者を抱えることによる労働時間減少（とそれに伴う賃金の減少）の程度は弱いものの存在することを、パネルデータ分析によって示した。両研究並びに Fukahori et al.(2013)の存在をご教示頂いた、匿名レフェリーに感謝したい。
- viii 介護保険加入者のうち、65 歳以上を第一号被保険者と呼び、それ未満の者を第二号被保険者と呼ぶ。第二号被保険者のうちで要介護認定を受ける者は、「老化に起因して発症した特定疾病に罹っている者」であり、第一号被保険者よりもその認定基準は遥かに厳格である。厚生労働省『介護保険事業状況報告』によれば、要介護・要支援を併せて 2001 年で 10 万 5 千人、2006 年時点で 15 万人程度が認定を受けているに過ぎない。
- ix ただし、要介護度が低いものに関しては、在宅サービスのみしか原則として受けられない。
- x それ以上のサービスを受ける場合は、全額自己負担となる。
- xi それとは別に、特別養護老人ホーム等では、入居に対する需要が供給を大きく上回ると言う「入居待ち」の問題が存在する。例えば 2011 年に医療経済研究機構が行った『特別養護老人ホームにおける入所申込の実態に関する調査研究』では、調査時における特別養護老人ホームへの入所申込は定員の 3.4 倍であるとされている。このような状況は、「望まざる在宅介護」を増加させ、ひいては就業への負の影響を及ぼすと考えられる。
- xii 具体的には、①居住地は都道府県レベルを「三大都市圏か否か」に集約、②年齢は 5 歳刻みの階級に区分、③世帯員が 8 人以上の世帯及び、同一年齢の子供が 3 人以上存在する世帯は削除、等の匿名化処理が施されている。
- xiii 平成 24 年調査から、『就業構造基本調査』にも「介護」に関する質問項目が追加された。
- xiv 『社会生活基本調査』においては、介護を行っているか否かに関する質問において、要介護者に対する要介護認定の有無は問われない。したがって、法制度の影響は、介護サービスへのアクセスには影響するが、要介護者発生に対しては影響しないと考えられる。但し、介護保険法の施行に伴い、「介護」に対する捉え方が変化した可能性があり、その点に関しては、『社会生活基本調査』以外のデータを用いた検討が必要かも知れない。今後の検討課題の一つであると言える。
- xv 匿名データには、集計用の乗率が付されており、それを乗じた上で、匿名データが 8 割

離サンプリングデータであることから 1.25 倍したものが推計人口となる。

xvixvi この点に関しては、編集委員会並びに匿名のレフェリーからの指摘により、より明確に記述を行なった。

xvii 本研究に用いた『社会生活基本調査』匿名データにおいては存在しない項目だが、「自宅外」における介護に関し、「同じ敷地内または近くにすんでいる（徒歩 5 分程度）」または「その他」という分類項目が存在する。この項目を利用すると、例えば二世帯住居に居住している家族の介護や、近所に住んでいる家族の介護等を「自宅内」扱いとした、より詳細な分析が可能となるかも知れない。今後、より詳細なデータが入手可能となった際には、分析すべき課題であると言える。

xviii ここで用いる「無配偶ダミー」とは、婚姻状況に関する質問項目において、「未婚」「離死別」に対し「はい」と回答した者が 1 をとるダミー変数である。

xix このダミー変数は、同世帯番号に属する世帯員のうち、20～59 歳の世帯員が何人存在するかを合計し、配偶者が存在する者は 1 をマイナスした上で、その値が 1 以上である者に関し 1 をとるという変数である。

xx 『社会生活基本調査』匿名データは、個人情報保護のための匿名化措置の一つとして、居住地の情報が「三大都市圏か否か」に大別されたものとなっている。

xxi この他に、属する世帯の世帯年収をコントロールする推計も行ったが、就業状況が世帯年収に及ぼす逆の因果が考えられるため、世帯年収をコントロールしない推計結果を掲載することとした。推計結果に大きな差異は見られなかった。

xxii 2001 年の推計においてのみ、20～24 歳の層が無業化しやすいとの結果が出ている。これは、1997 年のアジア通貨危機等の影響による「就職氷河期」であったためではないかと推測される。

xxiii 2013 年 8 月現在において、『社会生活基本調査』匿名データは、2006 年のデータまでのみが利用可能である。2006 年時点では介護保険法改正から 1 年が経過したのみであり、長期的に見て法改正が介護負担を増加させ、それが男性の無業化リスクを高めたか否かに関しては、2011 年データが利用可能になり次第詳細に検討すべき課題であると言える。

xxiv 交差項の解釈の観点から、プロビット分析と同様の被説明変数、説明変数を用いた線形確率モデルによる分析も付加的に行った。その結果からも、女性ダミー及び女性と高齢者介護の有無との交差項の両者をコントロールした後に、高齢者介護が無業化リスクを高めることが確認された。

xxv さらに、高齢者介護ダミーに関し、男性における限界効果を年次別に計算しても、やはり高齢者介護を行う者は無業化しやすいという効果を得た。

xxvi これまでの分析と同様に、サンプルを無配偶者に絞った分析も行った。プロビット分析の結果は、全サンプルにおける推計と同様、女性ダミー並びに女性ダミーと高齢者介護の有無との交差項を含めた上で、高齢者介護は無業化リスクを高めている。Blinder-Oaxaca Decomposition においても、要介護高齢者の増加は無業率上昇に寄与している。

xxvii 厚生労働省『賃金構造基本統計調査』における、「きまって支給する現金給与額」（産業計、企業規模計、学歴計）に関し、男女比率（女性/男性）を求めると、1996 年時点では 0.604、2001 年では 0.635、2006 年では 0.640 となっており、男女間の賃金格差が縮小傾向にあることが伺える。

xxviii 総務省統計局『労働力調査詳細集計』（2001 年以前は『労働力調査特別調査』）によれば、男性における非正規職員・従業員比率は、1996 年 2 月の 9.4%から 2001 年 2 月の 12.5%、2006 年 1～3 月平均の 18.5%と増加している。ただし、『労働力調査詳細集計』と『労働力調査特別調査』では、調査時期、調査対象に差異が存在することには注意が必要である。

xxix 同時に、女性の高学歴化も、男女間賃金格差の縮小を通じ、男性による介護と女性による介護の代替性の低下をもたらし得る。女性について、本研究における分析対象である

在学中でない 20～59 歳の個人における学歴の分布を年次別に比較すると、大学・大学院卒の比率は、1996 年の 7.74%から、2001 年の 9.33%、2006 年の 12.05%へと一貫して増加している。

xxx 鈴木(2004)や労働政策研究・研修機構(2009)では、介護労働市場が買手独占市場であることに伴う慢性的な人手不足及び、特に施設介護サービス等における慢性的な超過需要状態の下にあることが指摘されている。

xxxi 『社会生活基本調査』の「生活時間編」の調査票には、プリコード方式の「調査票 A」(調査期間である 2 日間の生活時間の使い方に関し、事前に設定された 20 の項目のうちから、該当するものを選択する)と、アフターコード方式の「調査票 B」(時間帯ごとに行動の種類を自由に記入し、それを集計段階で再分類する)が存在する。匿名データで利用可能なのは「調査票 A」の結果となる。「調査票 B」を用いると、一緒にいた人に関し、調査票 A よりも詳細な情報が得られ、さらに、より詳細な分類の下での生活時間のデータを得られる。今後、調査票 B の結果が利用可能となるのであれば、上記のような問題点により適切に対処できると思われる。今後の研究課題としたい。

xxxii Kimmel and Connelly (2007) では、労働時間、家事時間、余暇時間、そして育児の時間をそれぞれ被説明変数とした分析を行い、賃金上昇に伴い余暇時間と家事時間は減少するものの、育児時間は上昇することを示した。また、Giannelli et al.(2013)では、ロシアにおけるデータを用い、アルコール消費が労働時間及び育児時間に及ぼす影響を確認した。その結果、父親のアルコール消費は子育て時間減少につながるが、母親のアルコール消費は子育て時間に影響しないことが示された。『社会生活基本調査』2006 年データまでは、収入に関する情報は「世帯の年間収入」に限定されていた。2011 年データでは「仕事からの 1 年間の収入または収益」という項目が新たに追加された。本文中で述べた対処と併せ、2011 年データを用いた上で、Kimmel and Connelly(2007)や Giannelli et al.(2013)における子育て時間を介護時間に置き換えた研究を、今後の課題として挙げておきたい。

4-2 節、4-3 節において用いた Blinder-Oaxaca Decomposition とは、OLS 推定量を用いた従来の Decomposition と異なり、Nonlinear Decomposition と呼ばれる手法を指す。本研究では Nonlinear Decomposition のうち、Fairlie(1999)、Fairlie (2005)における Decomposition を用いる。以下で説明を行なう。

二つのグループ、A と B に関する、Probit 推定における Outcome の平均の差 R は、

$$R = E(Y_A) - E(Y_B) = \sum_{i=1}^{N^A} \frac{F(X_i^A \hat{\beta}^A)}{N^A} - \sum_{i=1}^{N^B} \frac{F(X_i^B \hat{\beta}^B)}{N^B} \quad \dots(1)$$

であり、Add-and-Subtract によって、以下の通りに変形される

$$R = E(Y_A) - E(Y_B) = \left[\sum_{i=1}^{N^A} \frac{F(X_i^A \hat{\beta}^A)}{N^A} - \sum_{i=1}^{N^B} \frac{F(X_i^B \hat{\beta}^A)}{N^B} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^B} \frac{F(X_i^B \hat{\beta}^A)}{N^B} - \sum_{i=1}^{N^B} \frac{F(X_i^B \hat{\beta}^B)}{N^B} \right] \quad \dots(2)$$

ここで、 N^j とはグループ j のサンプルサイズであり、関数 F は、標準正規分布における累積密度関数である。

本研究のように、個別の変数（「高齢者介護あり」ダミー）がグループ（A が 2006 年、B が 1996 年という年次による分類）毎の Outcome（無業ダミー）の平均にもたらす寄与の有無を算定する場合、OLS 推定量における Decomposition のように Add-and-Subtract を用いたシンプルな計算ではなく、いくつかの設定を行なった上での計算を行なうこととなる。具体的には、

- ① グループ A におけるサンプルサイズと、グループ B におけるサンプルサイズを揃える。
具体的には、サンプルサイズが小さいグループ（本研究では 2006 年）のサンプルサイズと同数となるように、サンプルサイズの大きなグループ（1996 年）からランダムに抜き出したサンプルをグループ B として扱う。そして、このような試行を複数回に渡って行なうことで、頑健性を確保する。本研究では、100 回の試行と 1000 回の試行による Decomposition の結果をレポートした。
- ② Decomposition において用いる係数は、式(1)や(2)のようにグループ別の変数を用いるのではなく、全サンプル（グループ A とグループ B を併せたサンプル）の Probit 推定の係数、または、片方のグループにおける Probit 推定の係数を用いる。本研究では、全サンプルにおける係数と、2006 年における係数のそれぞれを用いた Decomposition の結果をレポートした。

簡略化のため、Probit 推定における説明変数を 2 つ (X_1 と X_2) とする。また、Decomposition に用いる Probit 推定の係数を $\widehat{\beta}_k^*$ ($k = 1, 2$) と表現する。 X_1 単独の、Outcome の変化（ここでは無業率上昇）への寄与は、

$$\frac{1}{N^B} \sum_{i=1}^{N^B} F(\widehat{\alpha}^* + X_{1i}^A \widehat{\beta}_1^* + X_{2i}^A \widehat{\beta}_2^*) - F(\widehat{\alpha}^* + X_{1i}^B \widehat{\beta}_1^* + X_{2i}^A \widehat{\beta}_2^*) \cdots (3)$$

で表現される。

また、標準誤差は、Delta-Method で求められる。

上の(3)式を、

$$\widehat{D}_1 = \frac{1}{N^B} \sum_{i=1}^{N^B} F(X_i^{AA} \widehat{\beta}^*) - F(X_i^{BA} \widehat{\beta}^*) \cdots (4) \text{と書き直す。}$$

\widehat{D}_1 の分散は、以下の式で近似される。

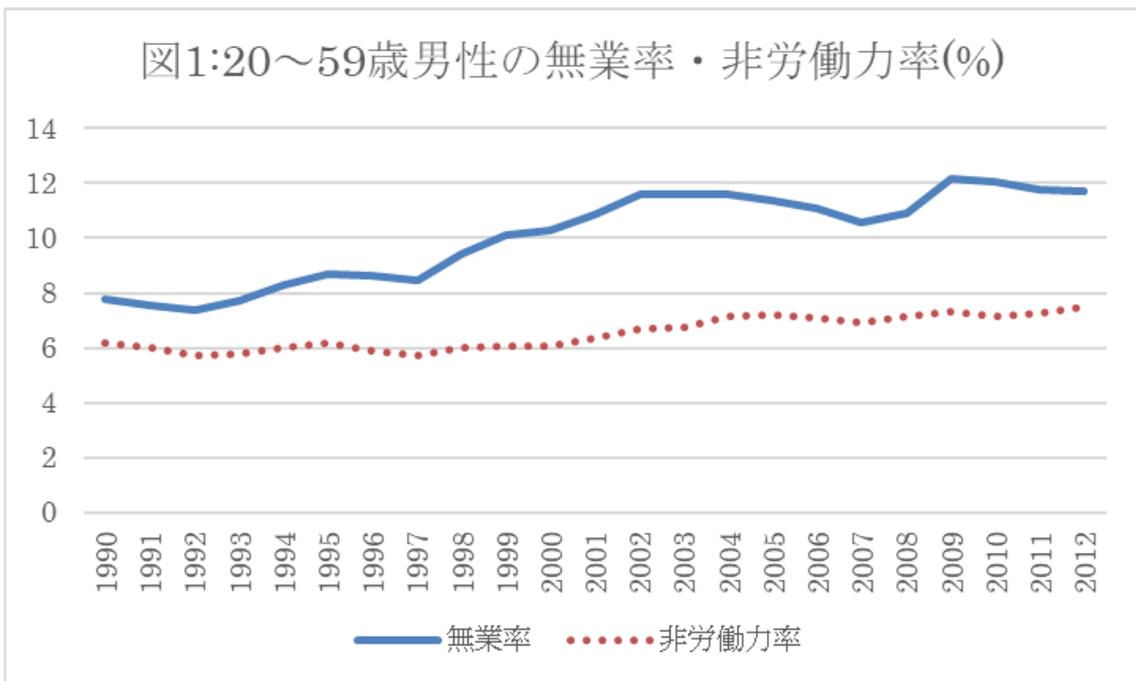
$$\text{Var}(\widehat{D}_1) = \left(\frac{\delta \widehat{D}_1}{\delta \widehat{\beta}^*} \right)' \text{Var}(\widehat{\beta}^*) \left(\frac{\delta \widehat{D}_1}{\delta \widehat{\beta}^*} \right) \cdots (5)$$

ここで、 $\frac{\delta \widehat{D}_1}{\delta \widehat{\beta}^*} = \frac{1}{N^B} \sum_{i=1}^{N^B} f(X_i^{AA} \widehat{\beta}^*) X_i^{AA} - f(X_i^{BA} \widehat{\beta}^*) X_i^{BA}$ であり、関数 f は標準正規分布における、確率密度関数である。

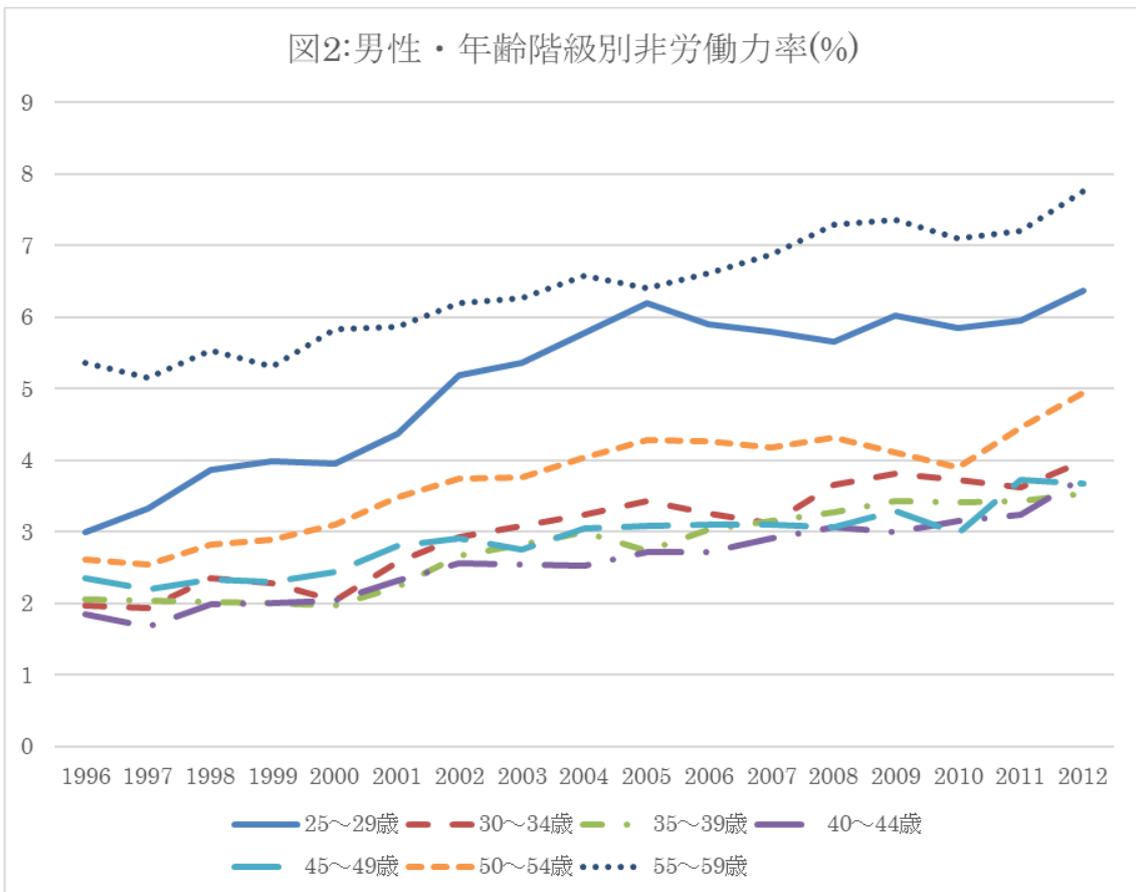
本研究で用いた Decomposition は、以上のような Nonlinear Decomposition であり、グループを年次で分けた上で、

- (i) サンプルサイズの大きなグループ(1996年)から、小さなグループ(2006年)と同数のサンプルをランダムに抜き出す作業を 100 回または 1000 回行い、
- (ii) 1996 年と 2006 年のデータをプールしたデータにおける Probit 推定の係数を用いた Decomposition と、2006 年データにおける Probit 推定の係数を用いた Decomposition の二種類の Decomposition を行なう。

という形での Decomposition を行い、結果の頑健性を確保している。

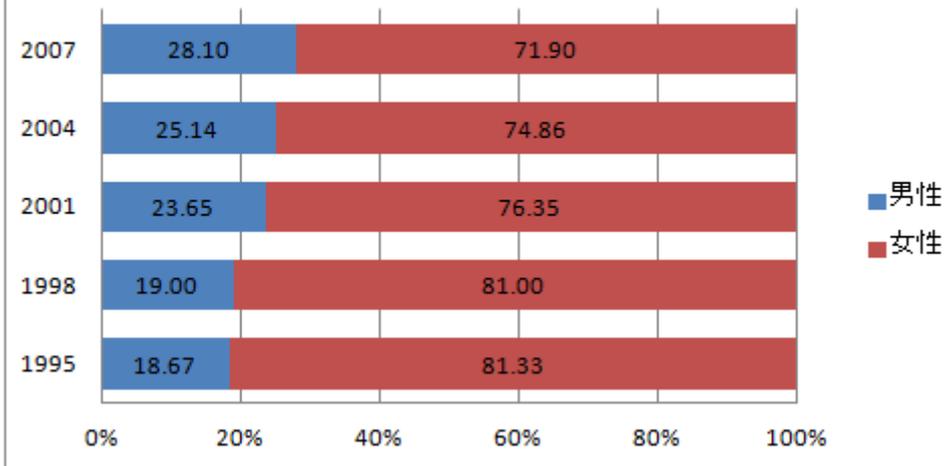


出典：総務省統計局『労働力調査』



出典：総務省統計局『労働力調査』

図3:同居の主な介護者:男女比率



出典：厚生労働省『国民生活基礎調査』

図4:無業者数の推移
(千人、括弧内は無業率(%))

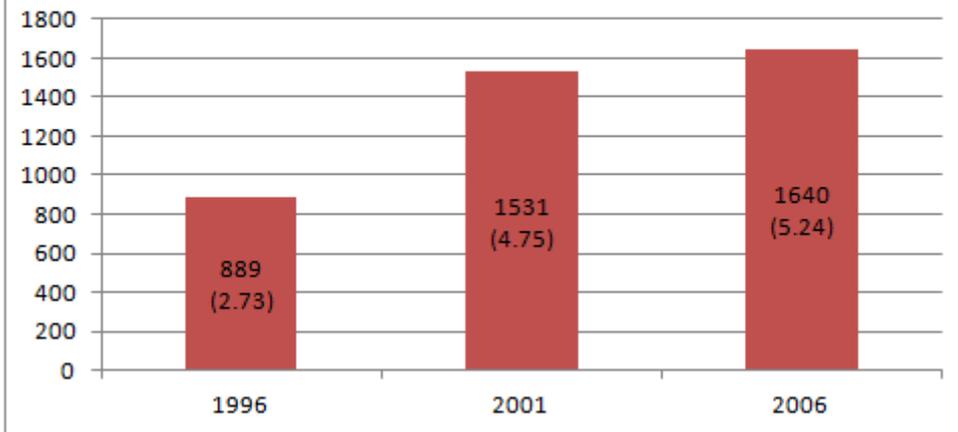


図5:「65歳以上介護あり」無業者の推移
(千人、括弧内は無業者内での比率(%))

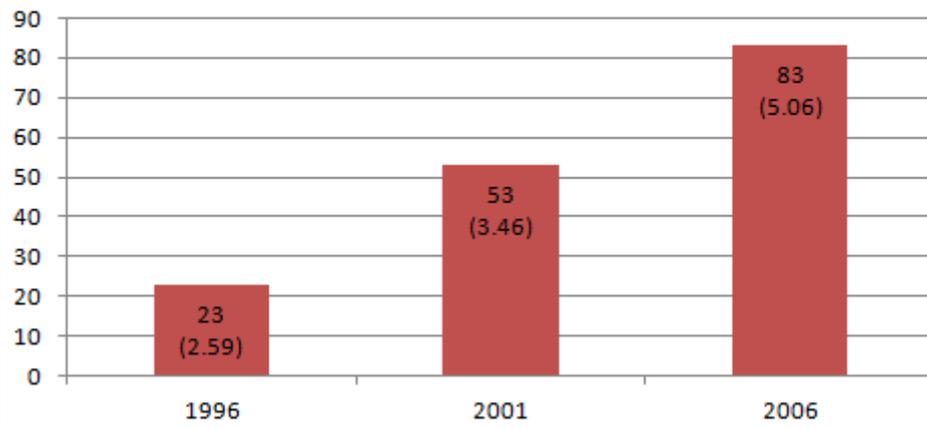


図6: 無業者/有業者の「介護あり」比率(%)
(65歳以上介護)

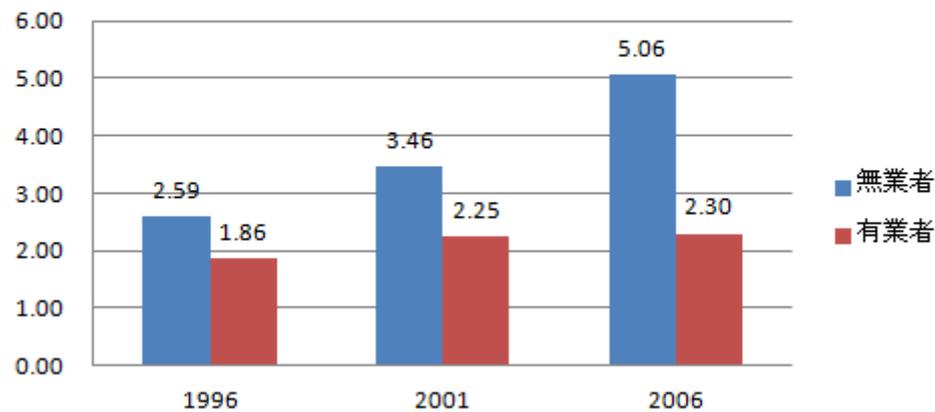


表1：説明変数と構成比

	1996年		2001年		2006年	
	標本数	構成比(%)	標本数	構成比(%)	標本数	構成比(%)
65歳以上介護						
あり	1186	2.06	1059	2.72	1085	3.04
なし	56381	97.94	37858	97.28	34590	96.96
介護(全体)						
あり	1487	2.58	1353	3.48	1437	4.03
なし	56080	97.42	37564	96.52	34238	95.97
婚姻状態						
既婚	41860	72.72	27242	70.00	24550	68.82
無配偶(未婚、離死別その他)	15707	27.28	11675	30.00	11125	31.18
配偶者以外の20～59歳同居人						
あり	20768	36.08	14223	36.55	12305	34.49
なし	36799	63.92	24694	63.45	23370	65.51
居住地						
三大都市圏	17938	31.16	12905	33.16	10972	30.76
その他	39629	68.84	26012	66.84	24703	69.24
年齢区分						
20～24歳	5271	9.16	2882	7.41	2265	6.35
25～29歳	6526	11.34	4515	11.60	3322	9.31
30～34歳	6374	11.07	4454	11.44	4443	12.45
35～39歳	7010	12.18	4286	11.01	4499	12.61
40～44歳	8114	14.09	4877	12.53	4331	12.14
45～49歳	10127	17.59	5447	14.00	4719	13.23
50～54歳	7192	12.49	7216	18.54	5281	14.80
55～59歳	6953	12.08	5240	13.46	6815	19.10
学歴						
小中卒	10351	17.98	6009	15.44	4192	11.75
高校卒	28605	49.69	19399	49.85	17694	49.60
高専・短大・専門卒	3938	6.84	3270	8.40	3375	9.46
大学・大学院卒	14568	25.31	10111	25.98	10167	28.50
在学なし・不詳	105	0.18	128	0.33	247	0.69
受診・療養時間						
あり	2743	4.76	2212	5.68	1865	5.23
なし	54824	95.24	36705	94.32	33810	94.77

表2: 無業者の規定要因に関するプロビット分析

無業=1、それ以外=0	1996年		2001年		2006年	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
介護あり(65歳以上)	0.0058	(0.0037) *	0.0078	(0.0053)	0.0147	(0.0060) ***
無配偶(未婚、離死別その他)	0.0685	(0.0028) ***	0.0928	(0.0037) ***	0.1056	(0.0038) ***
20~59歳の同居人(配偶者以外)あり	0.0028	(0.0011) ***	0.0022	(0.0019)	0.0056	(0.0021) ***
三大都市圏在住	-0.0013	(0.0010)	-0.0013	(0.0017)	-0.0015	(0.0020)
年齢<35~39歳>						
20~24歳	-0.0021	(0.0019)	0.0125	(0.0051) ***	-0.0029	(0.0040)
25~29歳	-0.0071	(0.0015) ***	-0.0009	(0.0038)	-0.0068	(0.0036) *
30~34歳	-0.0030	(0.0019)	0.0017	(0.0041)	-0.0016	(0.0038)
40~44歳	0.0020	(0.0023)	0.0053	(0.0045)	-0.0017	(0.0041)
45~49歳	0.0013	(0.0021)	0.0091	(0.0046) **	0.0046	(0.0044)
50~54歳	0.0101	(0.0030) ***	0.0201	(0.0049) ***	0.0127	(0.0047) ***
55~59歳	0.0350	(0.0047) ***	0.0671	(0.0079) ***	0.0498	(0.0059) ***
学歴<高校卒>						
小中卒	0.0137	(0.0017) ***	0.0235	(0.0030) ***	0.0248	(0.0036) ***
高専・短大・専門卒	-0.0058	(0.0014) ***	-0.0053	(0.0027) *	-0.0115	(0.0027) ***
大学・大学院卒	-0.0058	(0.0011) ***	-0.0114	(0.0019) ***	-0.0142	(0.0021) ***
在学なし・不詳	0.0645	(0.0251) ***	0.0537	(0.0259) ***	0.0079	(0.0122)
受診・療養時間あり	0.0393	(0.0042) ***	0.0605	(0.0060) ***	0.0716	(0.0072) ***
サンプルサイズ	57567		38917		35675	
疑似決定係数	0.1424		0.1295		0.1331	

注:<>内はリファレンスグループ。***,**,*はそれぞれ1%,5%,10%水準であることを表す。(以後の表でも同様)

表3: 無業者の規定要因に関するプロビット分析(無配偶者にサンプルを限定)

無業=1、それ以外=0	1996年		2001年		2006年	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
介護あり(65歳以上)	0.0314	(0.0181) **	0.0343	(0.0193) **	0.0575	(0.0206) ***
サンプルサイズ	15707		11675		11125	
疑似決定係数	0.0620		0.0578		0.0459	

注:その他の説明変数は、同居人ダミー、三大都市圏ダミー、年齢、学歴、受診・療養ダミー。

表4:1996~2006年の無業率上昇に関するBlinder-Oaxaca Decomposition (Non-Linear Decomposition)

無業=1、それ以外=0				
Pr(無業=1 2006年)	0.0535	0.0535	0.0535	0.0535
Pr(無業=1 1996年)	0.0275	0.0275	0.0275	0.0275
Difference	0.0260	0.0260	0.0260	0.0260
Total Explained	0.0063	0.0069	0.0063	0.0069
Decompositionで用いた係数	2006年における推計値	全サンプルでの推計値	2006年における推計値	全サンプルでの推計値
# of Replications	100	100	1000	1000
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
介護あり(65歳以上)	0.00024 (0.00010) **	0.00022 (0.00008) ***	0.00025 (0.00010) **	0.00023 (0.00008) ***
無配偶(未婚、離死別その他)	0.00522 (0.00061) ***	0.00558 (0.00047) ***	0.00553 (0.00061) ***	0.00551 (0.00047) ***
20~59歳の同居人(配偶者以外)あり	-0.00029 (0.00012) ***	-0.00030 (0.00008) ***	-0.00029 (0.00012) **	-0.00032 (0.00009) ***
三大都市圏在住	0.00002 (0.00005)	0.00002 (0.00005)	0.00002 (0.00005)	0.00003 (0.00003)
年齢<35~39歳>				
20~24歳	0.00021 (0.00031)	0.00028 (0.00023)	0.00021 (0.00031)	0.00028 (0.00022)
25~29歳	0.00019 (0.00023)	0.00031 (0.00016) *	0.00021 (0.00023)	0.00033 (0.00017) *
30~34歳	-0.00006 (0.00018)	-0.00013 (0.00014)	-0.00006 (0.00017)	-0.00013 (0.00013)
40~44歳	0.00002 (0.00008)	-0.00002 (0.00006)	0.00002 (0.00008)	-0.00002 (0.00006)
45~49歳	-0.00022 (0.00023)	-0.00014 (0.00015)	-0.00022 (0.00023)	-0.00015 (0.00016)
50~54歳	0.00017 (0.00017)	0.00017 (0.00012)	0.00013 (0.00017)	0.00014 (0.00012)
55~59歳	0.00340 (0.00071) ***	0.00339 (0.00052) ***	0.00340 (0.00071) ***	0.00378 (0.00054) **
学歴<高校卒>				
小中卒	-0.00217 (0.00037) ***	-0.00218 (0.00024) ***	-0.00213 (0.00036) ***	-0.00232 (0.00025) ***
高専・短大・専門卒	-0.00030 (0.00011) ***	-0.00025 (0.00011) **	-0.00029 (0.00011) ***	-0.00027 (0.00010) ***
大学・大学院卒	-0.00065 (0.00020) ***	-0.00072 (0.00013) ***	-0.00066 (0.00020) ***	-0.00057 (0.00012) ***
在学なし・不詳	0.00005 (0.00007)	0.00022 (0.00009) **	0.00005 (0.00007)	0.00022 (0.00009) **
受診・療養時間あり	0.00051 (0.00020) ***	0.00039 (0.00013) ***	0.00013 (0.00019)	0.00013 (0.00012)
サンプルサイズ	93242			

注: <>内はリファレンスグループ。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準であることを表す。

表5:1996~2006年の無業率上昇に関するBlinder-Oaxaca Decomposition (Non-Linear Decomposition)
サンプルを無配偶者に限定したDecomposition

無業=1、それ以外=0				
Pr(無業=1 2006年)	0.1182	0.1182	0.1182	0.1182
Pr(無業=1 1996年)	0.0674	0.0674	0.0674	0.0674
Difference	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508
Total Explained	0.0055	0.0067	0.0055	0.0067
Decompositionで用いた係数	2006年における推計値	全サンプルでの推計値	2006年における推計値	全サンプルでの推計値
# of Replications	100	100	1000	1000
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
介護あり(65歳以上)	0.00103 (0.00036) ***	0.00087 (0.00027) ***	0.00100 (0.00035) ***	0.00092 (0.00028) ***
サンプルサイズ	26832			

注: 介護以外の説明変数は、無配偶者ダミー、同居人ダミー、三大都市圏ダミー、年齢、学歴、受診・療養ダミー。

表6: 無業者の規定要因に関するプロビット分析(男女を併せて行った分析)

無業=1、それ以外=0	1996年		2001年		2006年	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
介護あり(65歳以上)	0.0406	(0.0154) ***	0.0484	(0.0156) ***	0.0666	(0.0153) ***
女性ダミー	0.2545	(0.0021) ***	0.2264	(0.0026) ***	0.2129	(0.0027) ***
女性×介護あり(65歳以上)	-0.0150	(0.0123)	0.0001	(0.0143)	-0.0139	(0.0127)
サンプルサイズ	119291		80394		74170	
疑似決定係数	0.2062		0.1510		0.1290	

注: その他の説明変数は、無配偶ダミー、同居人ダミー、三大都市圏ダミー、年齢、学歴、受診・療養ダミー。

表7: 1996~2006年の無業率上昇に関するBlinder-Oaxaca Decomposition (Non-Linear Decomposition)
男女を併せて行ったDecomposition

無業=1、それ以外=0	2006年における推計値		全サンプルでの推計値		2006年における推計値		全サンプルでの推計値	
Pr(無業=1 2006年)	0.1686	0.1686	0.1686	0.1686	0.1686	0.1686	0.1686	0.1686
Pr(無業=1 1996年)	0.1681	0.1681	0.1681	0.1681	0.1681	0.1681	0.1681	0.1681
Difference	0.0005	0.0005	0.0005	0.0005	0.0005	0.0005	0.0005	0.0005
Total Explained	-0.0002	0.0006	-0.0002	0.0006	-0.0002	0.0006	-0.0002	0.0006
Decompositionで用いた係数	2006年における推計値		全サンプルでの推計値		2006年における推計値		全サンプルでの推計値	
# of Replications	100		100		1000		1000	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
介護あり(65歳以上)	0.00108	(0.00024) ***	0.00100	(0.00016) ***	0.00107	(0.00024) ***	0.00104	(0.00018) ***
女性ダミー	0.00044	(0.00004) ***	0.00023	(0.00002) ***	0.00039	(0.00004) ***	0.00035	(0.00003) ***
女性ダミー×介護あり(65歳以上)	-0.00021	(0.00021)	-0.00039	(0.00015) ***	-0.00021	(0.00021)	-0.00041	(0.00016) ***
サンプルサイズ	193461							

注: 介護以外の説明変数は、無配偶ダミー、同居人ダミー、三大都市圏ダミー、年齢、学歴、受診・療養ダミー。