

第3章 高齢者介護が就業状態に及ぼす影響 —男女別分析—

第1節 はじめに

本章では、『社会生活基本調査』特別集計データ（1996年、2001年、2006年、2011年）を用いて、15～64歳の生産年齢に属する者の就業や労働市場参加、15～64歳の在学中でない者の無業化に対し、65歳以上高齢者介護がもたらす影響に関し実証分析した¹。

総務省統計局『労働力調査』において、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2013年時点で4771万人にのぼる。ここで、上述の『労働力調査』から作成した図3-1、図3-2を見てみる。図3-1は20～64歳男性、図3-2は20～64歳女性に関する無業率並びに非労働力率を1996年～2013年の期間にかけてプロットしたものである。両図を見て分かるように、男性の無業率、非労働力率が2000年代以降は90年代後半より上昇しているのに対し、女性の無業率並びに非労働力率は2000年代以降低下傾向にあることが分かる²。

次に、総務省統計局『就業構造基本調査』から作成した二枚の図に目を向ける。図3-3及び図3-4である。図3-3は、調査時点から見て過去5年間に前職を「介護」を理由に離職した者の数及び全離職者に占める割合の推移である。図3-3から分かることは、1997年10月～2002年9月に介護を理由に離職した者は52.4万人、続く2002年10月～2007年9月に56.8万人、2007年10月～2012年9月に48.7万人と、増加→減少という動きを見せているということである³。しかし、これを男性に限定し、かつ離職後に無業者となったもの（図3-4）に絞ると、各期間で5.1万人→6.4万人→7万人と、一貫して上昇していることが分かる。

さらに、厚生労働省『国民生活基礎調査』に移る。『国民生活基礎調査』には「同居の主な介護者」に関する項目が存在する。これを利用し、「同居の主な介護者」の男女比を継続的に比較したものが図3-5である。図3-5からは、同居の主な介護者のうち、男性が占める割合が一貫して増加していることが見て取れる。

日本の伝統的な家族制度においては、介護は女性の仕事であるという認識が色濃かったと言える（袖井（1989））、しかし、図3-4や図3-5、津止・斎藤（2007）の指摘からは、介護がもはや女性のみの仕事であるとは言い難くなってきたことが窺える。

ここまでの事実を踏まえ、本研究では、男性、女性をサンプル分けした上で、65歳以上の高齢者介護が、生産年齢にある者の無業率や就業率、そして労働市場参加率にいかなる影響をもたらしたかを実証分析してゆく。そして、介護が本当に女性だけの問題ではなくなっているのか、そして、介護は無業率の上昇因（または就業率/労働市場参加率の低下因）となる

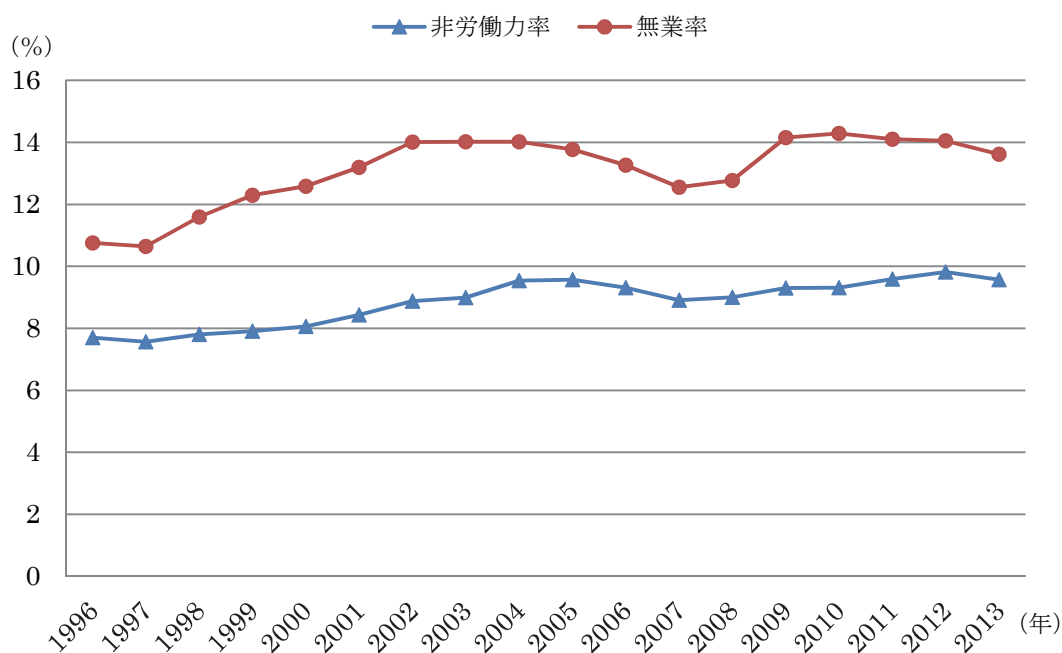
¹ なお、本章で用いるデータは、復元乗率でウェイト付けしたものではない。

² ここで言う「無業率」とは、非労働力と完全失業者を和したものを、当該年齢人口で除したものとなる。「労働力人口」は就業者+完全失業者の数、当該年齢人口から労働力人口を引いたものが、「非労働力」である。

³ 図3-3から分かる通り、全離職者に占める比率も同様の動きを示している。

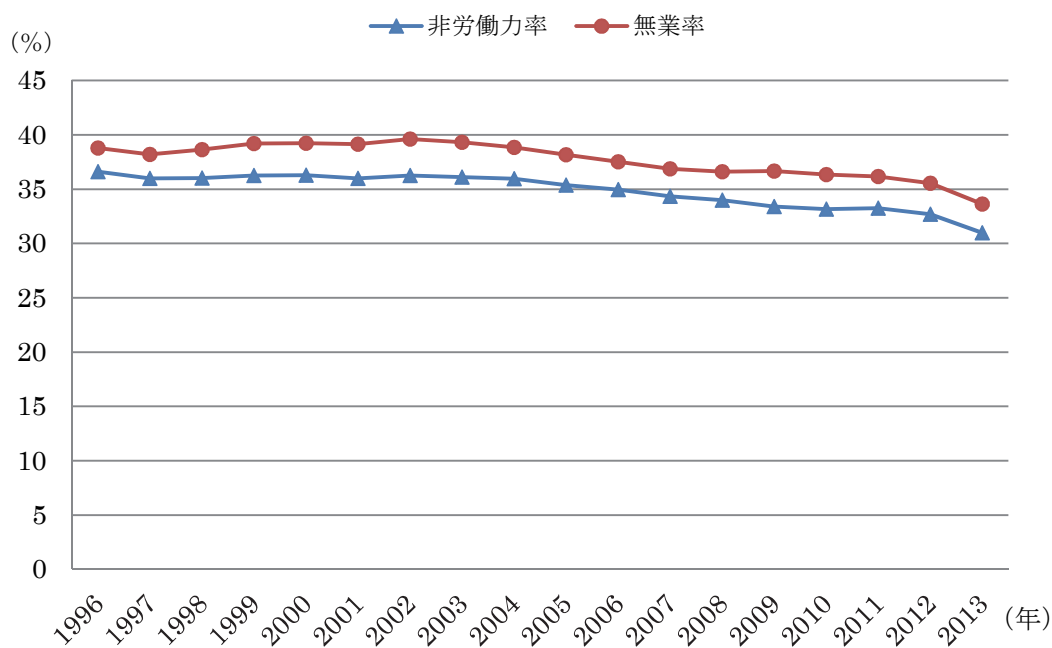
のかに関し検討する。

本章の構成は以下の通りである。続く第2節において、先行研究、介護制度の推移に関する概観並びにデータの説明、事実確認を、そして第3節で実証分析を行う。実証分析では、各年のデータをクロスセクションで用いた年次別分析を行うとともに、1996年～2011年データを全て用いた、市区町村パネルデータ分析及び、市区町村・年齢（コーホート）階級別疑似パネルデータを用いた固定効果分析を行い、観察不可能な個人属性を可能な限り制御した上での、無業率、就業率、労働市場参加率への高齢者介護の影響を分析する。また、10歳年齢階級毎に区切ったサブサンプルを用いた実証結果を適宜紹介することで、65歳以上介護の影響が、どの年齢層により強く出ているかに関する議論も行う。第4節では、本章のまとめ並びに今後の課題に関する議論を行う。



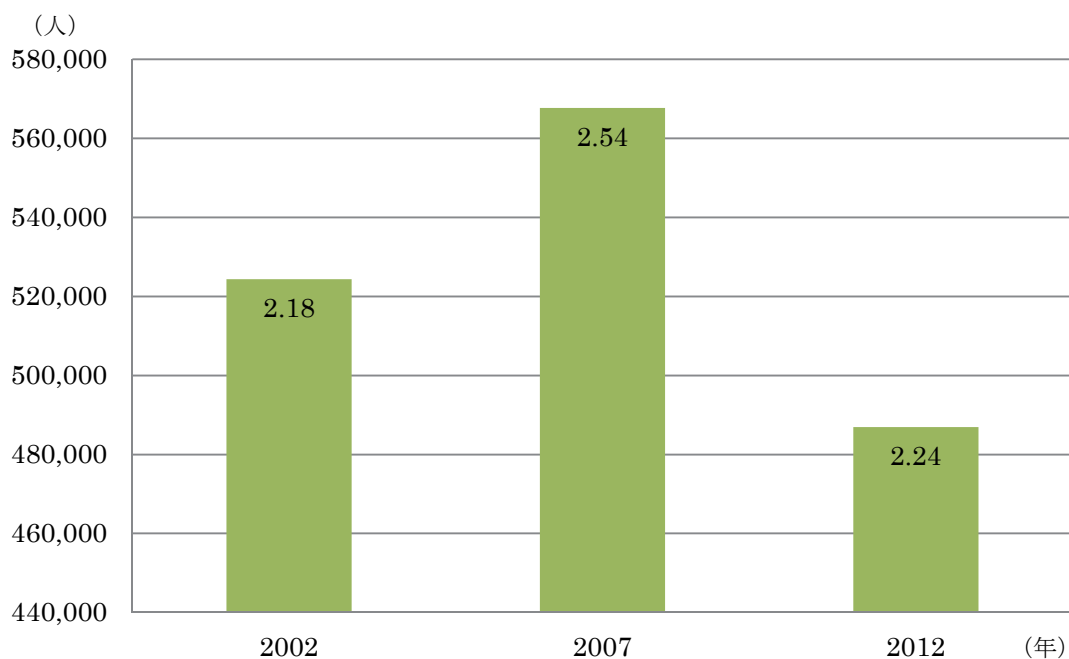
出典：総務省統計局『労働力調査』

図3-1 20～64歳男性無業率・非労働力率(%)



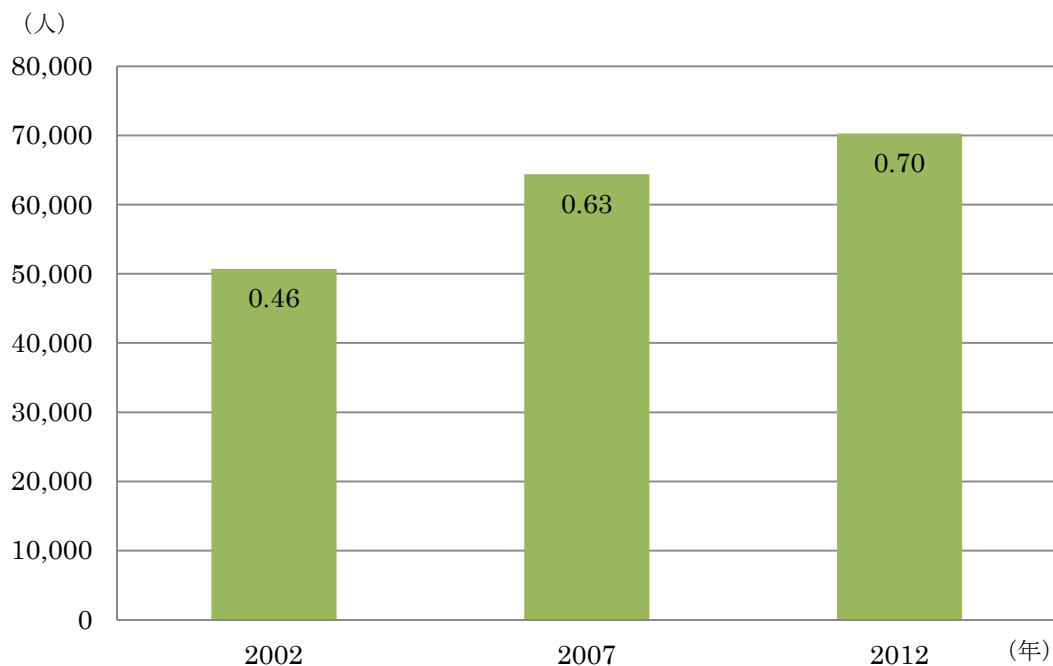
出典：総務省統計局『労働力調査』

図 3-2 20～64 歳女性無業率・非労働力率 (%)



出典：総務省統計局『就業構造基本調査』

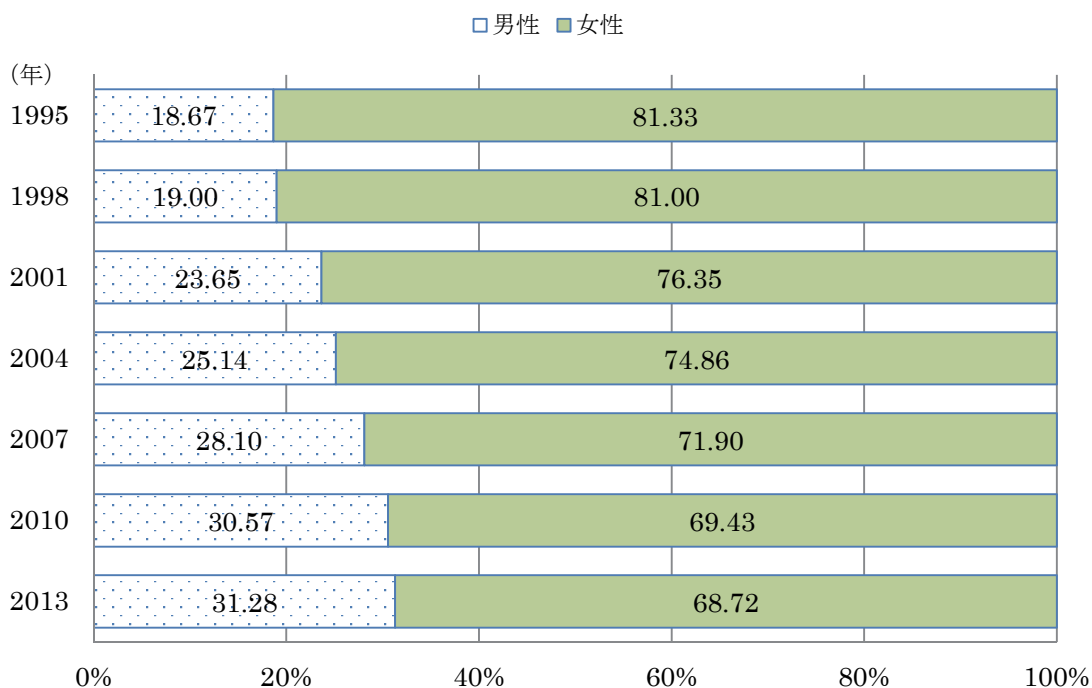
図 3-3 過去五年間に前職を「介護」を理由に離職した者(人)
(図中の数値は全離職者に占める比率(%))



出典：総務省統計局『就業構造基本調査』

図 3-4 過去五年に前職を「介護」を理由に離職し無業者となった男性(人)

(図中の数値は全離職者に占める比率(%))



出典：厚生労働省『国民生活基礎調査』

図 3-5 同居の主な介護者：男女比率(%)

第2節 先行研究及び介護制度の推移、データに関して⁴

1. 先行研究

日本における「介護と就業」に関する研究の蓄積は、男性でなく女性を主とする、または完全に女性を対象とした分析の方が多いと言える(前田(1995)、大日(1999)⁵、永瀬(2000)、西本・西條(2004)、Sugawara and Nakamura(2014)等、海外においては Ettner(1996)、Pezzin et al.(1999)等)⁶。こうした状況は、先述の議論や浜島(2006a、2006b)等にあるように、伝統的な家族制度における女性の仕事としての介護という見方、そして女性が属する家計において依然として女性が主介護者となる比率が高いこと等に起因すると考えられる。しかし、前節における図3-4、図3-5に見られる男性介護者及びその比率の増加傾向や津止・斎藤(2007)の議論からは、「介護と就業」に関する問題は女性のみの問題でないことが窺える。また、図3-1にあるように男性の無業率・非労働力率が高まっており、男性の「介護と就業」に関する研究も、女性に関する研究と同様に重要であると考えられる。

先行研究において、男性をも分析対象とした「介護と就業」にまつわる研究としては、岩本(2000)、山口(2004)、西本(2006)、Fukahori et al.(2013)等を挙げることができる(海外では Carmichael and Charles(2003)、Van Houtven et al.(2013)等)。このうち、岩本(2000)、山口(2004)は、男性における介護が就業にもたらす影響に関しては懐疑的な研究であると言える。それに対し、男性においても介護が就業状態に影響するという実証結果を得ているのが、西本(2006)、Fukahori et al.(2013)である。西本(2006)は『第一回全国家族調査』のデータを用い、介護サービス充実が就業状態にもたらす影響を推定している。その結果、介護サービス充実は女性の就業にはポジティブな影響をもたらすが、男性に対しては、就業時間短縮を伴う雇用継続への正の影響と、休・退職を促進する効果の両者が見られたとしている。但し、サンプルサイズは1800程度と、本研究と比して小さなサンプルサイズとなっている。

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の隔年調査)を用い、男女両者において、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には上記の効果を減ずる効果がなかったことを指摘している。しかし、回答者数は1500程度にとどまっており、またデータの期間が介護保険法改正当年である2005年までであることから介護保険法改正に関する検討は行われていない。

本研究は、上記のような先行研究を踏まえて行われた高橋(2014)による研究を敷衍したものと言える。高橋(2014)は『社会生活基本調査』匿名データ(1996年、2001年、2006年)を利用し、20～59歳の在学中でない男性において、1996年と2006年に65歳以上介護

⁴ 本節は、高橋(2014)の内容に加筆、修正を加えたものである。

⁵ 例えば大日(1999)では、男女計のサンプルを用いた推計と女性のみによる推計を比較した上で介護が男性の就業状態に与える影響を検討しているが、分析の主軸はあくまで女性であると言える。

⁶ 「介護と就業」を含む、ワーク・ライフ・バランスに関する研究を包括的にサーベイした文献として、池田(2010b)が挙げられる。

のある者が無業化しやすいこと、また、Blinder-Oaxaca Decompositionにより、1996年～2006年の20～59歳男性無業率に、65歳以上介護のある者の増加が寄与していることを示した。これに対し本章では、新たに2011年データを含む、『社会生活基本調査』特別集計データを用いることで、市区町村パネルデータ及び市区町村・コーホート階級別疑似パネルデータを用いた推計を追加的に行うことを通して、観察されない個人属性の制御をした上での介護の効果を検討していると言える⁷。

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する。介護保険法施行の2000年より以前には、「高齢者保険福祉推進十ヵ年戦略（ゴールドプラン）」（1990年）、「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」（1994年）により、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の介護サービス提供者の育成や福祉施設の充実化を図る政策が採られた（渡辺（1997））。そしてそれを引き継ぐ形で、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⁸。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⁹、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（一部は本人負担）を受けることができる、というものである¹⁰。これにより、「介護の社会化」が促進され、家族内において介護を担う者の負担が軽減されることが想定される。

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。主な見直し点としては、①予防重視型システムへの転換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点が挙げられる（伊藤（2005））。

以上の内容を踏まえ、実証分析においては、高齢者介護が就業状態に及ぼす影響とともに、このような介護制度の変遷が、要介護者を抱える世帯の構成員に影響を及ぼしたかどうかに関しても、簡単ではあるが議論することとする。

⁷ 『社会生活基本調査』匿名データにおいては、個人情報保護の観点から、居住地に関する情報が「三大都市圏か否か」という二値の変数にまとめられている。

⁸ 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、「要介護状態の原因となった心身の障害が老化に起因する一定の疾病（特定疾病）である者」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年まで10万5千人、2006年時点で15万人程度、2011年時点で16万人弱が認定を受けている。

⁹ ただし、要支援者は、施設サービスは受けられない。

¹⁰ それ以上のサービスを受ける場合は、全額自己負担である。

3. データ及び事実確認

本章で用いるデータに関しても、他の章と同様に『社会生活基本調査』特別集計データである¹¹。利用する年次は、1996年、2001年、2006年、2011年の全年次のものとなる。それぞれ、「生活行動編データ」「生活時間編データ」を接合したものを分析に用い¹²、両年次における観測数は、2011年データが178914件、2006年データが179316件、2001年データが187969件、1996年データが260011件となる。

対象サンプルであるが、本章では、以下の二通りのサンプルを用い、それぞれの就業状態に対する65歳以上介護の影響を分析する。

- ① 15～64歳の在学中でない者¹³
- ② 15～64歳の者全体

そして、上記①②のそれぞれについて、以下の変数を被説明変数とした分析を行う。

- ① 無業であるか否かを示すダミー変数（無業が1、その他が0）
 - ② 就業しているか否かを示すダミー変数（就業が1、その他が0）及び、労働市場に参加しているか否かを示すダミー変数（労働市場参加が1、その他が0）^{14,15}
- 尚、本章において「無業」とは、「ふだん仕事をしていますか」に対し「家事」または「そ

¹¹ 『社会生活基本調査』は、一日の生活時間の配分と過去一年間における主な活動状況などを調査する目的で行われるものであり、1976年以来五年ごとに行われている。最新の調査である8回目の2011年調査では、2011年10月20日現在で行われ、生活時間に関しては、10月15日～10月23日の九日間のうち、調査区ごとに指定された連続二日間における生活時間を記録することとなっている。

¹² 『社会生活基本調査』「生活時間編」には、プリコード方式（生活時間に関し、20種類の項目から選択して記入する形式）の調査票Aと、アフターコード方式（調査客体が任意に調査票に記入したのち、それにコードを振ってゆく形式）の調査票Bのそれぞれの調査票に基づくデータが存在する。本研究で用いたのは調査票Aによるデータである。

¹³ ここで言う「在学中でない者」とは、「ふだん仕事をしていますか」という質問に対し「通学のかたわらに仕事」「通学」と回答した者、及び「教育」に関する質問で、現在在学中であると回答した者を全て排除したものである。

¹⁴ このうち、労働市場参加に関する変数は、2006年、2011年データにおける分析のみに用いる。『社会生活基本調査』では、2001年以前には就業状態に関し「ふだん仕事をしていますか」という質問のみが行われており、「いいえ」と回答した者に対しそれ以上の質問が行われていなかったが、2006年以降、「ふだん仕事をしていますか」に対して「いいえ」と答えた者に対し、「仕事をしたいと思っていますか」という質問が追加され、選択肢に「仕事をしたいと思っており仕事を探している」「仕事をしたいと思っているが仕事を探していない」「仕事をしたいと思っていない」の三つである。労働市場参加とは、「ふだん仕事をしていますか」に「はい」と回答した者、及び「いいえ」と回答した上で、「仕事をしたいと思っていますか」に「仕事をしたいと思っており仕事を探している」と回答した者を併せた概念である。

¹⁵ 但し、例えば仕事をした・しないに関して、『労働力調査』では、月末一週間の期間に少しでも仕事をしたかを問われる（アクチュアルベース）のに対し、『社会生活基本調査』では「仕事をしている」という用語について「ふだん仕事をしており、今後も仕事を続けていく場合をいい、ふだんの状態がはっきり決められない場合は、おおむね1年間に30日以上仕事をしている場合」とするという「ふだんの状態」を問われる（ユージュアルベース）等、調査方法に差異が存在することに注意が必要である。この意味においては、本研究の労働市場参加率と『労働力調査』の労働市場参加率、本研究の無業率と『労働力調査』の無業率は必ずしも一致しない。

の他」と回答した者を示す。対象サンプルを「在学中でない15～64歳の者」としたのは、「介護と就業」の関係を、就学に関する意思決定とは独立した状態でより明瞭な状態のものとして観察するためである。また、15～64歳の者全体を対象とした分析では、本報告書が「我が国を取り巻く経済・社会環境の変化に応じた雇用・労働のあり方についての調査研究」サブテーマ「労働力需給推計に関する研究」の一環であること、そしてその中で、労働市場参加率が重要な分析対象であることであることから労働市場参加率を、同時に1996年～2011年の全ての年次データを用いることが可能であることから就業率を被説明変数とする。

本章において、各分析における焦点となる変数は「自宅内・自宅外を問わず、65歳以上の家族を介護しているか否か」を示すダミー変数である^{16,17}。これまでの議論に即し、「65歳以上の家族を介護していること」は、無業促進的、逆に就業/労働市場参加抑制的に働くことが想定される。

そして本章におけるデータセットの中で、最新のデータである2011年データを用い、15～64歳の在学中でない男性及び女性のそれぞれに関し、65歳以上介護の有無と無業か否かに関する状況を簡単に概観したものが、表3-1、表3-2のクロス表となる。表3-1、表3-2から分かる通り、65歳以上介護のある者は、男女共に、無業である比率が高い。両図において、独立性の検定をパスしていることから、その傾向ははっきりとしたものであることが分かる。では、15～64歳の生産年齢にある男女における、就業に関してはどうか。表3-1、表3-2と同様に、65歳以上介護の有無と就業か否かに関する状況を概観したものが表3-3、表3-4である。こちらでは、在学中でない者の無業に関するクロス表と異なり、男性においては独立性の検定をパスせず、65歳以上介護のある者において特に就業率が低いことは示されていない。逆に、女性に関しては独立性の検定をパスしており、65歳以上介護のある者は就業していない傾向にある。続く節で行なわれる実証分析において、ここまでの傾向が確かなものであるか確認する。

¹⁶ 『社会生活基本調査』においては、「65歳以上の家族を介護しているか否か」「その他の家族を介護しているか否か」のそれぞれの質問項目に関してはそれぞれさらに「自宅内で介護しているか」「自宅外で介護しているか」という質問項目が存在する。本章において「自宅内」「自宅外」の二つをまとめた形での変数「65歳以上の家族を介護しているか否か」「その他の家族を介護しているか否か」を用いた理由としては、以下のものが挙げられる。例えば、介護を行うものと介護される者が近隣に居住している場合、それは「自宅外介護」となる。このような近隣居住の家族の介護と、居宅から離れた場所にいる家族の介護では性格が異なることが考えられるが、その二つが共に「自宅外介護」に含まれるため、実証結果の解釈が困難となることが予測されたことが理由で、本章では「自宅内介護」と「自宅外介護」の区分をまとめて扱うこととした。

¹⁷ 2011年調査においては、「自宅外介護」に関し、さらに「同じ敷地内、または近くに住んでいる（徒歩5分程度）」か否かを問う質問項目が追加された。こうした質問項目に対する回答が蓄積され次第、「自宅内介護」「自宅外介護（近隣介護）」「自宅外介護（それ以外）」を区別した実証分析を行えるかも知れない。今後の課題としたい。

表 3-1 15～64 歳の在学中でない男性における、65 歳以上介護の有無と無業ダミーとのクロス表

	その他	無業	計
65歳以上介護なし	44970 (91.0)	4465 (9.0)	49435
65歳以上介護あり	2277 (85.6)	383 (14.4)	2660
計	47247	4848	52095

注 1：括弧内は、65 歳以上介護の有無別の、無業か否かの構成比

注 2：ピアソンのカイ二乗検定の結果は、chi2 (1) = 86.1285 Pr = 0.000

表 3-2 15～64 歳の在学中でない女性における、65 歳以上介護の有無と無業ダミーとのクロス表

	その他	無業	計
65歳以上介護なし	36808 (70.8)	15159 (29.2)	51967
65歳以上介護あり	2643 (64.5)	1455 (35.5)	4098
計	39451	16614	56065

注 1：括弧内は、65 歳以上介護の有無別の、無業か否かの構成比

注 2：ピアソンのカイ二乗検定の結果は、chi2 (1) = 73.0987 Pr = 0.000

表 3-3 15～64 歳の男性における、65 歳以上介護の有無と就業ダミーとのクロス表

	その他	就業	計
65歳以上介護なし	9128 (16.5)	46197 (83.5)	55325
65歳以上介護あり	423 (15.6)	2292 (84.4)	2715
計	9551	48489	58040

注 1：括弧内は、65 歳以上介護の有無別の、就業しているか否かの構成比

注 2：ピアソンのカイ二乗検定の結果は、chi2 (1) = 1.5890 Pr = 0.207

表 3-4 15～64 歳の女性における、65 歳以上介護の有無と就業ダミーとのクロス表

	その他	就業	計
65歳以上介護なし	19449 (33.8)	38186 (66.3)	57635
65歳以上介護あり	1517 (36.3)	2661 (63.7)	4178
計	20966	40847	61813

注 1：括弧内は、65 歳以上介護の有無別の、就業しているか否かの構成比

注 2：ピアソンのカイ二乗検定の結果は、chi2 (1) = 11.4271 Pr = 0.001

第3節 実証分析

1. 年次別分析

ここからは、前節までの議論を基に、実際に高齢者介護が15～64歳の生産年齢人口の男女の就業状態にいかなる影響を及ぼしてきたかの実証分析を行う。始めに、1996年～2011年データの四年分のデータをそれぞれ単独で用いた分析を行い、その後、前節の議論を踏まえた上で、観察不可能な個人属性の制御を目的とした市区町村パネルデータ分析並びに市区町村・年齢（コーホート）階級別疑似パネルデータ分析を行う。

まず、年次別分析である。本章では、前節でも述べた通り以下の二通りのサンプルを用いた分析を行う。

- ① 15～64歳の在学中でない者
- ② 15～64歳の者全体

そして、上記①②のそれぞれについて、以下の変数を被説明変数とした分析を行う。被説明変数が全て二値のダミー変数であることから、年次別分析は全てプロビット分析で行われる。

- ① 無業ダミー（無業が1、その他が0）
- ② 就業ダミー（就業が1、その他が0）及び、労働市場参加ダミー（労働市場参加が1、その他が0）

本章におけるキー変数は「65歳以上介護」ダミー変数である。同時に、「自宅内・自宅外を問わず、その他家族を介護しているか否か」及び「世帯内に自分以外で、65歳以上の家族を介護している者が何人いるか」も説明変数として用いる。前節までの議論に即し、「65歳以上の家族を介護しているか否か」は、無業促進的、逆に就業/労働市場参加抑制的に働くことが想定される。また、「世帯内に自分以外で、65歳以上の家族を介護している者が何人いるか」に関しては、自分以外の者が高齢者介護に従事しており、その人数が多いほど、無業化を抑制し、就業及び労働市場参加促進的に働くことが予測される。

尚、本研究と最も問題意識の近い高橋（2014）では「世帯内に要介護高齢者が発生すること」が、介護負担可能性のある者にとって外生的である、というかなり強い仮定を置いた上で分析を行ったが、本研究ではその仮定を置かずに分析を進める。理由としては、後に続く節において、「観察不可能な個人属性」の可能な限りの制御を試みるためである。

上記のキーとなる説明変数以外には、世帯構成を制御する目的で、「無配偶ダミー」「単身世帯ダミー」をコントロールする¹⁸。また、本人の健康状態を示す変数として「受診・療養

¹⁸ ここで言う「無配偶」とは、「配偶者の有無」について、「未婚」及び「離別・死別」と回答した者を言う。

時間の有無」を用い¹⁹、さらに、教育、年齢（5歳階級区分）、都道府県ダミーを用いる。用いる変数の年次別構成比は、表3-5～表3-7に掲載されている²⁰。

表3-5 分析で用いる変数と及びその構成比:2011年

2011年	15～64歳全体		15～64歳、在学中 でない者		15～64歳、在学中 でない無業者	
	観測数	構成比(%)	観測数	構成比(%)	観測数	構成比(%)
労働市場参加						
参加	96137	(80.2)	—	—	—	—
不参加	23793	(19.8)	—	—	—	—
就業						
就業	89336	(74.5)	—	—	—	—
就業していない	30517	(25.5)	—	—	—	—
無業						
無業	—	—	21462	(19.8)	—	—
無業ではない	—	—	86698	(80.2)	—	—
求職活動						
あり	—	—	—	—	5666	(26.4)
なし	—	—	—	—	15796	(73.6)
就業希望						
あり	—	—	—	—	9524	(44.4)
なし	—	—	—	—	11938	(55.6)
65歳以上介護の有無						
あり	6895	(5.8)	6760	(6.3)	1838	(8.6)
なし	113035	(94.3)	101476	(93.8)	19624	(91.4)
その他家族介護の有無						
あり	1521	(1.3)	1469	(1.4)	517	(2.4)
なし	118409	(98.7)	106767	(98.6)	20945	(97.6)
性別						
男性	58096	(48.4)	52151	(48.2)	4848	(22.6)
女性	61834	(51.6)	56085	(51.8)	16614	(77.4)
配偶状態						
有配偶	75925	(63.5)	75630	(70.0)	15977	(74.6)
無配偶	43736	(36.6)	32380	(30.0)	5433	(25.4)
一人の世帯か否か						
一人の世帯	8925	(7.4)	7842	(7.3)	1376	(6.4)
それ以外	111005	(92.6)	100394	(92.8)	20086	(93.6)
世帯内の65歳以上介護従事者数						
0人	110862	(92.4)	100070	(92.5)	19950	(93.0)
1人	6475	(5.4)	5952	(5.5)	1209	(5.6)
2人	2035	(1.7)	1759	(1.6)	250	(1.2)
3人	429	(0.4)	345	(0.3)	42	(0.2)
4人	107	(0.1)	91	(0.1)	11	(0.1)
5人	22	(0.0)	19	(0.0)	—	—

¹⁹ この変数は、「生活時間編」の「受診・療養時間」が、調査対象日の連続二日間において一分でも存在した場合に1を取るダミー変数である。『社会生活基本調査』2011年調査では、就業者に対してのみ、健康状態を直接問う質問項目が存在するが、1996～2006年データとの接続や、無業者を分析対象にできなくなること等の理由から、第2章及び第3章では用いていない。

²⁰ なお、経済状態を示す「世帯の年間収入」に関しては、説明変数に加えていない。その理由として、「無業であるから世帯の年間収入が低い」といった逆因果の関係が存在し得るためである。

表 3-5 分析で用いる変数と及びその構成比:2011年(続き)

2011年	15～64歳全体		15～64歳、在学中 でない者		15～64歳、在学中 でない無業者	
	観測数	構成比(%)	観測数	構成比(%)	観測数	構成比(%)
受診・療養						
あり	7987	(6.7)	7571	(7.0)	2313	(10.8)
なし	111943	(93.3)	100665	(93.0)	19149	(89.2)
年齢						
15～19歳	9512	(7.9)	816	(0.8)	173	(0.8)
20～24歳	7633	(6.4)	5319	(4.9)	763	(3.6)
25～29歳	8551	(7.1)	8300	(7.7)	1296	(6.0)
30～34歳	10284	(8.6)	10171	(9.4)	1825	(8.5)
35～39歳	13081	(10.9)	13010	(12.0)	2309	(10.8)
40～44歳	13265	(11.1)	13200	(12.2)	2037	(9.5)
45～49歳	12173	(10.2)	12113	(11.2)	1611	(7.5)
50～54歳	12666	(10.6)	12625	(11.7)	1804	(8.4)
55～59歳	14345	(12.0)	14307	(13.2)	2917	(13.6)
60～64歳	18420	(15.4)	18375	(17.0)	6727	(31.3)
教育						
中学校在学	1268	(1.1)	—	—	—	—
高校在学	6060	(5.1)	—	—	—	—
短大・高専在学	1033	(0.9)	—	—	—	—
大学・大学院在学	2961	(2.5)	—	—	—	—
小学・中学卒	10978	(9.2)	10955	(10.2)	3076	(14.5)
高校・旧制中卒	53237	(44.7)	53026	(49.4)	10669	(50.1)
短大・高専卒	20879	(17.5)	20834	(19.4)	4566	(21.5)
大学・大学院卒	22725	(19.1)	22634	(21.1)	2975	(14.0)
世帯の年間収入(税込み)						
～100万円	3276	(2.8)	2353	(2.2)	1377	(6.6)
100～199万円	6562	(5.6)	5948	(5.6)	2188	(10.4)
200～299万円	10751	(9.1)	10101	(9.5)	2984	(14.2)
300～399万円	14006	(11.9)	13109	(12.3)	3046	(14.5)
400～499万円	14246	(12.1)	13202	(12.4)	2614	(12.4)
500～599万円	14138	(12.0)	12980	(12.2)	2280	(10.9)
600～699万円	11893	(10.1)	10756	(10.1)	1649	(7.9)
700～799万円	10169	(8.6)	9068	(8.5)	1338	(6.4)
800～899万円	8555	(7.3)	7531	(7.1)	1016	(4.8)
900～999万円	6767	(5.7)	5997	(5.6)	737	(3.5)
1000～1499万円	13615	(11.5)	11914	(11.2)	1368	(6.5)
1500万円以上	3955	(3.4)	3544	(3.3)	408	(1.9)

表 3-6 分析で用いる変数と及びその構成比:2006年

2006年	15～64歳全体		15～64歳、在学中 でない者		15～64歳、在学中 でない無業者	
	観測数	構成比(%)	観測数	構成比(%)	観測数	構成比(%)
労働市場参加						
参加	97585	(79.2)	—	—	—	—
不参加	25632	(20.8)	—	—	—	—
就業						
就業	91829	(74.6)	—	—	—	—
就業していない	31233	(25.4)	—	—	—	—
無業						
無業	—	—	21935	(19.7)	—	—
無業ではない	—	—	89318	(80.3)	—	—
求職活動						
あり	—	—	—	—	4591	(20.9)
なし	—	—	—	—	17344	(79.1)
就業希望						
あり	—	—	—	—	11034	(50.3)
なし	—	—	—	—	10901	(49.7)
65歳以上介護の有無						
あり	5109	(4.2)	4992	(4.5)	1412	(6.4)
なし	118108	(95.9)	106416	(95.5)	20523	(93.6)
その他家族介護の有無						
あり	1923	(1.6)	1862	(1.7)	565	(2.6)
なし	121294	(98.4)	109546	(98.3)	21370	(97.4)
性別						
男性	59702	(48.5)	53567	(48.1)	4366	(19.9)
女性	63515	(51.6)	57841	(51.9)	17569	(80.1)
配偶状態						
有配偶	80155	(65.2)	79990	(72.0)	17280	(78.9)
無配偶	42784	(34.8)	31180	(28.1)	4613	(21.1)
一人の世帯か否か						
一人の世帯	8121	(6.6)	7201	(6.5)	1214	(5.5)
それ以外	115096	(93.4)	104207	(93.5)	20721	(94.5)
世帯内の65歳以上介護従事者数						
0人	115995	(94.1)	104974	(94.2)	20843	(95.0)
1人	5190	(4.2)	4750	(4.3)	904	(4.1)
2人	1565	(1.3)	1309	(1.2)	152	(0.7)
3人	354	(0.3)	289	(0.3)	29	(0.1)
4人	80	(0.1)	61	(0.1)	6	(0.0)
5人	23	(0.0)	17	(0.0)	1	(0.0)
6人	5	(0.0)	5	(0.0)	—	—
7人	5	(0.0)	3	(0.0)	—	—

表 3-6 分析で用いる変数と及びその構成比:2006年(続き)

2006年	15～64歳全体		15～64歳、在学中 でない者		15～64歳、在学中 でない無業者	
	観測数	構成比(%)	観測数	構成比(%)	観測数	構成比(%)
受診・療養						
あり	7715	(6.3)	7318	(6.6)	2401	(11.0)
なし	115502	(93.7)	104090	(93.4)	19534	(89.1)
年齢						
15～19歳	10071	(8.2)	973	(0.9)	185	(0.8)
20～24歳	8445	(6.9)	6158	(5.5)	775	(3.5)
25～29歳	9350	(7.6)	9164	(8.2)	1422	(6.5)
30～34歳	12034	(9.8)	11932	(10.7)	2365	(10.8)
35～39歳	12568	(10.2)	12519	(11.2)	2298	(10.5)
40～44歳	11840	(9.6)	11819	(10.6)	1688	(7.7)
45～49歳	12857	(10.4)	12844	(11.5)	1654	(7.5)
50～54歳	14216	(11.5)	14198	(12.7)	2111	(9.6)
55～59歳	18213	(14.8)	18195	(16.3)	3966	(18.1)
60～64歳	13623	(11.1)	13606	(12.2)	5471	(24.9)
教育						
中学校在学	1303	(1.1)	—	—	—	—
高校在学	6376	(5.2)	—	—	—	—
短大・高専在学	1183	(1.0)	—	—	—	—
大学・大学院在学	2637	(2.2)	—	—	—	—
小学・中学卒	14633	(12.0)	14623	(13.3)	3851	(17.7)
高校・旧制中卒	56747	(46.5)	56575	(51.3)	11268	(51.9)
短大・高専卒	18715	(15.3)	18682	(16.9)	4217	(19.4)
大学・大学院卒	20499	(16.8)	20406	(18.5)	2366	(10.9)
世帯の年間収入(税込み)						
～100万円	4834	(4.0)	3855	(3.6)	1481	(7.0)
100～199万円	7769	(6.5)	7207	(6.7)	2015	(9.5)
200～299万円	12600	(10.5)	11872	(11.0)	2958	(13.9)
300～399万円	16104	(13.5)	15050	(13.9)	3149	(14.8)
400～499万円	14557	(12.2)	13487	(12.5)	2640	(12.4)
500～599万円	13663	(11.4)	12452	(11.5)	2186	(10.3)
600～699万円	10889	(9.1)	9765	(9.0)	1668	(7.9)
700～799万円	9448	(7.9)	8371	(7.7)	1386	(6.5)
800～899万円	8503	(7.1)	7437	(6.9)	1148	(5.4)
900～999万円	6220	(5.2)	5470	(5.1)	816	(3.8)
1000～1499万円	11443	(9.6)	10062	(9.3)	1339	(6.3)
1500万円以上	3579	(3.0)	3204	(3.0)	443	(2.1)

表 3-7 分析で用いる変数と及びその構成比:2001年、1996年

	15～64歳全体		15～64歳、在学中 でない者		15～64歳全体		15～64歳、在学中 でない者	
	2001年		2001年		1996年		1996年	
	観測数	構成比(%)	観測数	構成比(%)	観測数	構成比(%)	観測数	構成比(%)
就業								
就業	98309	(73.7)	—	—	143661	(73.5)	—	—
就業していない	35036	(26.3)	—	—	51840	(26.5)	—	—
無業								
無業	—	—	23841	(20.0)	—	—	33539	(19.3)
無業ではない	—	—	95280	(80.0)	—	—	140102	(80.7)
65歳以上介護の有無								
あり	5042	(3.8)	4884	(4.1)	5162	(2.6)	6658	(3.8)
なし	128353	(96.2)	114286	(95.9)	190374	(97.4)	167017	(96.2)
その他家族介護の有無								
あり	1622	(1.2)	1551	(1.3)	1831	(0.9)	1772	(1.0)
なし	131773	(98.8)	117619	(98.7)	193705	(99.1)	171903	(99.0)
性別								
男性	64909	(48.7)	57622	(48.4)	95173	(48.7)	4995	(2.9)
女性	68486	(51.3)	61548	(51.7)	100363	(51.3)	168680	(97.1)
配偶状態								
有配偶	87186	(65.4)	86781	(72.9)	128806	(66.0)	128311	(74.0)
無配偶	46059	(34.6)	32262	(27.1)	66473	(34.0)	45167	(26.0)
一人の世帯か否か								
一人の世帯	8904	(6.7)	7554	(6.3)	996	(0.5)	980	(0.6)
それ以外	124491	(93.3)	111616	(93.7)	194540	(99.5)	172695	(99.4)
世帯内の65歳以上介護従事者数								
0人	125911	(94.4)	112593	(94.5)	187538	(95.9)	166691	(96.0)
1人	5131	(3.9)	4680	(3.9)	5462	(2.8)	4933	(2.8)
2人	1747	(1.3)	1433	(1.2)	1869	(1.0)	1529	(0.9)
3人	420	(0.3)	331	(0.3)	546	(0.3)	428	(0.3)
4人	171	(0.1)	124	(0.1)	114	(0.1)	89	(0.1)
5人	9	(0.0)	5	(0.0)	7	(0.0)	5	(0.0)
6人	6	(0.0)	4	(0.0)	—	—	—	—
受診・療養								
あり	8608	(6.5)	8132	(6.8)	9130	(4.7)	8581	(4.9)
なし	124787	(93.6)	111038	(93.2)	186406	(95.3)	165094	(95.1)

表 3-7 分析で用いる変数と及びその構成比:2001 年、1996 年(続き)

	15～64歳全体		15～64歳、在学中 でない者		15～64歳全体		15～64歳、在学中 でない者	
	2001年		2001年		1996年		1996年	
	観測数	構成比(%)	観測数	構成比(%)	観測数	構成比(%)	観測数	構成比(%)
年齢								
15～19歳	12079	(9.1)	1284	(1.1)	19083	(9.8)	2295	(1.3)
20～24歳	10464	(7.8)	7863	(6.6)	18658	(9.5)	14508	(8.4)
25～29歳	12287	(9.2)	11991	(10.1)	18250	(9.3)	17909	(10.3)
30～34歳	12248	(9.2)	12109	(10.2)	17363	(8.9)	17234	(9.9)
35～39歳	11625	(8.7)	11521	(9.7)	18658	(9.5)	18556	(10.7)
40～44歳	13094	(9.8)	13012	(10.9)	21281	(10.9)	21194	(12.2)
45～49歳	14743	(11.1)	14685	(12.3)	26520	(13.6)	26423	(15.2)
50～54歳	18963	(14.2)	18890	(15.9)	19027	(9.7)	18964	(10.9)
55～59歳	13903	(10.4)	13862	(11.6)	18590	(9.5)	18528	(10.7)
60～64歳	13989	(10.5)	13953	(11.7)	18106	(9.3)	18064	(10.4)
教育								
中学校在学	1469	(1.1)	—	—	1986	(1.0)	—	—
高校在学	7584	(5.7)	—	—	11917	(6.1)	—	—
短大・高専在学	1613	(1.2)	—	—	2700	(1.4)	—	—
大学・大学院在学	3050	(2.3)	—	—	4577	(2.4)	—	—
小学・中学卒	21371	(16.1)	21326	(18.0)	35858	(18.4)	35793	(20.7)
高校・旧制中卒	61239	(46.1)	60957	(51.4)	89164	(45.7)	88699	(51.2)
短大・高専卒	17480	(13.2)	17422	(14.7)	22901	(11.7)	22837	(13.2)
大学・大学院卒	18977	(14.3)	18856	(15.9)	25945	(13.3)	25861	(14.9)
世帯の年間収入(税込み)								
～100万円	4724	(3.6)	3558	(3.0)	5507	(2.9)	3709	(2.2)
100～199万円	7015	(5.4)	6281	(5.4)	8331	(4.3)	7207	(4.2)
200～299万円	12282	(9.4)	11465	(9.8)	15191	(7.9)	14046	(8.2)
300～399万円	15985	(12.2)	14837	(12.7)	22203	(11.5)	20582	(12.0)
400～499万円	15062	(11.5)	13872	(11.9)	22920	(11.9)	21123	(12.3)
500～599万円	15049	(11.5)	13599	(11.6)	23054	(12.0)	20932	(12.2)
600～699万円	12710	(9.7)	11370	(9.7)	19723	(10.2)	17572	(10.3)
700～799万円	10887	(8.3)	9629	(8.2)	16816	(8.7)	14712	(8.6)
800～899万円	9647	(7.4)	8359	(7.2)	14852	(7.7)	12890	(7.5)
900～999万円	7918	(6.1)	6876	(5.9)	12235	(6.4)	10685	(6.2)
1000～1499万円	14745	(11.3)	12852	(11.0)	23747	(12.3)	20632	(12.1)
1500万円以上	4787	(3.7)	4230	(3.6)	7991	(4.2)	7070	(4.1)

以上のサンプル、被説明変数、説明変数を用いた上で行った年次別分析の結果が表 3-8～3-11 である²¹。表 3-8・表 3-9 ではそれぞれ、15～64 歳の在学中でない者を対象とし、無業ダミーを被説明変数としたプロビット分析の結果である(表 3-8 が男性、表 3-9 が女性を対象とした分析)。表 3-8 を見ると、1996 年には効果を持たなかった 65 歳以上の要介護者の存在(「65 歳以上介護あり」)が、2001 年～2011 年には、無業に対し有意に正の効果をもっていることが分かる(2001 年～2011 年の限界効果は、それぞれ 0.0150、0.0182、0.0115)。対して表 3-9 では、1996 年から 2011 年の全ての年次において女性の無業化と正の相関を有している。二つの結果を併せて考えると、1996 年から継続的に無業化しやすかった女性の介護者と同時に、2001 年以降は男性の介護者も無業化しやすくなっており、高齢者介護が女性だけの問題ではなくなっていることが垣間見える。

また、その他家族の要介護者の存在(「その他家族の介護あり」)に関しては、男女共に、1996 年～2011 年の全ての年次において、無業促進的に働いていることが分かる。「その他家

²¹ 教育、年齢等の説明変数におけるリファレンスグループについては、2011 年データにおける分析で最頻値となっているカテゴリをそれぞれリファレンスグループとしている。

族」に関しては「65歳以上の家族」以外の全てが含まれるため、どのような家族が対象となっているのか一意に分かるものではないが、重病人や障害者等の介護が考えられる。高齢者介護とは異なり、時代・性別等を問わずに個人の就業にとって大きなハードルとなっていることが窺える²²。

それ以外の説明変数に関しては、まず世帯内で65歳以上の要介護者の介護に従事する人数（「世帯内の65歳以上介護従事者数」）が、女性は1996～2011年の全ての年次で、男性は2001、2006年で無業抑制的に働く。女性に関する結果が安定的であるのに対し、男性における結果が必ずしも安定的でないことは、世帯内で誰が介護を負担するか、という選択において生産年齢人口に属する男性が負担しなくてはならないという状況が、女性が同様の状況に置かれた場合と比べ、世帯内において介護を担う代替人員が少なくなっている状況を示しているということなのかも知れない。また、相対的に高学歴な者ほど無業化しにくく、相対的に若年のものは無業化しにくい。さらに、生活時間に受診・療養の時間があるもの（「受診・療養あり」）は無業化しやすい。男女で結果が異なるのは無配偶ダミーの結果であり、男性は無配偶の者ほど無業化する傾向にあるが、女性はその逆である。このことは、男性において、扶養しなくてはならない配偶者があることが無業抑制的に働き、逆に女性においては、配偶者による扶養があることが無業促進的に働いていることを示している可能性が存在する。いずれにせよ、女性だけでなく、男性に関しても、高齢者介護が無業促進的に働いていること、そしてその傾向は、時代が現在に近づくにつれ見られるようになった現象である。

ここまでは、15～64歳の在学中でない者に関し、65歳以上介護のある者が無業化しやすいかという視点で分析を進めてきた。では、対象を生産年齢人口全体に広げた場合はどのような結果となっているであろうか。被説明変数を就業とした分析の結果が表3-10、労働市場参加とした分析の結果が表3-11である。

表3-10における就業率に関する分析でも、男性において2001年以降、65歳以上介護のあるものが就業しにくくなっている傾向が窺える。女性に関しては、1996年～2011年の全ての年次において、一貫して65歳以上介護は就業抑制的に働いている。表3-11の労働市場参加に関する分析では、2006年、2011年の両年において、男女共に65歳以上介護のある者は無業化しやすいとの結果を得ている。

以上のように、65歳以上介護のある者は男女ともに無業化しやすく、また就業/労働参加していない傾向にあること、そして全年次において女性には上記の傾向が見られるが、男性に関しては2001年以降に継続して見られるようになったということが分かる。介護が就業状態に及ぼす問題に関しては、時代が進むにつれ、男女共通の問題となっていると言える²³。

²² 『社会生活基本調査』における介護に関する質問票には、「一時的に病気などで寝ている家族に対する介護は除きます」という注意書きが存在する。そのため、その他家族の介護には、本文中にあるような者への介護が想定される。

²³ 後述する市区町村パネルデータ分析及び市区町村・年齢階級別疑似パネルデータ分析と同様、年次別分析に関しても年齢階級別（10歳区分）の推計を行った。結果は付表3-1～3-5に掲載されている。大まかな傾

年次別分析の最後に、介護保険法の影響の成否に関して簡単に議論する。第2節で概観した通り、介護保険法の施行は2000年である。しかし、ここまでの分析で見てきたように、65歳以上介護の就業状態にもたらす影響が男女を問わず観測されるようになったのは、介護保険法施行直後の2001年からである。無論、この結果をもって、介護保険法の影響がなかった、等の結論を導くのは余りに拙速である。仮に介護保険法が存在しなかった場合の、2001年以降の65歳以上介護の影響は、現在観察されるものよりも遥かに大きかったかも知れない。むしろ、介護保険法施行の影響を上回る勢いで、高齢者介護の就業状態への影響が深刻化した可能性も存在する。また、介護保険法改正に関しては2005年であり、その直後の2006年に、65歳以上介護の無業に対する限界効果が最大（就業と労働市場参加に対する限界効果の絶対値が最大）となっているが、これも年次別分析の単純比較において一意に判断できるものではないと言える。同時に、改正から6年が経過した2011年においては、無業に対する65歳以上介護の限界効果が低下（就業と労働市場参加に対する限界効果の絶対値が低下）していることと併せ、やはり、介護保険法改正が高齢者介護の就業状態の影響を悪化させたとは言いえない²⁴。

向としては、女性に関しては1996年～2011年の全期間において、特に35歳以上の全年齢階級において、65歳以上介護のある者は無業化しやすく、逆に就業/労働市場参加していない傾向にある。このように比較的安定的な傾向を持つ女性と比べ、男性に関しては2011年へと年次が進むにつれ、もともとは高齢層（55～64歳）に対して顕著であった65歳以上介護の効果が、より広い年齢層に見られるようになってゆくという結果となっている。

²⁴ 高橋（2014）においては、年次別分析の結果に差異が存在する。1996年における、20～59歳の在学中でない男性の無業に関する分析で、65歳以上介護は無業促進的に働いており、逆に2001年においては65歳以上介護の影響は有意でなかった。サンプル区分の差異（15～64歳と20～59歳）、そして『社会生活基本調査』匿名データが8割リサンプリング等の匿名化処理を施したものであるというサンプルの差異や、利用した説明変数に若干の差異が存在することによるものと思われる。

表 3-8 15～64 歳の在学中でない者における、無業の規定要因に関するプロビット分析の結果(男性)

	2011年		2006年		2001年		1996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	限界効果	標準誤差
65歳以上介護あり	0.0115	(0.0053) **	0.0182	(0.0063) ***	0.0150	(0.0061) ***	0.0024	(0.0038)
その他家族介護あり	0.0240	(0.0129) **	0.0269	(0.0106) ***	0.0325	(0.0115) ***	0.0290	(0.0095) ***
世帯内の65歳以上介護従事者数	-0.0043	(0.0027)	-0.0051	(0.0028) *	-0.0062	(0.0026) **	-0.0020	(0.0018)
単身世帯	-0.0300	(0.0023) ***	-0.0220	(0.0023) ***	-0.0192	(0.0021) ***	-0.0257	(0.0007) ***
無配偶	0.1647	(0.0043) ***	0.1368	(0.0043) ***	0.1203	(0.0042) ***	0.0774	(0.0028) ***
受診・療養あり	0.0667	(0.0064) ***	0.0776	(0.0065) ***	0.0766	(0.0059) ***	0.0633	(0.0049) ***
教育<高校卒>								
中学卒	0.0271	(0.0037) ***	0.0155	(0.0028) ***	0.0185	(0.0024) ***	0.0099	(0.0014) ***
短大・高専卒	-0.0126	(0.0034) ***	-0.0149	(0.0030) ***	-0.0072	(0.0031) **	-0.0060	(0.0019) ***
大学・大学院卒	-0.0073	(0.0024) ***	-0.0137	(0.0022) ***	-0.0091	(0.0021) ***	-0.0061	(0.0013) ***
年齢<60～64歳>								
15～19歳	-0.0559	(0.0015) ***	-0.0486	(0.0011) ***	-0.0418	(0.0011) ***	-0.0244	(0.0007) ***
20～24歳	-0.0635	(0.0013) ***	-0.0564	(0.0012) ***	-0.0513	(0.0011) ***	-0.0323	(0.0008) ***
25～29歳	-0.0698	(0.0013) ***	-0.0620	(0.0013) ***	-0.0598	(0.0012) ***	-0.0361	(0.0009) ***
30～34歳	-0.0729	(0.0014) ***	-0.0656	(0.0013) ***	-0.0595	(0.0012) ***	-0.0354	(0.0009) ***
35～39歳	-0.0772	(0.0015) ***	-0.0663	(0.0013) ***	-0.0588	(0.0012) ***	-0.0366	(0.0009) ***
40～44歳	-0.0737	(0.0015) ***	-0.0659	(0.0013) ***	-0.0602	(0.0013) ***	-0.0380	(0.0010) ***
45～49歳	-0.0705	(0.0014) ***	-0.0656	(0.0014) ***	-0.0611	(0.0013) ***	-0.0418	(0.0010) ***
50～54歳	-0.0701	(0.0015) ***	-0.0653	(0.0014) ***	-0.0648	(0.0014) ***	-0.0342	(0.0009) ***
55～59歳	-0.0619	(0.0016) ***	-0.0584	(0.0015) ***	-0.0489	(0.0012) ***	-0.0299	(0.0008) ***
サンプルサイズ	51655		52872		57278		83483	
擬似決定係数	0.1643		0.1797		0.1926		0.2274	

注 1: <>内はリファレンスグループ、その他の説明変数は都道府県ダミー

注 2: ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準でそれぞれ有意であることを表す

表 3-9 15～64 歳の在学中でない者における、無業の規定要因に関するプロビット分析の結果(女性)

	2011年		2006年		2001年		1996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	限界効果	標準誤差
65歳以上介護あり	0.0792	(0.0094) ***	0.1102	(0.0109) ***	0.1000	(0.0112) ***	0.0658	(0.0110) ***
その他家族介護あり	0.1246	(0.0158) ***	0.0761	(0.0140) ***	0.0855	(0.0154) ***	0.0855	(0.0142) ***
世帯内の65歳以上介護従事者数	-0.0491	(0.0064) ***	-0.0676	(0.0074) ***	-0.0541	(0.0072) ***	-0.0458	(0.0069) ***
単身世帯	-0.0184	(0.0094) *	0.0158	(0.0103)	0.0035	(0.0100)	-0.2501	(0.0303) ***
無配偶	-0.1655	(0.0045) ***	-0.2057	(0.0045) ***	-0.2188	(0.0044) ***	-0.2480	(0.0034) ***
受診・療養あり	0.0814	(0.0074) ***	0.0981	(0.0076) ***	0.1028	(0.0073) ***	0.1002	(0.0070) ***
教育<高校卒>								
中学卒	0.0587	(0.0074) ***	0.0392	(0.0065) ***	0.0207	(0.0056) ***	0.0020	(0.0044)
短大・高専卒	-0.0130	(0.0047) ***	0.0010	(0.0049)	0.0032	(0.0051)	0.0135	(0.0044) ***
大学・大学院卒	-0.0221	(0.0062) ***	-0.0153	(0.0067) **	-0.0112	(0.0073)	-0.0085	(0.0065)
年齢<60～64歳>								
15～19歳	-0.0743	(0.0216) ***	-0.0772	(0.0207) ***	-0.0653	(0.0188) ***	-0.0877	(0.0142) ***
20～24歳	-0.1558	(0.0077) ***	-0.1712	(0.0074) ***	-0.1713	(0.0073) ***	-0.1966	(0.0054) ***
25～29歳	-0.1389	(0.0067) ***	-0.1420	(0.0069) ***	-0.1331	(0.0069) ***	-0.1135	(0.0059) ***
30～34歳	-0.1172	(0.0064) ***	-0.1110	(0.0068) ***	-0.0984	(0.0070) ***	-0.1024	(0.0060) ***
35～39歳	-0.1304	(0.0058) ***	-0.1498	(0.0060) ***	-0.1626	(0.0060) ***	-0.1809	(0.0049) ***
40～44歳	-0.1765	(0.0051) ***	-0.2053	(0.0051) ***	-0.2213	(0.0049) ***	-0.2399	(0.0040) ***
45～49歳	-0.2089	(0.0046) ***	-0.2280	(0.0046) ***	-0.2476	(0.0044) ***	-0.2624	(0.0037) ***
50～54歳	-0.1976	(0.0047) ***	-0.2114	(0.0048) ***	-0.2199	(0.0048) ***	-0.2225	(0.0041) ***
55～59歳	-0.1358	(0.0054) ***	-0.1408	(0.0056) ***	-0.1427	(0.0058) ***	-0.1503	(0.0050) ***
サンプルサイズ	55529		57090		61128		89496	
擬似決定係数	0.0699		0.0822		0.0812		0.0921	

注 1: <>内はリファレンスグループ、その他の説明変数は都道府県ダミー

注 2: ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準でそれぞれ有意であることを表す

表 3-10 15～64 歳の者における、就業の規定要因に関するプロビット分析の結果

男性	2011年		2006年		2001年		1996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	限界効果	標準誤差
65歳以上介護あり	-0.0150	(0.0074) **	-0.0241	(0.0089) ***	-0.0205	(0.0090) **	-0.0009	(0.0067)
その他家族介護あり	-0.0255	(0.0170)	-0.0333	(0.0146) **	-0.0424	(0.0160) ***	-0.0521	(0.0159) ***
世帯内の65歳以上介護従事者数	0.0038	(0.0036)	0.0057	(0.0038)	0.0092	(0.0036) ***	0.0036	(0.0029)
サンプルサイズ	57571		58981		64556		94816	
擬似決定係数	0.3873		0.4184		0.4441		0.5555	
女性	2011年		2006年		2001年		1996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	限界効果	標準誤差
65歳以上介護あり	-0.0755	(0.0095) ***	-0.1079	(0.0110) ***	-0.0951	(0.0112) ***	-0.0596	(0.0112) ***
その他家族介護あり	-0.1292	(0.0160) ***	-0.0816	(0.0144) ***	-0.0921	(0.0158) ***	-0.0883	(0.0145) ***
世帯内の65歳以上介護従事者数	0.0409	(0.0062) ***	0.0592	(0.0071) ***	0.0463	(0.0068) ***	0.0380	(0.0068) ***
サンプルサイズ	60632		62748		68048		99960	
擬似決定係数	0.1178		0.1425		0.1445		0.1690	

注 1：その他の説明変数は表 3-8 と同じ

注 2：***は 1%、**は 5%、*は 10%水準でそれぞれ有意であることを表す

表 3-11 15～64 歳の者における、労働市場参加の規定要因に関するプロビット分析の結果

男性	2011年		2006年	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
65歳以上介護あり	-0.0076	(0.0048) *	-0.0177	(0.0064) ***
その他家族介護あり	0.0029	(0.0096)	-0.0232	(0.0108) **
世帯内の65歳以上介護従事者数	-0.0001	(0.0023)	0.0005	(0.0026)
サンプルサイズ	57612		59061	
擬似決定係数	0.4609		0.4725	
女性	2011年		2006年	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
65歳以上介護あり	-0.0530	(0.0090) ***	-0.1080	(0.0107) ***
その他家族介護あり	-0.1041	(0.0154) ***	-0.0704	(0.0138) ***
世帯内の65歳以上介護従事者数	0.0344	(0.0059) ***	0.0482	(0.0067) ***
サンプルサイズ	61279		62790	
擬似決定係数	0.1619		0.1612	

注 1：その他の説明変数は表 3-8 と同じ

注 2：***は 1%、**は 5%、*は 10%水準でそれぞれ有意であることを表す

2. 市区町村パネルデータ分析及び市区町村・年齢（コーホート）階級別疑似パネルデータ分析

ここまでの分析において、65 歳以上介護が、生産年齢にある者の就業/労働市場参加に対し抑制的に働く影響及び、在学中でない 15～64 歳の者の無業に対し促進的に働く影響の存在を確認してきた。

しかし、年次別のクロスセクションデータを用いた分析においては、「観察不可能な個人属性」の制御が充分でなく、そのため得られた実証結果の頑健性が保証しにくい傾向にあることは否定できない事実である。

より具体的に述べると、「そもそも外に出て働いても、得られるであろう期待所得の最も低い世帯のメンバーが介護を担い、結果として無業となる（または就業や労働市場参加を断念する）」という事象が存在し、年次別分析の結果はそれを拾ったものに過ぎない、という可能性が存在するという懸念のことを示す。

そこで、本研究においては、そのような可能性を可能な限り排除することを目的として、二つのパネルデータを作成し、固定効果分析を行った。具体的には、1996 年～2011 年データに関し、市区町村番号を ID とした市区町村パネルデータと、市区町村番号と年齢階級（コーホート階級）を掛け合わせたものを ID とした市区町村・年齢（コーホート）階級別疑似パネルデータを作成し、それぞれ、年次別分析で用いた被説明変数/説明変数の ID 毎の平均値を被説明変数/説明変数として用いた固定効果分析を行った。

まず、市区町村パネルデータであるが、これは、1996～2006 年データの市区町村番号を、2011 年時点での市区町村番号に変換した上で^{25,26}、市区町村番号を ID として用いたパネルデータとなる。被説明変数、説明変数はそれぞれ、年次別分析で用いた変数に関する各市区町村の平均値となる。

次に、市区町村・年齢（コーホート）階級別パネルデータであるが、これは、市区町村番号に加え、年齢階級を用いた ID を作成したパネルデータである。より詳細に説明すると、「2011 年における年齢階級＝2006 年における年齢階級から 1 を減じたもの」となるようなコーホート番号を作成し、市区町村番号に 100 を掛けたものとコーホート番号を足し合わせたものを ID としたパネルデータである。各 ID を、市区町村・コーホート階級を代表する個人であるとみなし、ID ごとの各変数の平均値を、被説明変数・説明変数として用いる疑似的なパネルデータとなる。具体例を挙げると、「2011 年における A 市の 40～44 歳階級の者」は「2006 年における A 市の 35～39 歳階級の者」と同一人物であるとみなすことになる²⁷。

²⁵ 『社会生活基本調査』特別集計データに限らず、公的統計における市区町村番号は、調査年次の番号が用いられる。市区町村パネル等を作成する場合には、市区町村の合併等による市区町村番号の変更を反映する必要がある。特に、2001～2006 年の期間には、2003～2005 年をピークとしたいわゆる「平成の大合併」の時期が含まれているため、本報告書におけるデータの中でも特に、市区町村番号の整理が重要な時期となる。

²⁶ 但し、政令指定都市の区に関しては、2006 年データにおいて区の区分が行われておらず、政令指定都市は政令指定都市全体の番号が市区町村 ID として格納されているため、区の区分が存在する 2011 年データを、逆に 2006 年データと適合できるように政令指定都市の番号に一括してまとめる操作を行った。

²⁷ 第 1 章と同様に、市区町村パネルデータや市区町村・年齢（コーホート）階級別疑似パネルデータにおいて

本節では、市区町村パネルデータ、市区町村・年齢（コーホート）階級別疑似パネルデータを用いた分析を行う。被説明変数は、年次別分析で用いた説明変数の ID 毎の平均値となる。無業及び就業に関する分析は 1996～2011 年の全年次、労働市場参加に関しては、被説明変数を作成することが可能な 2006 年、2011 年の 2 か年のみとなる。

はじめに市区町村パネルデータの分析結果である。表 3-12 が 15～64 歳の在学中でない者を対象とした無業率に関する分析、表 3-13 が 15～64 歳の者全体を対象とした就業率/労働市場参加率に関する分析である。

表 3-12 を見ると、65 歳以上介護ありの者の比率が上昇した市区町村においては、男女ともに無業率が上昇していることが分かる。また、無配偶比率の上昇は男性の無業率を引き上げ、逆に女性の無業率を引き下げる。年齢構成において相対的に若年の比率が上昇した市区町村では無業率が低下する傾向にある。学歴の効果は男性にのみ見られ、市区町村の平均的な学歴が上昇すると、無業率は低下する。女性においては単身世帯比率と世帯内の 65 歳以上介護従事者数比率の上昇が無業率を引き下げる。いずれにせよ、男女ともに、65 歳以上介護比率の上昇は、無業率の上昇につながることを、市区町村パネルの分析から分かる。表 3-13 を見ると結果が異なり、男性における就業率に対してのみ、65 歳以上介護比率が引き下げる効果を有している。但し、同じ市区町村パネルデータを、10 歳階級別に作成したものをを用いた分析では、表 3-13 において有意とならなかった結果の者についても効果を有しているものが存在し、一概に効果が存在しないとは言えない状況となっている²⁸。

は、転出入等の要因により、完全な同一市区町村の平均値（または同一コーホートの平均値）であるとは言いきれない。よって、結果の解釈に関しては一定の留保が必要となる。特に、市区町村・年齢（コーホート）階級別疑似パネルデータにおいては、若年層においてその傾向が顕著となると言える。例えば、「2011 年における A 市の 20～24 歳階級の大卒者」は 2006 年時点では在学中であるため、本章でのサンプルとはなっていない。以下の分析では、このような状況が存在するため、結果の解釈に注意が必要である。

²⁸ 男性の就業率における 25～34 歳及び 35～44 歳、男性の労働市場参加率における 25～34 歳、女性の就業率における 35～44 歳及び 45～54 歳、女性の労働市場参加率における 35～44 歳データを用いた分析では、それぞれ 65 歳以上介護比率が被説明変数を引き下げる、つまり就業率や労働市場参加率を引き下げる効果が有意に存在する。また、在学中でない男性における 25～34 歳、35～44 歳及び、在学中でない女性における 45～54 歳の無業率に対し、65 歳以上介護比率が引き下げる働きを持つ。分析結果は、付表 3-6 に掲載されている。

表 3-12 1996～2011 年データを用いた、無業に関する市区町村パネルデータ分析
(固定効果モデル)

	男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
65歳以上介護あり比率	0.0637	(0.0275) **	0.0745	(0.0377) **
その他家族介護あり比率	0.0082	(0.0512)	0.0983	(0.0558) *
世帯内の65歳以上介護従事者数比率	-0.0178	(0.0121)	-0.0838	(0.0227) ***
単身世帯比率	-0.0141	(0.0140)	-0.0984	(0.0319) ***
無配偶比率	0.0461	(0.0058) ***	-0.0745	(0.0144) ***
受診・療養あり比率	0.0899	(0.0206) ***	0.0256	(0.0264)
教育<高校卒比率>				
中学卒比率	0.0590	(0.0109) ***	-0.0086	(0.0187)
短大・高専卒比率	-0.0087	(0.0168)	-0.0293	(0.0188)
大学・大学院卒比率	-0.0179	(0.0104) *	-0.0336	(0.0265)
年齢<60～64歳比率>				
15～19歳比率	-0.1676	(0.0444) ***	-0.1352	(0.0846) **
20～24歳比率	-0.2414	(0.0221) ***	-0.2112	(0.0377) ***
25～29歳比率	-0.1929	(0.0202) ***	-0.0184	(0.0334)
30～34歳比率	-0.2321	(0.0196) ***	-0.0189	(0.0314)
35～39歳比率	-0.2357	(0.0186) ***	-0.1105	(0.0315) ***
40～44歳比率	-0.2167	(0.0176) ***	-0.1912	(0.0301) ***
45～49歳比率	-0.2357	(0.0171) ***	-0.2206	(0.0284) ***
50～54歳比率	-0.1881	(0.0172) ***	-0.2810	(0.0281) ***
55～59歳比率	-0.1696	(0.0170) ***	-0.1053	(0.0274) ***
サンプルサイズ	5344		5635	
決定係数	0.2142		0.0749	

注1：サンプルは15～64歳の在学中でない者における市区町村別平均値

注2：<>内はリファレンスグループ、その他の説明変数は年ダミー、決定係数はwithinの数値

注3：***は1%、**は5%、*は10%水準でそれぞれ有意であることを表す

表 3-13 1996～2011 年データを用いた、就業及び労働市場参加に関する市区町村
パネルデータ分析(固定効果モデル)

就業率	男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
65歳以上介護あり比率	-0.0483	(0.0287) *	-0.0406	(0.0379)
その他家族介護あり比率	-0.0451	(0.0502)	-0.0906	(0.0555)
世帯内の65歳以上介護従事者数比率	0.0159	(0.0116)	0.0416	(0.0208) **
サンプルサイズ	5709		5705	
決定係数	0.4454		0.1454	
労働市場参加率	男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
65歳以上介護あり比率	-0.0216	(0.0422)	0.0475	(0.0577)
その他家族介護あり比率	0.0660	(0.0747)	-0.1065	(0.0849)
世帯内の65歳以上介護従事者数比率	0.0069	(0.0175)	0.0196	(0.0342)
サンプルサイズ	2817		2816	
決定係数	0.4625		0.1973	

注1：サンプルは15～64歳の者全体における市区町村別平均値

注2：観測期間は、就業率が1996～2011年、労働市場参加率については2006～2011年

注3：その他の説明変数は表3-12と同じ

注4：***は1%、**は5%、*は10%水準でそれぞれ有意であることを表す

続いて、市区町村・年齢（コーホート）階級別疑似パネルデータによる分析の結果である。表3-14が15～64歳の在学中でない者を対象とした無業率に関する分析、表3-15が15～64歳の者全体を対象とした就業率/労働市場参加率に関する分析である。

表3-14では、やはり65歳以上介護ありの比率が高まると、無業率が上昇するという効果が男女ともに見られることが分かる。また、その他家族の介護に関しても同様の結果が見られる。また、男女ともに世帯内の65歳以上介護従事者数比率や単身世帯比率の上昇は無業率を引き下げ、受診・療養あり比率の上昇は無業率を上昇させる。相対的に高学歴な者の増加と、相対的に若年の者の増加は、無業率を引き下げる。無配偶比率の上昇に関しては、これまでと同様、男性の無業率を引き上げ、女性の無業率を引き下げる。市区町村別・コーホート階級別疑似パネルデータによる分析でも、65歳以上介護あり比率の上昇は、無業率の上昇をもたらすことが分かった。

表3-15に目を向けると、市区町村パネルデータの時とは異なり、女性に関してのみ、65歳以上介護の比率上昇が就業率及び労働市場参加率の低下をもたらしているという結果を得ている。但し市区町村パネルデータの分析と同様、年齢別で見ると男性にも効果が存在する。表3-16は、10歳階級（ここで言う年齢はコーホート番号を指す）ごとにデータを区切っ

た上での、無業率、就業率、労働市場参加率に関する疑似パネルデータを用いた分析の結果である。

表3-16を見ると、一部の例外を除き、市区町村パネルデータ分析と同様に、35~44歳階級及び45~54歳階級を中心として、65歳以上介護あり比率の上昇が無業率の上昇並びに就業率と労働市場参加率の低下をもたらす傾向が、男女ともに見られる。唯一、男性の労働市場参加率に関してのみ有意な結果が存在しないが、労働市場参加率に関する疑似パネルデータのみデータの期間が二年分しか存在しないため、この結果は致し方ない部分があるのかも知れない。

ここまで、市区町村パネルデータ並びに市区町村・年齢（コーホート）階級別疑似パネルデータを用いた分析の結果に関し議論してきたが、65歳以上介護あり比率の上昇が無業率の上昇並びに就業率と労働市場参加率の低下をもたらすということ、そしてそれは特に、35~44歳及び45~54歳の男女に顕著に見られる傾向であることが分かった。介護が女性だけの問題ではなくなったということがここでも見て取れる。さらに、35歳から54歳の者に、65歳以上介護が就業抑制的に働く効果が顕著であるということは、親の介護の影響が強いことを示唆していると言えるのではないだろうか²⁹。またその傾向は、市区町村パネルデータ、市区町村・年齢（コーホート）階級別疑似パネルデータの両方で男女ともに有意である、在学中でない者における無業率を上昇させる働きが最も顕著である。1996年~2011年という、今回の分析において最も長い期間をカバーし、かつ就学に関する選択を無視できるサンプルにおいて最も安定的な結果を得られたことは、今回の分析に関する信頼性を確保できる結果と言える³⁰。また、全ての市区町村パネルデータ分析及び市区町村・年齢（コーホート）階級別疑似パネルデータ分析において、特に35~44歳階級というサンプルにおける介護の影響が最も観察されたことも、信頼度の高い結果であると言えるだろう。いずれにしても、クロスセクションデータにおける分析結果が、見せかけのものではないということが、本節において発見された分析結果であると言えることができる。

²⁹ 本研究では、世帯構成に関する変数をいくつか制御しつつ分析を進めてきたが、世帯員の続柄情報を整理することで、より詳細に世帯構成の情報を制御することが可能かも知れない。今後の研究課題の一つであると言える。

³⁰ その他の分析では、労働市場参加率や就業率において、男女の分析結果の動きなどに若干の不安定さが存在する。理由として考えられることとしては、労働市場参加率に関する分析において利用できるデータが2006年と2011年の二年間と短いこと、就学に関する選択を含んだ分析であることなどが考えられるが、明確な理由は存在しない。今後、年齢（コーホート）階級だけでなく、学歴等のより詳細な区分を用いた疑似パネルデータを用いた分析等を通じ、より詳細に検討するべき課題であると言える。

表 3-14 1996年～2011年データを用いた、無業に関する市区町村/年齢階級別
疑似パネルデータ分析(固定効果モデル)

	男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
65歳以上介護あり比率	0.0340	(0.0171) **	0.0574	(0.0165) ***
その他家族介護あり比率	0.0700	(0.0314) **	0.1102	(0.0234) ***
世帯内の65歳以上介護従事者数比率	-0.0141	(0.0076) *	-0.0243	(0.0090) ***
単身世帯比率	-0.0269	(0.0113) **	-0.0777	(0.0170) ***
無配偶比率	0.0761	(0.0059) ***	-0.1175	(0.0071) ***
受診・療養あり比率	0.1005	(0.0123) ***	0.0737	(0.0113) ***
教育<高校卒比率>				
中学卒比率	0.0591	(0.0081) ***	0.0832	(0.0093) ***
短大・高専卒比率	-0.0294	(0.0098) ***	0.0007	(0.0077)
大学・大学院卒比率	-0.0168	(0.0071) **	-0.0219	(0.0108) **
年齢<60～64歳比率>				
15～19歳比率	—	—	—	—
20～24歳比率	-0.1014	(0.0109) ***	-0.1244	(0.0138) ***
25～29歳比率	-0.1370	(0.0109) ***	-0.0960	(0.0130) ***
30～34歳比率	-0.1498	(0.0106) ***	-0.0447	(0.0125) ***
35～39歳比率	-0.1614	(0.0101) ***	-0.0909	(0.0119) ***
40～44歳比率	-0.1765	(0.0092) ***	-0.1755	(0.0108) ***
45～49歳比率	-0.1903	(0.0079) ***	-0.2126	(0.0094) ***
50～54歳比率	-0.2051	(0.0066) ***	-0.2099	(0.0080) ***
55～59歳比率	-0.1754	(0.0055) ***	-0.1326	(0.0067) ***
サンプルサイズ	26239		36192	
決定係数	0.3393		0.2592	

注1：サンプルは15～64歳の在学中でない者における市区町村・年齢階級別平均値

注2：<>内はリファレンスグループ、その他の説明変数は年ダミー、決定係数はwithinの数値

注3：***は1%、**は5%、*は10%水準でそれぞれ有意であることを表す

表 3-15 1996 年～2011 年データを用いた、就業及び労働市場参加に関する市区町村・年齢階級別
疑似パネルデータ分析(固定効果モデル)

就業率	男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
65歳以上介護あり比率	-0.0169	(0.0106)	-0.0656	(0.0144) ***
その他家族介護あり比率	-0.0620	(0.0185) ***	-0.1019	(0.0213) ***
世帯内の65歳以上介護従事者数比率	0.0092	(0.0043) **	0.0237	(0.0076) ***
サンプルサイズ	47992		48290	
決定係数	0.6075		0.2952	
労働市場参加率	男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
65歳以上介護あり比率	-0.0019	(0.0150)	-0.0656	(0.0223) ***
その他家族介護あり比率	-0.0080	(0.0287)	-0.1104	(0.0330) ***
世帯内の65歳以上介護従事者数比率	-0.0052	(0.0063)	0.0232	(0.0122) *
サンプルサイズ	22919		23013	
決定係数	0.5758		0.3070	

注 1：サンプルは 15～64 歳の者全体における市区町村・年齢階級別平均値

注 2：観測期間は、就業率が 1996～2011 年、労働市場参加率については 2006～2011 年

注 3：その他の説明変数は表 3-14 と同じ

注 4：***は 1%、**は 5%、*は 10%水準でそれぞれ有意であることを表す

表 3-16 1996年～2006年データを用いた、無業、就業、労働市場参加に関する市区町村・年齢階級別疑似パネルデータ分析(固定効果モデル)

65歳以上介護あり	無業率(男性)		無業率(女性)		就業率(男性)		就業率(女性)		労働市場参加率(男性)		労働市場参加率(女性)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
15～24歳	0.0637	(0.0908)	0.0443	(0.0548)	-0.0816	(0.0357)**	-0.0286	(0.0434)	-0.0271	(0.0894)	-0.0853	(0.0709)
サンプルサイズ	3764		6334		8961		9000		4092		4059	
決定係数	0.0824		0.3435		0.7254		0.3890		0.7563		0.6854	
25～34歳	0.0704	(0.0432)	-0.0370	(0.0438)	-0.0304	(0.0208)	0.0052	(0.0355)	0.0173	(0.0335)	0.0861	(0.0656)
サンプルサイズ	4995		7516		9541		9615		4419		4446	
決定係数	0.1474		0.1419		0.1087		0.0861		0.0479		0.1744	
35～44歳	0.1083	(0.0327)***	0.1538	(0.0331)***	-0.0253	(0.0153)*	-0.1357	(0.0277)***	-0.0187	(0.0213)	-0.1266	(0.0491)***
サンプルサイズ	5567		8070		9925		9994		4664		4723	
決定係数	0.2682		0.1732		0.0902		0.0569		0.0529		0.0393	
45～54歳	0.0482	(0.0259)*	0.0353	(0.0267)	-0.0176	(0.0228)	-0.0625	(0.0265)**	-0.0273	(0.0168)	-0.0732	(0.0356)**
サンプルサイズ	6754		8029		8699		8827		4883		4955	
決定係数	0.5379		0.4109		0.2690		0.2575		0.0791		0.1215	
55～64歳	-0.0640	(0.0527)	0.0963	(0.0610)	0.0588	(0.0528)	-0.0954	(0.0610)	0.0498	(0.0480)	-0.0872	(0.0607)
サンプルサイズ	3828		3823		3828		3823		3829		3823	
決定係数	0.2931		0.2083		0.2950		0.2105		0.2903		0.2328	

注1: サンプルはそれぞれ15～64歳の在学中でない者における市区町村・年齢階級別平均値(無業率)、15～64歳の者全体における市区町村・年齢階級別平均値(就業率、労働市場参加率)

注2: 観測期間は、就業率/無業率が1996～2011年、労働市場参加率については2006～2011年

注3: その他の説明変数は表3-10と同じ、決定係数はwithinの数値

注4: ***は1%、**は5%、*は10%水準でそれぞれ有意であることを表す

第4節 まとめと課題

本章では、15～64歳の生産年齢に属する者の就業状態に、高齢者介護がもたらす影響を実証分析してきた。分析の結果、15～64歳の在学中でない者の無業、15～64歳の者の就業及び労働市場参加率に対し、65歳以上介護は就業/労働市場参加抑制的（無業促進的）に働くことが分かった。年次別分析においては、女性に関しては1996年～2011年の全年次において上記の結果が見られたのに対し、男性に関しては2001年以降に見られるようになった。また、市区町村パネルデータ、市区町村・年齢（コーホート）階級別疑似パネルデータによる分析結果からは、特に在学中でない者の無業率、及び生産年齢における就業率に対し、65歳以上介護比率の上昇が、無業促進的（就業抑制的）に働いていることが分かった。そしてその傾向は、35～54歳の、親の介護を担いする年齢層において特に顕著である。

本章は、高橋（2014）を基に、市区町村パネルデータ、疑似パネルデータを用いた分析を通して、観察できない個人属性の可能な限りの制御を試みることで分析の深化を図った研究であると言える。しかし、市区町村パネルデータ、疑似パネルデータを用いた分析によって、内生性の問題を完全にクリアしたとは言い難い。適切なIVの発見及びそれを利用した操作変数法による推計、そして、世帯構成情報の精緻化等の説明変数の改善などを通じ、さらに信頼性の高い分析を進めてゆくことは、本研究に残された課題であると言える³¹。

また、それとは別に、『社会生活基本調査』生活時間編を用いた分析の深化も必要であると言えるだろう。高齢者介護に費やす時間が、労働時間や家事時間、その他余暇活動等の時間配分をどのように変えるか、そしてそれは、「ふだん仕事をしていますか」に対し「おもに仕事」と回答する者と、「家事などのかたわらに仕事」や「通学のかたわらに仕事」と回答するようないわゆるパート・アルバイトの者でどう異なるのか、また、性別によってどう異なるかを明らかにすることは、本研究に残された別の課題の一つである^{32,33}。

さらに、介護保険法の施行・改正の影響に関する分析の深化も必要であると言える。本研究では、Difference in Differences（差の差推定法）といったいわゆる政策評価に関する推計結果を掲載していない。その理由としては、介護保険法施行・改正の年次と、『社会生活基本調査』の調査年次が近く、（それぞれ、介護保険法施行が2000年→2001年『社会生活基本調査』、介護保険法改正が2005年→2006年『社会生活基本調査』）「施行前後」「改正前後」の設定が困難

³¹ Heitmueller (2007) や Leigh (2010)、Ciani (2012) において、IV 及びパネルデータの利用により、介護が就業にもたらす効果が限定的となることが指摘されている。また、酒井・深堀 (2014) では、「介護と就業」に関する様々な論文を用い、メタ回帰分析による検討を行っている。その結果、内生性を考慮した分析において、介護の労働時間抑制効果が小さく推定されること、出版バイアスを考慮すると、介護の効果が小さいと予想されることを指摘している。本章では市区町村パネルデータ及び市区町村・年齢階級別疑似パネルデータを利用したことで、可能な限りの内生性への対処を試みたが、今後、分析の更なる精緻化を行うことは、本研究に残された課題である。

³² 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。こうした研究の応用として、育児時間を介護時間と置き換えたものを、今後の研究課題であると筆者は捉えている。

³³ 黒田 (2014) では、『社会生活基本調査』個票データを用い、30～50歳代の介護をしている正社員の介護時間が趨勢的に低下し、逆に労働時間が長時間化していることを指摘している。

であったことによる³⁴。上記の分析と併せつつ、今後も政策評価を試みて行きたい^{35,36}。

また、第1節で述べたように、男性の無業率の上昇と女性の無業率の低下に関し、高齢者介護がそれを分ける変数であったとは言えない。確かに、65歳以上介護者比率の上昇は、男性無業率の上昇因である。しかし、女性に関しても同様の結果を得ているため、女性の無業率低下を説明する変数とはなっていない。例えば、本研究において男女で常に逆の効果を見せていた無配偶ダミーのような、別の説明要因を検討してゆく必要が存在すると言える。

池田（2010a）でも指摘されている通り、介護休業のもたらす就業継続への影響は大きい。介護と就業を上手く両立させられるような制度の整備、介護を担う労働者へのサポート体制を整備すること等により、改正介護保険制度と補完し合えるような制度設計が必要であると言える。

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.
- Ciani, Emanuele (2012) “Informal Adult Care and Caregivers’ Employment in Europe,” *Labour Economics*, Vol.19, Issue2, pp.155-164.
- Ettner, Susan L. (1996) “The Opportunity Costs of Elder Care,” *The Journal of Human Resources*, Vol.31, No.1, pp.189-205.
- 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.
- Heitmueller, Axel (2007) “The Chicken or the Egg?: Endogeneity in Labor Market Participation of Informal Carers in England,” *Journal of Health Economics*, Vol.26, Issue 3, pp.536-559.
- 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.
- Leigh, Andrew (2010) “Informal Care and Labor Market Participation,” *Labour Economics*, Vol.17, Issue 1, pp.140-149.
- Pezzin, Liliana E., and Schone, Barbara Steinberg (1999) “Intergenerational Household

³⁴ 例として、1996年データを介護保険法施行前、2001年データを介護保険法施行後、2001年データを介護保険法改正前、2006年データを介護保険法改正後とし、無業率を被説明変数として行ったDID推計などを行ったが、介護保険法施行・改正の影響は拾えなかった。

³⁵ 介護保険法施行の影響に関し政策効果はなかったとする研究にFukahori et al. (2013)が、逆に政策効果があったとする研究にSugawara and Nakamura (2014)等が挙げられる。

³⁶ 菅・梶谷 (2014) は、『社会生活基本調査』匿名データを用い、介護保険法施行が高学歴女性の介護時間を減少させたこと、同時に、介護保険法施行が高学歴女性の労働時間には影響していないことを指摘している。ここまで述べてきた通り、今後同様の分析を通じ、政策評価並びに「生活時間編」を用いた研究の深化を試みることは、本研究に残された重要な課題である。

- formation, Female Labor Supply and Informal Caregiving: A Bargaining Approach,” *The Journal of Human Resources*, Vol.34, No.3, pp.475-503.
- Sugawara, Shinya and Jiro Nakamura (2014) “Can Formal Elderly Care Stimulate Female Labor Supply? The Japanese Experience,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.34, pp.98-115.
- 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, pp.20-31.
- 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.
- 菅万里・梶谷真也 (2014) 「公的介護保険は家族介護者の介護時間を減少させたのか?—社会生活基本調査匿名データを用いた検証—」『経済研究』 Vol.65, No.4, pp.345-361.
- 黒田祥子 (2014) 「中間の年齢層の働き方—労働時間と介護時間の動向を中心に—」『日本労働研究雑誌』 No.653, pp.59-74.
- 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.
- 酒井正・深堀遼太郎 (2015) 「家族介護が就業時間に与える影響—メタ回帰分析による評価—」慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターディスカッションペーパー, DP2014-003.
- 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.
- 高橋主光 (2014) 「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—」未定稿.
- 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』 No.61, 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.

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.

渡辺俊介 (1997) 『介護保険の知識』日本経済新聞社.

付表 3-1 1996年～2006年データを用いた、在学中でない男性における無業の規定要因に関する
 プロビット分析の結果(年齢階級別分析):「65歳以上介護あり」の限界効果

65歳以上介護あり	2011年(男性)		2006年(男性)		2001年(男性)		1996年(男性)	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
15～24歳	-0.0318	(0.0370)	0.2080	(0.1100) **	0.0511	(0.0674)	-0.0103	(0.0369)
サンプルサイズ	2921		3384		4427		7855	
擬似決定係数	0.1011		0.0799		0.0902		0.0932	
25～34歳	-0.0100	(0.0114)	0.0413	(0.0302) *	-0.0017	(0.0143)	-0.0019	(0.0077)
サンプルサイズ	8887		10026		11505		16395	
擬似決定係数	0.1624		0.1319		0.1180		0.1354	
35～44歳	0.0189	(0.0117) **	0.0105	(0.0100)	0.0112	(0.0101)	0.0090	(0.0071) *
サンプルサイズ	12552		11394		11696		19162	
擬似決定係数	0.1846		0.2070		0.2062		0.1947	
45～54歳	0.0121	(0.0079) *	0.0073	(0.0073)	0.0098	(0.0074)	0.0042	(0.0048)
サンプルサイズ	11637		12892		16352		21802	
擬似決定係数	0.1840		0.2035		0.1664		0.1768	
55～64歳	0.0291	(0.0127) **	0.0296	(0.0155) **	0.0535	(0.0212) ***	0.0108	(0.0181)
サンプルサイズ	15658		15176		13298		17417	
擬似決定係数	0.1065		0.1206		0.1170		0.1433	

注1: その他の説明変数は表3-8と同じ

注2: ***は1%、**は5%、*は10%水準でそれぞれ有意であることを表す

付表 3-2 1996年～2006年データを用いた、在学中でない女性における無業の規定要因に関する
 プロビット分析の結果(年齢階級別分析):「65歳以上介護あり」の限界効果

65歳以上介護あり	2011年(女性)		2006年(女性)		2001年(女性)		1996年(女性)	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
15～24歳	0.0383	(0.0597)	0.0660	(0.0629)	0.0612	(0.0586)	0.0739	(0.0493) *
サンプルサイズ	3161		3673		4676		8799	
擬似決定係数	0.1932		0.2147		0.2128		0.2692	
25～34歳	0.0777	(0.0396) **	0.0700	(0.0458)	0.1781	(0.0453) ***	0.0374	(0.0417)
サンプルサイズ	9428		10850		12452		18457	
擬似決定係数	0.1302		0.1634		0.1716		0.1821	
35～44歳	0.1305	(0.0267) ***	0.1080	(0.0322) ***	0.1330	(0.0307) ***	0.0735	(0.0283) ***
サンプルサイズ	13404		12677		12697		20185	
擬似決定係数	0.0516		0.0557		0.0532		0.0564	
45～54歳	0.0624	(0.0159) ***	0.1195	(0.0185) ***	0.0932	(0.0171) ***	0.0611	(0.0174) ***
サンプルサイズ	12881		13800		17006		23088	
擬似決定係数	0.0250		0.0366		0.0329		0.0318	
55～64歳	0.0709	(0.0148) ***	0.0897	(0.0169) ***	0.0655	(0.0199) ***	0.0355	(0.0196) *
サンプルサイズ	16655		16090		14297		18917	
擬似決定係数	0.0362		0.0420		0.0368		0.0394	

注1: その他の説明変数は表3-8と同じ

注2: ***は1%、**は5%、*は10%水準でそれぞれ有意であることを表す

付表 3-3 1996年～2006年データを用いた、男性における就業の規定要因に関するプロビット分析の結果(年齢階級別分析):「65歳以上介護あり」の限界効果

65歳以上介護あり	2011年(男性)		2006年(男性)		2001年(男性)		1996年(男性)	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
15～24歳	0.1441	(0.0738) **	-0.0405	(0.0749)	0.0349	(0.0719)	0.1212	(0.0766)
サンプルサイズ	8479		9268		11274		18721	
擬似決定係数	0.4639		0.4616		0.4557		0.5518	
25～34歳	0.0139	(0.0119)	-0.0490	(0.0321) **	0.0037	(0.0151)	0.0012	(0.0087)
サンプルサイズ	9091		10186		11747		16652	
擬似決定係数	0.1803		0.1490		0.1411		0.1999	
35～44歳	-0.0177	(0.0115) *	-0.0103	(0.0102)	-0.0094	(0.0096)	-0.0093	(0.0073) *
サンプルサイズ	12593		11427		11792		19232	
擬似決定係数	0.1872		0.2121		0.1995		0.1943	
45～54歳	-0.0119	(0.0079) *	-0.0072	(0.0073)	-0.0098	(0.0074)	-0.0052	(0.0050)
サンプルサイズ	11664		12902		16393		21854	
擬似決定係数	0.1829		0.2010		0.1663		0.1748	
55～64歳	-0.0305	(0.0128) **	-0.0294	(0.0156) **	-0.0522	(0.0211) ***	-0.0107	(0.0181)
サンプルサイズ	15693		15191		13328		17448	
擬似決定係数	0.1065		0.1204		0.1167		0.1430	

注1: その他の説明変数は表 3-4 と同じ

注2: ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準でそれぞれ有意であることを表す

付表 3-4 1996年～2006年データを用いた、女性における就業の規定要因に関するプロビット分析の結果(年齢階級別分析):「65歳以上介護あり」の限界効果

65歳以上介護あり	2011年(女性)		2006年(女性)		2001年(女性)		1996年(女性)	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
15～24歳	0.0088	(0.0655)	-0.0833	(0.0608)	-0.0520	(0.0564)	-0.0301	(0.0530)
サンプルサイズ	7942		9135		11203		18802	
擬似決定係数	0.3749		0.4357		0.4246		0.5215	
25～34歳	-0.0585	(0.0384)	-0.0837	(0.0459) *	-0.1640	(0.0448) ***	-0.0357	(0.0411)
サンプルサイズ	9587		10976		12643		18661	
擬似決定係数	0.1235		0.1593		0.1660		0.1780	
35～44歳	-0.1290	(0.0266) ***	-0.1063	(0.0321) ***	-0.1313	(0.0307) ***	-0.0727	(0.0282) ***
サンプルサイズ	13481		12712		12785		20297	
擬似決定係数	0.0508		0.0554		0.0530		0.0562	
45～54歳	-0.0654	(0.0159) ***	-0.1188	(0.0185) ***	-0.0910	(0.0170) ***	-0.0608	(0.0174) ***
サンプルサイズ	12938		13819		17082		23161	
擬似決定係数	0.0253		0.0367		0.0331		0.0316	
55～64歳	-0.0713	(0.0148) ***	-0.0895	(0.0169) ***	-0.0657	(0.0199) ***	-0.0366	(0.0196) *
サンプルサイズ	16678		16106		14335		18973	
擬似決定係数	0.0363		0.0419		0.0371		0.0395	

注1: その他の説明変数は表3-8と同じ

注2: ***は1%、**は5%、*は10%水準でそれぞれ有意であることを表す

付表 3-5 2006年～2011年データを用いた、労働市場参加の規定要因に関するプロビット分析の結果(年齢階級別分析):「65歳以上介護あり」の限界効果

65歳以上介護あり	2011年(男性)		2006年(男性)		2011年(女性)		2006年(女性)	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
15～24歳	0.1601	(0.0697) **	0.1141	(0.0780)	0.1383	(0.0615) **	-0.1137	(0.0692) *
サンプルサイズ	8486		9283		8574		9146	
擬似決定係数	0.4770		0.4723		0.4525		0.4543	
25～34歳	0.0012	(0.0053)	-0.0132	(0.0150)	0.0400	(0.0255)	-0.1013	(0.0454) **
サンプルサイズ	8922		10020		9590		10989	
擬似決定係数	0.2056		0.1931		0.1670		0.2018	
35～44歳	-0.0014	(0.0040)	-0.0128	(0.0084) **	-0.0794	(0.0242) ***	-0.0889	(0.0301) ***
サンプルサイズ	12069		11437		13486		12717	
擬似決定係数	0.2115		0.1985		0.0674		0.0718	
45～54歳	-0.0059	(0.0040) *	-0.0061	(0.0047)	-0.0438	(0.0141) ***	-0.1012	(0.0173) ***
サンプルサイズ	11177		12912		12938		13822	
擬似決定係数	0.2402		0.2325		0.0276		0.0432	
55～64歳	-0.0192	(0.0104) *	-0.0305	(0.0137) **	-0.0641	(0.0146) ***	-0.1006	(0.0169) ***
サンプルサイズ	15706		15222		16685		16116	
擬似決定係数	0.1178		0.1364		0.0422		0.0466	

注1: その他の説明変数は表3-8と同じ

注2: ***は1%、**は5%、*は10%水準でそれぞれ有意であることを表す

付表 3-6 1996年～2006年データを用いた、無業、就業、労働市場参加に関する市区町村パネルデータ分析(固定効果モデル)

65歳以上介護あり	無業率(男性)		無業率(女性)		就業率(男性)		就業率(女性)		労働市場参加率(男性)		労働市場参加率(女性)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
15～24歳	-0.0637	(0.0817)	-0.0548	(0.0697)	-0.0586	(0.0643)	0.0451	(0.0529)	0.0171	(0.1266)	-0.0246	(0.0964)
サンプルサイズ	3580		3681		5193		5119		2471		2418	
決定係数	0.1818		0.2346		0.6221		0.5644		0.5935		0.5844	
25～34歳	0.0723	(0.0377) *	-0.0737	(0.0572)	-0.0639	(0.0345) *	0.0550	(0.0527)	0.0693	(0.0409) *	0.0277	(0.0780)
サンプルサイズ	4383		4866		5247		5270		2526		2536	
決定係数	0.1647		0.1554		0.0983		0.1731		0.0560		0.2071	
35～44歳	0.1085	(0.0306) ***	0.0466	(0.0452)	-0.0820	(0.0254) ***	-0.0731	(0.0427) *	-0.0086	(0.0370)	-0.1436	(0.0655) **
サンプルサイズ	4436		4997		5416		5430		2623		2639	
決定係数	0.1804		0.0563		0.1077		0.0307		0.0563		0.0715	
45～54歳	0.0093	(0.0213)	0.1023	(0.0331) ***	0.0069	(0.0170)	-0.1282	(0.0303) ***	0.0076	(0.0209)	-0.0053	(0.0453)
サンプルサイズ	4584		5134		5555		5580		2697		2723	
決定係数	0.1696		0.0537		0.1154		0.0254		0.0802		0.0279	
55～64歳	0.0246	(0.0320)	0.0417	(0.0350)	-0.0088	(0.0294)	-0.0478	(0.0341)	0.0302	(0.0415)	-0.0427	(0.0543)
サンプルサイズ	5037		5368		5553		5573		2754		2758	
決定係数	0.1488		0.0376		0.1122		0.0356		0.0911		0.0286	

注1: サンプルはそれぞれ15～64歳の在学中でない者における市区町村別平均値(無業率)、15～64歳の者全体における市区町村別平均値(就業率、労働市場参加率)

注2: 観測期間は、就業率/無業率が1996～2011年、労働市場参加率については2006～2011年

注3: その他の説明変数は表3-14と同じ、決定係数はwithinの数値

注4: ***は1%、**は5%、*は10%水準でそれぞれ有意であることを表す