

# 高齢期の睡眠時間が健康に与える効果\*

梶谷 真也<sup>†</sup>

## 要 旨

本論文では、高齢者の睡眠時間が健康に与える効果について、総務省統計局が2016年に実施した『社会生活基本調査』のマイクロデータを用いて考察する。具体的には、調査対象者に対して特定の日の時間配分を尋ねているタイムユースサーベイの特性をいかし、60歳以上の高齢者について、一日の睡眠時間がその人の健康状態に与える影響を計量的に分析する。欠落変数バイアスや健康状態から睡眠時間への逆の因果関係などの内生性を考慮するために、調査対象者が居住する地域の「日の入り時刻」の年平均値と「回答日の行動の種類」という情報を操作変数に用いる。その結果、1日の睡眠時間の増加が健康状態を改善する効果があることを確認する。男性と女性の時間配分の違いを考慮するためにサンプルを男女別に分けた場合でも、男性・女性ともに同様の効果を確認する。高齢者の平均的な睡眠時間は年々減少傾向にあるが、本論文で得られた結果は健康状態を改善する働きを持つ睡眠の重要性を指摘している。

キーワード： 健康，高齢者，時間配分，睡眠時間

## 1. はじめに

標準的な経済学のモデルでは、個人が消費と余暇から効用を得ると考え、利用可能な時間のうち労働に費やす時間以外をすべて余暇として扱う。すべての人々は睡眠にこの余暇の多くを費やしているが、多くの経済学の分析では睡眠

の必要性は生物学的に決まるという立場から睡眠時間を外生変数と仮定することが多かった。

しかしながら、人々の平均的な睡眠時間は年々減少傾向にある。Juster and Stafford (1991) は人々の週当たり睡眠時間を1960年代と1980年代とで比較し、アメリカでは男性で0.8時間、女性で1時間の減少が、日本では男性で3.8時

\* 本論文において使用する『社会生活基本調査』の調査票情報は、統計法33条に基づき、総務省統計局に提供依頼を申出して承諾を得て提供を受けたものである。本論文に掲載する結果は、筆者が独自に作成・加工した統計であり、総務省統計局が作成・公表している統計等とは異なる。なお、筆者はJSPS科研費15K17080の助成を受けている。記して感謝の意を表したい。

† 京都産業大学経済学部、京都市北区上賀茂本山, kajitani@cc.kyoto-su.ac.jp

間、女性で2.6時間の減少がそれぞれみられたことを報告している。日本のフルタイム（週労働時間が35時間以上）労働者について、総務省が実施する『社会生活基本調査』を用いて1986年と2006年とで比較した場合でも、男女ともに週あたり睡眠時間で1時間以上の減少が確認される（Kuroda 2010）。これらの睡眠時間の減少効果は、就寝時間が遅くなっている効果と起床時間が早くなっている効果の両方によるものであるという指摘もある（NHK放送文化研究所 2011）。

1日の時間配分という視点から見た場合、睡眠時間の減少によってどの行動時間が増加しているのだろうか。その候補のひとつとして考えられるのが労働時間である。例えば、Biddle and Hamermesh（1990）は1960年代に調査された12か国の集計データと1975年から76年に実施されたアメリカのタイムユースサーベイのデータを使って、睡眠時間と市場労働時間との関係を分析している。そして、市場労働時間と睡眠時間には負の関係があることを指摘する。Brochu et al.（2012）はカナダのタイムユースサーベイのデータを用いて、Antillón et al.（2014）はアメリカのタイムユースサーベイのデータを用いて、失業率の低下、すなわち経済状況の改善が睡眠時間を減少させることをそれぞれ指摘する。Aguiar et al.（2013）は2003年から2010年までのアメリカのタイムユースサーベイのデータを用いて、景気循環による市場労働時間の変動と生活時間の変化について議論している。Aguiar et al.（2013）が報告する結果によると、市場労働時間が10%増加すると睡眠時間は1%減少する。標準的な労働供給モデルの枠組みでは、余暇（正常財と仮定）の機会費用である賃金率が上昇すると、人々は市場賃金率の上昇による代替効果が所得効果を絶対値で下回らない限り、余暇を減らし市場労働時間を

増やす。このモデルの枠組みにおいて経済状況の改善に伴って市場賃金率が上昇することを考慮すれば、市場賃金率の上昇は個人の最適睡眠時間を減少させることになる。

ただし、睡眠時間の減少は疲労の蓄積や集中力の欠如という形で私たちの日常の生活行動に影響を及ぼす（Walker 2018）。睡眠は人間が生きていくのに必要不可欠な生理的機能であり、主に脳を疲労から回復させる役割を担っていることが古くから知られている（井深 2009）。睡眠不足の時に私たちが感じる不快さや意欲の低下は、脳が休息を要求している表れでもある。公衆衛生学分野の研究では、例えばResekind et al.（2010）は労働遂行能力を測定するテスト（Work Limitations Questionnaire）スコアを睡眠のレベル（不眠・睡眠不足・睡眠不足気味・快眠）別に集計し、眠らないほど労働遂行能力が低下していることを統計的に有意に確認する。また、Fortier-Brochu et al.（2012）は不眠と認知能力との関係を扱う多数の既存研究に対するメタ分析の結果から、不眠症の人には複数の認知能力指標において動作障害が観察されることを示す。

経済学分野の研究では、Giuntella et al（2017）とGilntella and Mazzonna（2019）は、地域内で同一となる「標準時刻」と地域内で異なる「日の入り時刻」との間にズレが生じ、同じ標準時刻でも外の明るさ（日の長さ）の異なるという状況に注目する。このうち、Giuntella et al（2017）は中国のデータセットを用いて、都市部にすむ45歳以上の雇用者において睡眠時間の増加が認知能力の向上やうつ病の症状緩和につながることを示す。Gilntella and Mazzonna（2019）はアメリカのタイムユースサーベイのデータと集計データを用いて、日の長さが睡眠時間を減少させること、日の長さはいくつかの健康指標とも関係していることをそれぞれ指摘

する。Jin and Ziebarth (2020) はアメリカとドイツのデータを用いて、Daylight Saving Time (DST) 終了日が1日25時間になるという自然実験に注目し、DSTの終了が睡眠時間を増加させ、病院への入院率を減少させることをそれぞれ示している。これらの結果は、睡眠が健康を維持し高めるという効果があることを示唆している。

一方で、睡眠時間と健康との間には負の関係が観察されることを指摘する経済学の研究も多い。例えば、Podor and Halliday (2012) はアメリカのタイムユースサーベイのデータを用いて、健康と時間配分との関係を議論する。そして、睡眠時間と健康には負の関係があることを示す。また、Gimenez-Nadal and Molina (2015) は欧州6か国のタイムユースサーベイのデータを用いて、健康状態と生活時間との関係について睡眠・身の回りの用事・市場労働・非市場労働・余暇の各時間の間の相関を考慮したSURモデルを推定し、睡眠時間と健康は負の関係にあることを指摘する。睡眠時間と健康との間に観察される負の関係は、不健康なほど睡眠時間が長いという因果関係を反映している可能性が高い。

このように、睡眠時間と健康との関係を議論するには、睡眠時間が健康に与える影響と健康が睡眠時間に与える影響とを分けて考える必要がある。本論文では総務省統計局が2016年に実施した『社会生活基本調査』のマイクロデータを用いて、高齢者の睡眠時間が健康に与える効果について考察する。市場労働に従事する個人が高齢期に差し掛かると、定年退職やその後の再雇用など、退職や労働日数・時間の減少を経験することが多い。その場合、市場労働に充てていた時間をその他の活動に割り当てることになる。その活動の候補のひとつとして睡眠時間が考えられる。

しかしながら、高齢者の平均的な睡眠時間は年々減少傾向にある。総務省統計局が報告する『社会生活基本調査』の集計データによると、65歳以上の高齢者の睡眠の総平均時間は、1976年で男性が553分、女性が552分であったのに対して、1996年で男性が521分、女性が509分、2016年で男性が496分、女性が481分であり、この40年間で男性が57分、女性が71分も減少している。そして、この減少傾向は有業者・無業者の区別に関わらず観察される。高齢期の睡眠時間が彼(女)らの健康にどのような効果をもたらしているのかを確認することが本論文の目的である。

具体的には、調査対象者に対して特定の日の時間配分を尋ねているタイムユースサーベイの特性を活かして、本論文では、60歳以上の高齢者について一日の睡眠時間がその人の健康状態に与える影響を計量的に分析する。欠落変数バイアスや健康状態が睡眠時間に与える逆の因果関係などの内生性を考慮するために、調査対象者が居住する地域の「日の入り時刻」の年平均値と「回答日の行動の種類」という情報を操作変数に用いる。分析の結果、1日の睡眠時間の増加は健康状態を改善させるということが統計的に有意に観察される。男性と女性の時間配分の違いを考慮するために男女別に分析した場合でも、それぞれ同様の効果が観察される。本論文の構成は以下の通りである。続く2節で使用する『社会生活基本調査』の概要を述べ、推定モデルを3節で示す。4節で推定モデルの結果を報告し、5節で全体をまとめる。

## 2. 使用するデータ

『社会生活基本調査』は、国民の生活時間の配分や余暇時間における主な活動の状況を明らかにするための基礎資料を得ることを目的とし

表1 年齢分布と健康状態

パネルA: 年齢階層別推定人口

年齢階級	推定人口(千人)		
	男女計	男性	女性
10～19歳	11,501	5,893	5,608
20～29歳	12,442	6,353	6,088
30～39歳	15,262	7,729	7,533
40～49歳	18,838	9,503	9,335
50～59歳	15,277	7,621	7,656
60～69歳	18,088	8,783	9,305
70～79歳	13,366	6,092	7,273
80歳以上	8,526	3,232	5,294
合計	113,300	55,207	58,093

パネルB: 年齢階層別平均睡眠時間

年齢階級	総平均時間(時間)		
	男女計	男性	女性
10～19歳	8.07	8.09	8.05
20～29歳	7.87	7.87	7.88
30～39歳	7.56	7.58	7.54
40～49歳	7.19	7.32	7.06
50～59歳	7.04	7.23	6.86
60～69歳	7.48	7.68	7.29
70～79歳	7.99	8.20	7.82
80歳以上	8.99	9.11	8.91
合計	7.66	7.75	7.58

パネルC: 60歳以上の健康状態

健康状態	推定人口(千人)								
	男女計			男性			女性		
	60～69歳	70～79歳	80歳以上	60～69歳	70～79歳	80歳以上	60～69歳	70～79歳	80歳以上
よい	16.5%	12.8%	7.7%	17.2%	14.1%	8.9%	15.8%	11.7%	7.0%
まあよい	16.2%	14.6%	10.5%	17.4%	15.0%	10.3%	15.1%	14.2%	10.6%
ふつう	53.4%	50.0%	42.4%	51.7%	48.8%	43.6%	54.9%	51.1%	41.6%
あまりよくない	11.6%	17.6%	29.8%	11.0%	17.3%	27.5%	12.1%	17.9%	31.3%
よくない	2.1%	4.5%	9.3%	2.5%	4.5%	9.2%	1.8%	4.5%	9.4%
不詳	0.2%	0.5%	0.3%	0.2%	0.3%	0.4%	0.3%	0.6%	0.2%
合計	18,088	13,366	8,526	8,783	6,092	3,232	9,305	7,273	5,294

出所:『社会生活基本調査』より筆者作成。

注)『社会生活基本調査』の集計用乗率でウェイト付けしている。

て1976年から総務省が実施する大規模タイムユースサーベイである。1986年実施の調査からは、9月末から10月中旬にかけての9日間の調査期間において調査区ごとに指定した連続する2日間の個人の生活時間を調査する方式を採用している。本論文で用いる『社会生活基本調査』のマイクロデータは、統計法33条に基づいて総務省統計局に提供依頼を行い、承諾を得て提供を受けた2016年の調査票情報である。表1のパネルAには、2016年の『社会生活基本調査』

の標本データに集計用乗率をかけて計算した推定人口を年齢階級別に示している<sup>1)</sup>。本論文で分析対象とする60歳以上の高齢者に注目すれば、60～69歳層が男性(女性)で878万3千人(930万5千人)、70～79歳層が男性(女性)で609万2千人(727万3千人)、80歳以上が男性(女性)

1 男女計の合計値は、『平成28年社会生活基本調査報告』(総務省統計局)で報告される値と一致している。

で323万2千人（529万4千人）となる。

『社会生活基本調査』では、20項目の生活行動から回答者の行った行動が15分単位で記入される。20項目の生活行動は、「睡眠」「身の回りの用事」「食事」「通勤・通学」「仕事」「学業」「家事」「介護・看護」「育児」「買い物」「移動（通勤・通学を除く）」「テレビ・ラジオ・新聞・雑誌」「休養・くつろぎ」「学習・自己啓発・訓練（学業以外）」「趣味・娯楽」「スポーツ」「ボランティア活動・社会参加活動」「交際・つきあい」「受診・療養」「その他」に分類されている。連続する2日間の個人の生活時間のうち「睡眠」についての総平均時間を年齢階層別に示したのが表1のパネルBである。男女ともに、睡眠の総平均時間は20歳代から50歳代にかけて減少していく一方で、60歳代以降に増加していることが分かる。

最後に、60歳代以降の健康状態を示したのが表1のパネルCである。『社会生活基本調査』は、回答者のふだんの健康状態について「よい・まあよい・ふつう・あまりよくない・よくない」の5段階で尋ねている。男女ともに、60歳代と70歳代の健康状態の分布は「ふつう」を中心として「よい・まあよい」の割合のほうが「あまりよくない・よくない」の割合よりも相対的に多いが、80歳以上の健康分布は「あまりよくない・よくない」と回答する割合が多くなっている。

これ以降の分析では、対象を60歳の回答者に限定し、高齢者の睡眠と健康状態に注目する。なお、『社会生活基本調査』の調査票では、回答日の行動について以下のカテゴリー：「旅行・行楽」「行事または冠婚葬祭」「出張・研修など」「在宅勤務」「療養」「休みの日」「育児休業・子の看護休暇」「介護休業・介護休暇」「その他」で尋ねている。回答日の行動がふだんと大きく異なる可能性を除外するために、これら

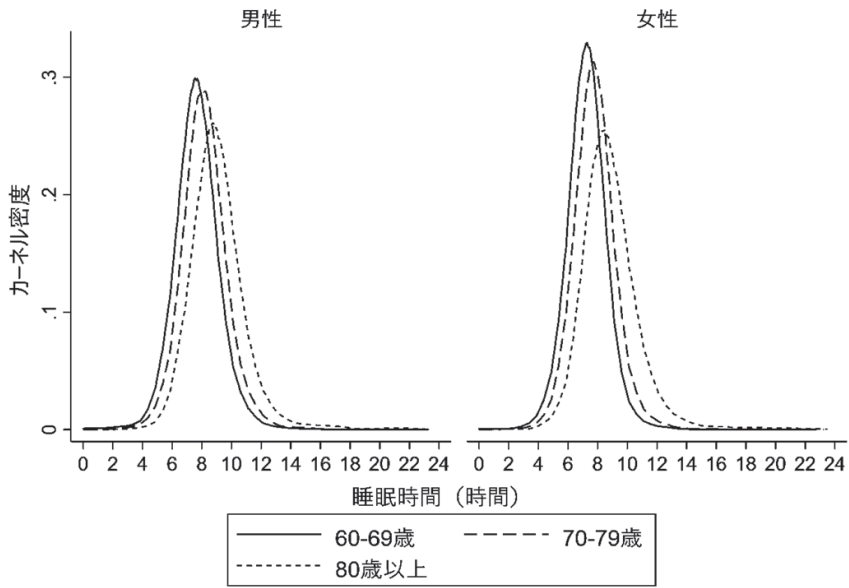
のカテゴリーのうち「休みの日」と「その他」と回答しているサンプル以外は分析から除外する。そして、「休みの日」と回答する日を「休みの日」、「その他」と回答する日を「ふだんの日」と定義する。

表1のパネルBで年齢階層別の睡眠の総平均時間を示したが、睡眠時間のばらつきはどうなっているのだろうか。図1には60歳以上の年齢階層別に睡眠時間のカーネル分布を描いている。男性と女性ともに年齢階層が上がると、わずかながら分布の右裾が広がっていくことが分かる。最後に、睡眠時間と健康状態の関係はどうなっているのだろうか。図2には、健康状態別の睡眠時間の箱ひげ図を年齢階層別に示している。箱に該当する部分の下端・中央・上端の水平線は第1四分位数・中央値・第3四分位数を表し、第1四分位数と第3四分位数との間の距離の1.5倍となる線が第1四分位・第3四分位それぞれから上下に伸びている。男女別・年齢階層別それぞれでも、健康状態が悪くなるにつれて睡眠時間のばらつきが大きくなる傾向にある。そして、健康状態が悪いほど睡眠時間の中央値が上昇する傾向も観察できる。このことは、健康状態が悪いほど睡眠時間が長いということを示唆している。

前節でも紹介したように、睡眠時間と健康状態の関係には睡眠時間が健康に与える効果と健康が睡眠時間に与える効果のふたつの効果が含まれる。図2で示された睡眠時間と健康状態のマイナスの関係はこれらふたつの効果が合わさった結果であり、両者を識別できてない。睡眠と健康との関係を詳細に分析するには、両者を識別する必要がある。そこで、次節では睡眠時間が健康に与える効果を識別するための推定モデルを示して議論を進める。

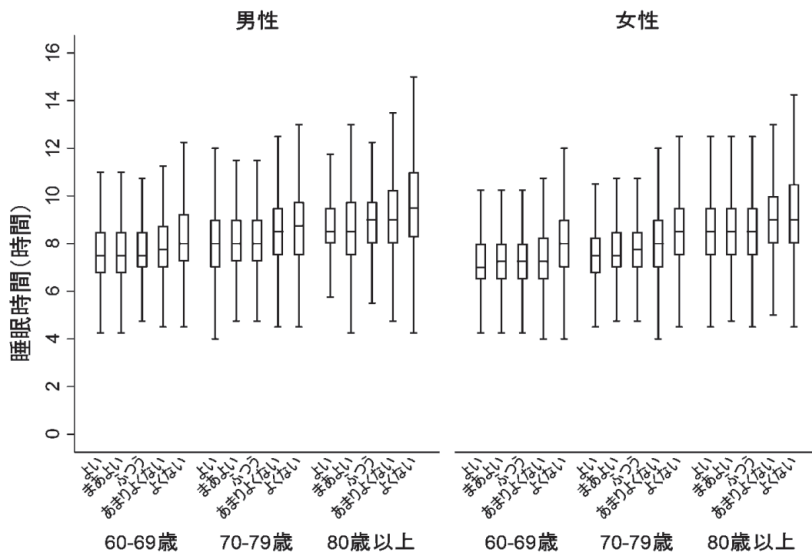


図1 睡眠時間の分布



出所:『社会生活基本調査』より筆者作成.  
 注1)バンド幅を0.5に設定している.  
 注2)『社会生活基本調査』の集計用乗率でウェイト付けしている.

図2 睡眠時間と健康状態の関係



出所:『社会生活基本調査』より筆者作成.  
 注)『社会生活基本調査』の集計用乗率でウェイト付けしている.

### 3. 推定モデル

睡眠時間の増加は健康状態を改善させる効果を持つのだろうか。ここでは、健康生産関数が以下の式：

$$Health_i = \alpha Sleep_i + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \mu_i \quad (1)$$

で書き表せるとする。  $Health_i$  は個人  $i$  の自己評価による健康状態を表し、回答者のふだんの健康状態が「よい = 5」「まあよい = 4」「ふつう = 3」「あまりよくない = 2」「よくない = 1」というように、健康になるほど数値が大きくなる<sup>2</sup>。  $Sleep_i$  は個人  $i$  のある日の睡眠時間を表し、変数ベクトル  $\mathbf{X}_i$  には、個人  $i$  の個人属性として性別、年齢、年齢の2乗項と最終学歴ダミーが含まれる。教育水準は健康形成に重要な影響を与える要素であることが多くの研究で指摘されている。健康状態を人的資本のひとつと捉え、予防行動や医療需要などの健康に対する投資によって健康資本を形成するという考え方を示したGrossman (1972) は、教育年数が予防行動を促進させる重要な変数であることを指摘する。例えば、教育によって高い人的資本を身につければ、健康増進の生産性を高められるだろう。あるいは、教育水準の上昇によって健康リスクへの対処に関する知識が増加すれば、より効率的に時間や財を投入して健康を増進させることもできる。一方で、Kenkel (1991) によると、教育水準は健康リスクへの対処に関する知識の差以外の別の効果を表す代理変数となっている可能性がある。  $\mu_i$  は誤差項を表す。

本論文で注目する係数は  $\alpha$  である。  $\alpha > 0$  ならば、睡眠時間の増加が健康状態を改善させる

効果を持つ。しかし、前述したように、欠落変数バイアスや逆の因果関係の存在を考慮する必要がある。そこで、操作変数法を用いてこの問題に対処する。

$$Sleep_i = \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\gamma} + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\delta} + \epsilon_i, \quad (2)$$

(2)式の  $\mathbf{Z}_i$  は(1)式の誤差項の  $\mu_i$  と関連しない識別変数、  $\epsilon_i$  は誤差項をそれぞれ表す。

識別変数  $\mathbf{Z}_i$  の候補として、本論文ではGiuntella et al. (2017) やGibson and Shrader (2018) らが採用している「日の入り時刻」を用いる。彼らは、地域内で同一となる「標準時刻」と地域内で異なる「日の入り時刻」との間にズレが生じ、同じ標準時刻でも外の明るさ(日の長さ)が異なることに注目する。このズレは、概日リズム(体内時計)の調整に影響を及ぼすとされる。Buhr et al. (2010) は、地球の生命体において環境に対する最も確かな同調因子は「太陽光」と「気温」であることを指摘する。概日リズムは、「太陽光」や「気温」が一日周期で変動する環境下で生物が安定した生命活動を行うために必要不可欠な機能である。哺乳類の場合、概日リズムは脳視床下部の視交叉上核(suprachiasmatic nucleus)によって形成される(Buhr et al. 2010)。この概日リズムによって、日没後はメラトニンの分泌が高まり、その作用で深部体温が低下して眠気を感じるようになる。

「日の入り時刻」はその地域の緯度と経度に依存する。例えば、都道府県の県庁所在地(埼玉県は熊谷市、滋賀県は彦根市)の緯度と経度をそれぞれ確認すると、緯度と経度が最も高いのは札幌市(北緯43度、東経141度)であるのに対して、緯度と経度が最も低いのは那覇市(北緯26度、東経127度)である。よって、日本においても居住地によって「日の入り時刻」にばらつきが発生し、これらのばらつきによって

2 自己評価による健康指標のような多段階の指標を用いる場合、ordered probitなどの推定モデルの利用も考えられるが、本論文ではOLSによる線形回帰モデルを用いる。

昼の時間（明るい時間）の長さにも違いが生じる。本論文では、識別変数  $Z_i$  のひとつとして個人  $i$  が居住する地域の「日の入り時刻」の年平均値を用いる。具体的には、個人  $i$  が居住する市区町村の役所（役場）所在地の緯度と経度をもとに、2016年1月1日から12月31日までの各日の日の入り時刻を調べる。そして、調べた各日の日の入り時刻の年平均値を計算し、その時刻の年平均値を午前0時からの時間に換算す

る。もうひとつの識別変数として、回答日が「ふだんの日」の場合を1、「休みの日」が0とする「ふだんの日ダミー」を用いる。回答日が休みの日か否かということは、その日の時間配分に影響をもたらすのに対して健康状態には影響を与えないと考えられる。

推定式に含まれる変数の定義は付表1に、その記述統計量を表2にそれぞれ示す。前述したように、『社会生活基本調査』は連続する2日

表2 記述統計量

変数	1日目				2日目			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
	男女計 サンプルサイズ=66,923				男女計 サンプルサイズ=66,692			
睡眠時間(時間)	7.93	1.65	0	23.25	7.97	1.65	0	23.50
健康状態	3.16	1.00	1	5	3.16	0.99	1	5
年齢	72.23	8.34	60	104	72.24	8.33	60	104
年齢の2乗/100	52.86	12.46	36	108	52.88	12.44	36	108
高校・旧制中卒ダミー	0.46	0.50	0	1	0.46	0.50	0	1
専門学校卒ダミー	0.07	0.25	0	1	0.07	0.25	0	1
短大・高専卒ダミー	0.06	0.25	0	1	0.06	0.25	0	1
大卒ダミー	0.14	0.34	0	1	0.14	0.34	0	1
院卒ダミー	0.01	0.09	0	1	0.01	0.09	0	1
男性ダミー	0.45	0.50	0	1	0.45	0.50	0	1
年平均日の入り時刻(時間)	17.95	0.23	17.40	18.78	17.95	0.23	17.40	18.78
ふだんの日ダミー	0.94	0.23	0	1	0.94	0.24	0	1
	男性 サンプルサイズ=30,535				男性 サンプルサイズ=30,445			
睡眠時間(時間)	8.07	1.64	0	23.25	8.11	1.66	0	23.50
健康状態	3.22	1.00	1	5	3.21	1.01	1	5
年齢	71.39	7.91	60	104	71.45	7.88	60	103
年齢の2乗/100	51.60	11.69	36	108	51.67	11.65	36	106
高校・旧制中卒ダミー	0.43	0.50	0	1	0.43	0.50	0	1
専門学校卒ダミー	0.05	0.21	0	1	0.05	0.21	0	1
短大・高専卒ダミー	0.03	0.16	0	1	0.03	0.16	0	1
大卒ダミー	0.24	0.43	0	1	0.24	0.42	0	1
院卒ダミー	0.02	0.13	0	1	0.02	0.13	0	1
男性ダミー	1.00	0.00	1	1	1.00	0.00	1	1
年平均日の入り時刻(時間)	17.94	0.23	17.40	18.78	17.94	0.23	17.40	18.78
ふだんの日ダミー	0.92	0.26	0	1	0.92	0.27	0	1
	女性 サンプルサイズ=36,388				女性 サンプルサイズ=36,247			
睡眠時間(時間)	7.82	1.65	0	23.25	7.85	1.63	0	23.50
健康状態	3.12	0.99	1	5	3.12	0.98	1	5
年齢	72.92	8.62	60	104	72.89	8.62	60	104
年齢の2乗/100	53.91	12.98	36	108	53.87	12.97	36	108
高校・旧制中卒ダミー	0.48	0.50	0	1	0.49	0.50	0	1
専門学校卒ダミー	0.08	0.28	0	1	0.08	0.28	0	1
短大・高専卒ダミー	0.09	0.29	0	1	0.10	0.29	0	1
大卒ダミー	0.05	0.23	0	1	0.06	0.23	0	1
院卒ダミー	0.00	0.05	0	1	0.00	0.04	0	1
男性ダミー	0.00	0.00	0	0	0.00	0.00	0	0
年平均日の入り時刻(時間)	17.95	0.23	17.40	18.78	17.95	0.23	17.40	18.78
ふだんの日ダミー	0.96	0.20	0	1	0.95	0.21	0	1

注)『社会生活基本調査』の集計用乗率でウェイト付けして算出している。



間の個人の睡眠時間の情報を利用することができる。そこで、推定モデルでは、2日のうちの1日目と2日目それぞれの睡眠時間と健康状態との関係を確認し、睡眠時間が健康に与える影響の頑健性を確認する。使用する変数に関する設問に対して何らかの理由で回答できていないなど、不詳や欠損値を取り除いた結果、サンプルサイズは1日目で男性が30,535、女性が36,388、2日目で男性が30,445、女性が36,247となる。識別変数  $Z_i$  のひとつである「日の入り時刻」を確認すると、最小値が17.40時間、最大値が18.78時間と年平均値で1時間以上の

ばらつきが観察される。また、「ふだんの日ダミー」を確認すると、回答者のうち休みの日に回答している人の割合は10%未満であることがわかる。

#### 4. 推定結果

欠落変数バイアスや逆の因果関係の存在を考慮するために、操作変数法を用いた場合の(2)式(第1段階)の推定結果を表3に示している。識別変数  $Z_i$  について確認すると、「ふだんの日ダミー」の係数はすべての列においてマイ

表3 推定結果：第1段階

	1日目			2日目		
	(1) 男女計	(2) 男性	(3) 女性	(4) 男女計	(5) 男性	(6) 女性
年平均日の入り時刻	-0.108*** (0.041)	-0.081 (0.059)	-0.128** (0.051)	-0.107*** (0.041)	-0.061 (0.059)	-0.144*** (0.051)
ふだんの日ダミー	-0.361*** (0.036)	-0.425*** (0.049)	-0.266*** (0.049)	-0.385*** (0.034)	-0.532*** (0.046)	-0.185*** (0.045)
年齢	-0.203*** (0.023)	-0.106*** (0.033)	-0.253*** (0.030)	-0.236*** (0.024)	-0.172*** (0.034)	-0.265*** (0.030)
年齢の2乗/100	0.184*** (0.016)	0.116*** (0.023)	0.219*** (0.020)	0.204*** (0.016)	0.159*** (0.023)	0.224*** (0.021)
高校・旧制中卒ダミー	-0.342*** (0.025)	-0.321*** (0.038)	-0.356*** (0.032)	-0.328*** (0.027)	-0.349*** (0.038)	-0.309*** (0.034)
専門学校卒ダミー	-0.409*** (0.054)	-0.436*** (0.071)	-0.389*** (0.071)	-0.401*** (0.046)	-0.455*** (0.077)	-0.357*** (0.058)
短大・高専卒ダミー	-0.531*** (0.043)	-0.562*** (0.100)	-0.510*** (0.049)	-0.542*** (0.043)	-0.621*** (0.093)	-0.493*** (0.050)
大卒ダミー	-0.631*** (0.034)	-0.673*** (0.042)	-0.500*** (0.058)	-0.613*** (0.036)	-0.675*** (0.044)	-0.489*** (0.060)
院卒ダミー	-0.649*** (0.108)	-0.711*** (0.119)	-0.283 (0.206)	-0.762*** (0.101)	-0.916*** (0.108)	0.083 (0.191)
男性ダミー	0.412*** (0.019)			0.413*** (0.019)		
定数項	15.297*** (1.156)	11.828*** (1.623)	17.326*** (1.514)	16.629*** (1.189)	14.142*** (1.743)	18.063*** (1.486)
サンプルサイズ	66,923	30,535	36,388	66,692	30,445	36,247
F検定 $H_0$ : 定数項以外の係数が同時にゼロ	384.97***	157.10***	262.34***	352.82***	149.58***	230.39***
F検定 $H_0$ : 識別変数の係数が同時にゼロ	55.19***	40.16***	18.46***	69.80***	68.28***	12.25***

注1) 『社会生活基本調査』の集計用乗率でウエイト付けした結果を掲載している。

注2) カッコ内の数値は世帯でクラスタリングした標準誤差である。

注3) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%で統計的に有意であることを示す。

ナスであることが統計的に有意に観察できる。休みの日と比べてふだんの日の睡眠時間は短いことが分かる。「日の入り時刻」の係数もすべての列においてマイナスである。このことは、日の入り時刻が遅い地域に住む人ほど睡眠時間が短いということを意味する。男性サンプルを用いた分析では「日の入り時刻」の係数が統計的に有意に観察されないものの、F検定において「日の入り時刻」と「ふだんの日ダミー」の係数が同時にゼロとする帰無仮説は棄却される。また、学歴ダミーの係数を確認すると、全体的に学歴が高いダミーほどその係数の大きさが大きくなっている。このことは、例えばアメ

リカのタイムユースサーベイのデータを使って、高学歴な個人は低学歴の個人よりも睡眠時間が短い傾向にあることを示すMullahy and Robert (2010) の結果と一致する。

表3で示した第1段階の結果を用いて睡眠時間が健康に与える影響を捉えた推定結果を表4に示す。1日目の睡眠時間を説明変数に用いた男女計の結果((1)列)をみると、睡眠時間の係数がプラスであることを統計的に有意に観察できる。このことは、睡眠時間の増加がより健康になる確率を高めるということを意味している。ここで、操作変数の妥当性について、まず「操作変数が弱いかな否か」を確認する。Kleibergen-

表4 推定結果：睡眠時間が健康に与える影響

	1日目			2日目		
	(1) 男女計	(2) 男性	(3) 女性	(4) 男女計	(5) 男性	(6) 女性
睡眠時間	0.472*** (0.080)	0.380*** (0.084)	0.673*** (0.167)	0.382*** (0.067)	0.264*** (0.054)	0.681*** (0.224)
年齢	0.138*** (0.025)	0.101*** (0.026)	0.198*** (0.051)	0.129*** (0.024)	0.119*** (0.025)	0.199*** (0.066)
年齢の2乗/100	-0.129*** (0.019)	-0.099*** (0.020)	-0.180*** (0.041)	-0.117*** (0.018)	-0.105*** (0.018)	-0.179*** (0.054)
高校・旧制中卒ダミー	0.338*** (0.034)	0.299*** (0.039)	0.415*** (0.067)	0.290*** (0.030)	0.260*** (0.033)	0.374*** (0.078)
専門学校卒ダミー	0.397*** (0.047)	0.359*** (0.066)	0.469*** (0.081)	0.345*** (0.044)	0.301*** (0.060)	0.441*** (0.097)
短大・高専卒ダミー	0.552*** (0.060)	0.483*** (0.079)	0.650*** (0.103)	0.510*** (0.054)	0.460*** (0.076)	0.642*** (0.127)
大卒ダミー	0.670*** (0.058)	0.623*** (0.064)	0.723*** (0.105)	0.585*** (0.050)	0.529*** (0.048)	0.685*** (0.130)
院卒ダミー	0.813*** (0.138)	0.779*** (0.146)	0.692*** (0.236)	0.886*** (0.107)	0.859*** (0.106)	0.393* (0.235)
男性ダミー	-0.176*** (0.037)			-0.134*** (0.033)		
定数項	-3.983*** (1.274)	-2.319* (1.279)	-7.221*** (2.715)	-3.209*** (1.179)	-2.254** (1.133)	-7.464** (3.598)
サンプルサイズ	66,923	30,535	36,388	66,692	30,445	36,247
F検定 H <sub>0</sub> : 定数項以外の係数が同時にゼロ	96.24***	53.88***	48.99***	91.94***	67.57***	32.76***
操作変数が弱いかな否か						
Kleibergen-Paap rk Wald F統計量	55.19	40.16	18.46	69.80	68.28	12.25
過剰識別検定 Hansen J統計量	0.70	0.26	0.09	1.85	2.51	0.08

注1)『社会生活基本調査』の集計用乗率でウエイト付けした結果を掲載している。

注2)カッコ内の数値は世帯でクラスタリングした標準誤差である。

注3) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%で統計的に有意であることを示す。

Paap rk Wald F統計量は55.19であり、操作変数が弱いとは言えない。また、過剰識別検定のために計算したHansenのJ統計量は0.70であることから、統計的には操作変数と第2段階の誤差項には相関がないと判断される。

睡眠時間の増加がより健康になる確率を高めるといふ結果は、男性と女性で異なるのだろうか。同じく1日目の睡眠時間を説明変数として男性のみのサンプルで推定した結果を(2)列に、女性のみのサンプルで推定した結果を(3)列に

示す。男女ともに睡眠時間の増加によってより健康になる確率が高まるということが統計的に有意に観察される。しかし、健康になる確率に対する限界効果は男女で異なっている。睡眠時間の係数は男性が0.380であるのに対して女性は0.673であることから、女性のほうが健康に与える睡眠時間の限界効果は大きい。

これらの結果は、(4)列から(6)列に示すように、2日目の睡眠時間を説明変数として分析した結果と同じ傾向にある。(4)列から(6)列の下

表5 推定結果：睡眠時間が健康に与える影響（睡眠時間「平均値－標準偏差×2」未満のサンプルを除外）

	1日目			2日目		
	(1) 男女計	(2) 男性	(3) 女性	(4) 男女計	(5) 男性	(6) 女性
睡眠時間	0.505*** (0.087)	0.389*** (0.087)	0.786*** (0.204)	0.390*** (0.068)	0.278*** (0.055)	0.749*** (0.239)
年齢	0.151*** (0.027)	0.104*** (0.027)	0.241*** (0.064)	0.135*** (0.025)	0.124*** (0.026)	0.228*** (0.074)
年齢の2乗/100	-0.139*** (0.021)	-0.100*** (0.020)	-0.213*** (0.052)	-0.121*** (0.019)	-0.109*** (0.019)	-0.200*** (0.060)
高校・旧制中卒ダミー	0.346*** (0.037)	0.295*** (0.039)	0.456*** (0.080)	0.288*** (0.030)	0.260*** (0.033)	0.391*** (0.084)
専門学校卒ダミー	0.403*** (0.050)	0.361*** (0.068)	0.501*** (0.094)	0.341*** (0.043)	0.305*** (0.060)	0.449*** (0.099)
短大・高専卒ダミー	0.570*** (0.064)	0.493*** (0.082)	0.710*** (0.122)	0.517*** (0.055)	0.461*** (0.076)	0.689*** (0.139)
大卒ダミー	0.687*** (0.062)	0.620*** (0.065)	0.800*** (0.127)	0.587*** (0.050)	0.535*** (0.048)	0.727*** (0.141)
院卒ダミー	0.821*** (0.141)	0.768*** (0.147)	0.732*** (0.256)	0.882*** (0.107)	0.864*** (0.107)	0.425* (0.245)
男性ダミー	-0.191*** (0.041)			-0.139*** (0.034)		
定数項	-4.702*** (1.422)	-2.519* (1.343)	-9.530*** (3.432)	-3.548*** (1.234)	-2.594** (1.178)	-9.007** (4.028)
サンプルサイズ	66,115	30,181	35,934	65,921	30,088	35,833
F検定 $H_0$ : 定数項以外の係数が同時にゼロ	91.66***	52.79***	42.00***	91.68***	66.73***	30.64***
操作変数が弱いかな否か Kleibergen-Paap rk Wald F統計量	50.61	39.43	14.82	74.73	71.92	12.53
過剰識別検定 Hansen J統計量	1.04	0.29	0.22	2.16	1.93	0.03
睡眠時間の記述統計量						
平均値	7.98	8.12	7.87	8.02	8.17	7.90
標準偏差	1.58	1.56	1.59	1.58	1.58	1.58
最小値	4.75	4.75	4.75	4.75	4.75	4.75
最大値	23.25	23.25	23.25	23.50	23.50	23.50

注1)『社会生活基本調査』の集計用乗率でウェイト付けした結果を掲載している。

注2)カッコ内の数値は世帯でクラスタリングした標準誤差である。

注3) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%で統計的に有意であることを示す。

段に示すように、操作変数の弱さや過剰識別検定について問題はない。そのうえで、睡眠時間の係数を確認すると、男性（(5)列）と女性（(6)列）ともに睡眠時間の増加が健康になる確率を高めるということを統計的に有意に確認できる。男女間の健康になる確率に対する限界効果の異なりも同じように確認できる（睡眠時間の係数は男性が0.264、女性は0.681）。

一方で、健康状態に与える年齢の効果は(1)列から(6)列まで同じ傾向を示している。年齢の2乗/100の係数はマイナス、年齢の係数はプラスであることがそれぞれ統計的に有意に観察される。ここでは健康状態は年齢の2次関数で表現されることを仮定している。(1)列から(6)列までの係数を使って2次関数の形状を確認すると、男女ともに60歳以降では年齢が健康に与えるマイナスの効果は大きくなっていく。また、学歴が健康に与える影響を確認すると、全体的に学歴が高いダミーほど係数の大きさは大きくなっていく。これらの結果も教育水準が健康形成に重要な影響を与える要素であるという先行研究の指摘と一致している。

ここで、表2で示した睡眠時間の記述統計量をもう一度確認しよう。睡眠時間の最小値が0、最大値は23を超えている。睡眠時間がゼロというのは、例えば徹夜をした場合であろう。特に高齢者の場合、極端な睡眠時間の少なさが継続する状況は考えにくく、このような状況にあるサンプルの存在は表4で得られた結果にゆがみをもたらしている可能性がある。そこで、睡眠時間の平均値から標準偏差×2を引いた睡眠時間未満のサンプルを除外して、表4で得た推定結果の頑健性を確認する。表5に示すように、各変数の係数の大きさに若干の変化がみられるものの、表4の結果と大きく異なる。 (1)列から(6)列に示すように、睡眠時間の係数はプラスであることが統計的に有意に観察さ

れ、健康になる確率に対する限界効果は女性のほうがより大きい<sup>3</sup>。

## 5. おわりに

高齢者にとって、睡眠を多くとることが健康を促進させるのだろうか。本論文では、総務省統計局が2016年に実施した『社会生活基本調査』のマイクロデータを用いて、60歳以上の高齢者の一日の睡眠時間がその人の健康状態に与える影響を計量的に分析した。調査対象者が居住する地域の「日の入り時刻」の年平均値と「回答日の行動の種類」という情報を操作変数として用いることで、欠落変数バイアスや健康状態から睡眠時間への逆の因果関係などの内生性を考慮した。分析の結果、1日の睡眠時間の増加は健康状態を改善させる効果があることを統計的に有意に確認した。生活環境など男性と女性の時間配分の違いを考慮するためにサンプルを男女別に分けて分析しても、男性・女性ともに睡眠の健康促進効果が確認された。高齢者の平均的な睡眠時間は年々減少傾向にある。高齢者において睡眠時間の増加が健康を改善させるという本論文での指摘は、高齢期の日常生活において寝ることの重要性を再認識させるものである。

本論文には残された課題もある。計量分析において健康を睡眠時間の1次関数としてモデル化したため、睡眠時間が健康に与える効果の非線形性を捉えるということはできていない。また、健康維持という観点からは、睡眠以外にもいくつかの重要と思われる行動が含まれる。例えば、運動などの健康投資行動もそのひとつである。高齢者の健康投資行動と彼（女）らの健

---

3 (2)式（第1段階）の推定結果は付表2に示している。

康状態との間にどういうメカニズムが確認されるのかについては、とても興味深い点である。これらの点については今後の課題としたい。

#### 参考文献

- Aguiar, M., E. Hurst, and L. Karabarbounis (2013) "Time Use During the Great Recession," *The American Economic Review* 103(5), pp. 1664-1696.
- Antillón, M., D. S. Lauderdale, and J. Mullahy (2014) "Sleep Behavior and Unemployment Conditions," *Economics & Human Biology* 14, pp. 22-32.
- Biddle, J. E. and D. S. Hamermesh (1990) "Sleep and the Allocation of Time," *Journal of Political Economy* 98(5), pp. 922-943.
- Brochu, P. C. D. Armstrong, and L. P. Morin (2012) "The 'Trendiness' of Sleep: an Empirical Investigation into the Cyclical Nature of Sleep Time," *Empirical Economics* 43(2), pp. 891-913.
- Buhr, E. D., S. H. Yoo, and J. S. Takahashi (2010) "Temperature as a Universal Resetting Cue for Mammalian Circadian Oscillators," *Science* 330(6002), pp. 379-385.
- Fortier-Brochu, E., S. Beaulieu-Bonneau, H. Ivers, and C. M. Morin (2012) "Insomnia and Daytime Cognitive Performance: a Meta-analysis," *Sleep Medicine Reviews* 16(1), pp. 83-94.
- Gibson, M. and J. Shrader (2018) "Time Use and the Labor Market: The Wage Returns to Sleep," *The Review of Economics and Statistics* 100(5), pp. 783-798.
- Gimenez-Nadal, J. I. and J. A. Molina (2015) "Health Status and the Allocation of Time: Cross-country evidence from Europe," *Economic Modelling* 46, pp. 188-203.
- Giuntella O., W. Han, and F. Mazzonna (2017) "Circadian Rhythms, Sleep and Cognitive Skills: Evidence From an Unsleeping Giant," *Demography* 54, pp. 1715-1742.
- Giuntella O. and F. Mazzonna (2019) "Sunset Time and the Health Effects of Social Jetlag: Evidence from US Time Zone Borders," *Journal of Health Economics* 65, pp. 210-226.
- Grossman, M. (1972) "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy* 80(2), pp. 223-255.
- Kenkel, D. S. (1991) "Health Behavior, Health Knowledge, and Schooling," *Journal of Political Economy* 99(2), pp. 287-305.
- Jin, L., and Ziebarth, N. R. (2020) "Sleep, health, and human capital: Evidence from daylight saving time," *Journal of Economic Behavior & Organization* 170, pp. 174-192.
- Juster, F. T. and F. P. Stafford (1991) "The Allocation of Time: Empirical Findings, Behavioral Models, and Problems of Measurement," *Journal of Economic Literature* 29(2), pp. 471-522.
- Kuroda, S. (2010) "Do Japanese Work Shorter Hours than before? Measuring trends in market work and leisure using 1976-2006 Japanese time-use survey," *Journal of the Japanese and International Economies* 24(4), pp. 481-502.
- Mullahy, J., and Robert, S. A. (2010) "No time to lose: Time constraints and physical activity in the production of health," *Review of Economics of the Household* 8(4), pp. 409-432.
- Podor, M., and Halliday, T. J. (2012) "Health status and the allocation of time," *Health Economics* 21(5), pp. 514-527.
- Rosekind, M. R., K. B. Gregory, M. M. Mallis, S. L. Brandt, B. Seal, and Lerner, D. (2010) "The Cost of Poor Sleep: Workplace Productivity Loss and Associated costs," *Journal of Occupational and Environmental Medicine* 52(1), pp. 91-98.
- Walker, M. (2018) *Why We Sleep: The New Science of Sleep and Dreams*. Penguin.
- 井深信男 (2009) 「睡眠の動態」, 日本睡眠学会編『睡眠学』第1章, 朝倉書店.
- NHK放送文化研究所 (2011) 『日本人の生活時間・2010』NHK出版.



付表1 変数の定義

変数	定義
睡眠時間(時間)	回答日の睡眠時間(分)を時間に換算。
健康状態	回答者のふだんの健康状態:よい=5, まあよい=4, ふつう=3, あまりよくない=2, よくない=1
年齢	回答者の年齢
年齢の2乗/100	回答者の年齢の2乗÷100
小学卒・中卒ダミー(ベンチマーク)	最終学歴が小学校・中学校=1, それ以外=0
高校・旧制中卒ダミー	最終学歴が高校・旧制中学校=1, それ以外=0
専門学校卒ダミー	最終学歴が専門学校=1, それ以外=0
短大・高専卒ダミー	最終学歴が短大・高等専門学校=1, それ以外=0
大卒ダミー	最終学歴が大学=1, それ以外=0
院卒ダミー	最終学歴が大学院=1, それ以外=0
男性ダミー	男性=1, 女性=0
年平均日の入り時刻(時間)	回答者が居住する市区町村における「日の入り時刻」の年平均値を午前0時からの時間に換算。
ふだんの日ダミー	回答日の行動の種類「旅行・行楽」「行事または冠婚葬祭」「出張・研修など」「在宅勤務」「療養」「休みの日」「育児休業・子の看護休暇」「介護休業・介護休暇」「その他」のうち、「その日」に記入がある場合=1, 「休みの日」に記入がある場合=0

付表2 推定結果：第1段階(睡眠時間「平均値－標準偏差×2」未満のサンプルを除外)

	1日目			2日目		
	(1) 男女計	(2) 男性	(3) 女性	(4) 男女計	(5) 男性	(6) 女性
年平均日の入り時刻	-0.097** (0.040)	-0.081 (0.056)	-0.108** (0.050)	-0.101** (0.040)	-0.086 (0.057)	-0.112** (0.050)
ふだんの日ダミー	-0.339*** (0.035)	-0.409*** (0.047)	-0.236*** (0.049)	-0.379*** (0.032)	-0.520*** (0.044)	-0.187*** (0.042)
年齢	-0.220*** (0.022)	-0.119*** (0.032)	-0.273*** (0.029)	-0.253*** (0.023)	-0.187*** (0.033)	-0.282*** (0.030)
年齢の2乗/100	0.193*** (0.015)	0.124*** (0.022)	0.230*** (0.020)	0.213*** (0.016)	0.167*** (0.023)	0.234*** (0.020)
高校・旧制中卒ダミー	-0.341*** (0.025)	-0.316*** (0.037)	-0.357*** (0.032)	-0.323*** (0.026)	-0.336*** (0.037)	-0.310*** (0.034)
専門学校卒ダミー	-0.408*** (0.053)	-0.452*** (0.070)	-0.382*** (0.070)	-0.380*** (0.045)	-0.436*** (0.075)	-0.337*** (0.056)
短大・高専卒ダミー	-0.541*** (0.043)	-0.597*** (0.100)	-0.516*** (0.048)	-0.552*** (0.042)	-0.600*** (0.090)	-0.515*** (0.049)
大卒ダミー	-0.633*** (0.033)	-0.665*** (0.040)	-0.530*** (0.057)	-0.601*** (0.035)	-0.650*** (0.042)	-0.506*** (0.059)
院卒ダミー	-0.646*** (0.104)	-0.702*** (0.113)	-0.303 (0.202)	-0.731*** (0.096)	-0.870*** (0.103)	0.022 (0.191)
男性ダミー	0.415*** (0.019)			0.415*** (0.019)		
定数項	15.836*** (1.122)	12.449*** (1.527)	17.825*** (1.477)	17.274*** (1.151)	15.274*** (1.673)	18.296*** (1.452)
サンプルサイズ	66,115	30,181	35,934	65,921	30,088	35,833
F検定 H <sub>0</sub> : 定数項以外の係数が同時にゼロ	390.47***	163.01***	259.63***	350.26***	145.90***	228.35***
F検定 H <sub>0</sub> : 識別変数の係数が同時にゼロ	50.61***	39.43***	14.82***	74.73***	71.92***	12.53***

注1)『社会生活基本調査』の集計用乗率でウエイト付けした結果を掲載している。

注2)カッコ内の数値は世帯でクラスタリングした標準誤差である。

注3) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%で統計的に有意であることを示す。