

所得に与える負の影響は過小推定されるおそれがある。表 2-1 で健康変数の効果がほとんど有意に推定されなかったのは、このような操作変数と誤差項の間の相関が原因かもしれない。

そこで、親の健康状態と所得関数の誤差項の相関を避けるために、操作変数として本人の過去の BMI のみを用いて推定を行った結果が表 2-2 に示されている。ここでは表 2-1 と異なり健康変数の係数と限界効果が全て有意に推定されており、操作変数と誤差項の相関の問題が大きく緩和されたと考えられる。まず、操作変数トービット法と 2SLS 法の係数で表される、所得がゼロとなる可能性も含む健康悪化の影響の大きさ($\partial E(y^* | X, h) / \partial h$)をみると、既往症数が一つ増えると約 80 万円の所得の減少、三大疾病に罹患すると約 600 万円の所得の減少、循環器・内分泌・代謝系疾患に罹患すると約 350 万円の所得の減少をもたらすと推定されている。一方、所得のある者にとっての健康悪化の影響の大きさ($\partial E(y | y > 0, X, h) / \partial h$)をみると、既往症数が一つ増えると約 60 万円の所得の減少、三大疾病に罹患すると約 320 万円の所得の減少、循環器・内分泌・代謝系疾患に罹患すると約 250 万円の所得の減少をもたらすと推定されている。三大疾病については、所得がゼロとなる可能性を考慮した場合、そうでない場合よりも所得を減少させる効果が約 2 倍となっていることから、三大疾病の罹患は労働市場からの退出に直結するなどして稼得能力を著しく損なうことが示唆される。

<表 2-1 挿入>

<表 2-2 挿入>

5-2 男性標本を年齢で分割した結果

表 3 には 59 歳以下と 60 歳以上で標本を分割し、それぞれについて表 2-2 と同様の定式化で推定を行った結果が示されている。まず、59 歳以下を対象にした場合、既往症数の増加が所得を減少させる効果は、この年齢階層の所得水準の高さ(下げしろの大きさ)を反映して 60 歳以上を対象にした場合よりも若干大きいものの、係数と限界効果の有意水準は低く 10%水準でかろうじて有意というレベルである。一方、60 歳以上を対象とした場合には係数と限界効果の有意性が高く、既往症数が増えると所得が減少する関係が明確に推定されている。同様の傾向は三大疾病の罹患と循環器・内分泌・代謝系疾患の罹患をそれぞれ対象として推定した場合にも観察される。

表 3 の結果から、59 歳以下の者は健康悪化によって失う所得が非常に大きい可能性があるが、統計的に有意となるほど明確な関係ではないといえる。また、所得を低下させる効果は三大疾病の罹患が最も大きい、これは労働市場からの退出によって所得がゼロになってしまう可能性があることを反映していると考えられる。一方、60 歳以上ではもともと所得が少ないために、健康の悪化によって失う所得の大きさは必然的に小さくなるが、両者の間に有意な関係が見られることから、健康の悪化が所得の減少に直結する傾向が強い。

<表 3 挿入>

6. むすび

本稿では、中高齢者の健康状態の悪化がもたらす所得損失の大きさを測定するために、国立社会保障・人口問題研究所によって 2008 年から 2010 年にかけて行われた『健康と引退に関する調査』の個票パネルデータを利用して、中高齢者の健康状態を説明変数として含む所得関数を推定した。分析の結果、既往症数の増加、三大疾病の罹患、循環器・内分泌・代謝系疾患の罹患で表される健康の悪化は、すべて所得の減少をもたらすことが分かった。とくに、三大疾病の罹患による所得損失が大きい。また、どの健康指標で測っても 59 歳以下よりも 60 歳以上の層を対象にした場合の方が、健康の悪化と所得の減少の関係の統計的な有意性が高い。このことは、60 歳以上の高齢者については健康の悪化が引退に結びつく確率が高いことを示唆していると考えられる。このように、高齢層で健康悪化と所得減少の間に強い相関が見られることを踏まえ、高齢者に対してどのようなセーフティネットを用意すべきかを検討していかなければならない。

参考文献

- 岩本康志 (2000) 「健康と所得」国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活機能』第 6 章，東京大学出版会，pp.95-117.
- 大石亜希子 (2000) 「高齢者の就業決定における健康要因の影響」『日本労働研究雑誌』 No. 481, pp.51-62.
- 濱秋純哉・野口晴子 (2010) 「中高齢者の健康状態と労働参加」『日本労働研究雑誌』 No. 601, pp.5-24.
- Hamaaki, Junya and Haruko Noguchi (2009) “Does Health Status Matter to People’s Retirement Decision in Japan?: An Evaluation of “Justification Hypothesis” and Measurement Errors in Subjective Health”, mimeo, presented at iHEA 7th World Congress on Health Economics.

表1『健康と引退に関する調査』各調査時点における所得、健康変数、その他属性の記述統計

	第1回(2008年3月)	第2回(2009年3月)	第3回(2010年3月)
	平均値(括弧内は標準偏差)		
所得(万円) ¹⁾	370.0 (325.9)	437.9 (308.8)	421.0 (283.1)
健康変数			
既往症数 ²⁾	1.5 (1.4)	2.3 (1.9)	2.5 (2.1)
三大疾病罹患歴の有無 ³⁾	13.8%	17.3%	19.9%
循環器系・内分泌系・代謝系疾患罹患歴の有無 ⁴⁾	46.7%	53.0%	56.1%
最終学歴			
中学卒	14.2%	14.9%	15.1%
高校卒	45.9%	45.0%	45.0%
専門学校・高専・短大卒	6.2%	5.1%	6.5%
大学卒	33.7%	35.1%	33.4%
就労形態 ⁵⁾			
正規職員	37.9%	33.0%	29.5%
非正規職員	10.5%	12.6%	13.6%
自営業・他	19.5%	19.8%	19.3%
標本数	514	693	704

出所：『健康と引退に関する調査』(2008年, 2009年, 2010年)を基に筆者が推計。

注：1) 所得は「昨年1年間の所得(税金・社会保険料を含む)」に基づく値であり、年金、家賃所得、利子配当などの不労所得を含む。退職金は除外されている。

2) 質問票に含まれる全29項目の疾病のうち、過去に罹患した経験のある疾病の数を表す。

3) 日本の三大死因となっている癌・悪性新生物、心臓の病気、脳卒中・脳血管障害の罹患歴の有無を表す。

4) 心臓の病気、高血圧、高脂血症、糖尿病、痛風、甲状腺系疾患(バセドウ氏病、前立腺肥大など)、骨粗しょう症の罹患歴の有無を表す。

5) 「正規職員」は正社員・公務員を指す。「非正規職員」は契約社員・嘱託、派遣社員(日雇いを含む)、パート・アルバイトを指す。「自営業・他」には自営業・農業・漁業・林業、自由業(文筆家など)、家庭内での就労(内職など)、資格の必要な専門職(弁護士・医師など)、その他が含まれる。

表2-1 健康状態が所得に与える影響¹⁾²⁾

被説明変数=所得	健康変数=既往症数		健康変数=三大疾病の罹患歴の有無		健康変数=循環器・内分泌・代謝系疾患の罹患歴の有無	
	IVトービット	2SLS	IVトービット	2SLS	IVトービット	2SLS
健康変数	係数 限界効果 ³⁾	係数	係数 限界効果 ³⁾	係数	係数 限界効果 ³⁾	係数
	-35.8 (26.0)	-16.1 (17.9)	-139.6 (141.1)	-73.6 (114.7)	-131.0 * (76.8)	-102.8 * (60.3)
操作変数の健康変数に対する効果 ⁴⁾						
30歳時点でのBMI	0.091 *** (0.015)	0.085 *** (0.015)	0.014 *** (0.003)	0.012 *** (0.003)	0.022 *** (0.004)	0.019 *** (0.004)
循環器・内分泌・代謝系疾患の罹患歴あり						
両親とも	0.583 *** (0.135)	0.638 *** (0.124)	-	-	0.100 *** (0.033)	0.110 *** (0.033)
父親または母親	0.237 *** (0.09)	0.262 *** (0.089)	-	-	0.130 *** (0.025)	0.141 *** (0.024)
癌・悪性新生物罹患歴あり						
両親とも	0.233 (0.173)	0.240 (0.178)	-	-	-	-
父親または母親	-0.009 (0.111)	0.055 (0.104)	-	-	-	-
脳卒中・脳血管障害罹患歴あり						
両親とも	0.662 (0.422)	0.924 ** (0.376)	-	-	-	-
父親または母親	0.072 (0.114)	-0.005 (0.105)	-	-	-	-
三大疾病罹患歴あり						
両親とも	-	-	0.033 (0.024)	0.033 (0.024)	-	-
父親または母親	-	-	0.082 ** (0.021)	0.091 *** (0.019)	-	-
モデルのTest statistics						
Wald/F-value	805.77 ***	85.83 ***	810	85.23 ***	788.4 ***	82.25 ***
操作変数の弱相関の検定						
Anderson's CC LM statistics		63.35		36.54		59.10
p-value		0.000		0.000		0.000
Cragg-Donald Wald F Statistics		9.28		12.33		20.19
過剰識別制約検定						
Sargan statistics		31.89		10.70		6.48
p-value		0.000		0.005		0.039

出所：表1と同様。

注：1) 各変数の定義については、表1の脚注参照。全ての回帰分析に、説明変数として表1に示した諸変数、各年の都道府県別失業率、および年ダミーを加えている。推定に用いた標本数は1911。

2) *, **, ***はそれぞれ、10%, 5%, 1%水準で推定値が統計的に有意であることを示す。

3) $\partial E(y)/\partial X$, $\partial h/\partial h$ を限界効果として計算。

4) 第一段階における操作変数の係数値を示す。

表2-2 健康状態が所得に与える影響(30歳時点のBMIのみを操作変数に用いた推定)¹⁾²⁾

被説明変数=所得	健康変数=既往症数		健康変数=三大疾病の罹患歴の有無		健康変数=循環器・内分泌・代謝系疾患の罹患歴の有無	
	健康変数=		健康変数=		健康変数=	
	IVT-ビット	2SLS	IVT-ビット	2SLS	IVT-ビット	2SLS
健康変数	係数	限界効果 ³⁾	係数	限界効果 ³⁾	係数	限界効果 ³⁾
	-82.1 *** (30.2)	-61.1 *** (22.5)	-77.4 *** (29.4)	-604.5 ** (259.8)	-319.1 *** (101.6)	-570.1 ** (251.2)
					-352.8 ** (138.4)	-255.3 ** (100.0)
						-332.5 ** (134.4)
操作変数の健康変数に対する効果 ⁴⁾						
30歳時点でのBMI	0.085 *** (0.016)	-	0.085 *** (0.016)	0.012 *** (0.003)	-	0.012 *** (0.003)
モデルのTest statistics						
Wald/F-value	654.58 ***		68.04 ***	479.83 ***	575.77 ***	60.07 ***
操作変数の弱相関の検定						
Anderson's CC LM statistics			29.94		12.97	22.33
p-value			0.000		0.000	0.000
Cragg-Donald Wald F Statistics			30.24		12.99	22.46

出所: 表1と同様。

注: 1) 各変数の定義については、表1の脚注参照。全ての回帰分析に、説明変数として表1に示した諸変数、各年の都道府県別失業率、および年ダミーを加えている。推定に用いた標本数は1911。

2) *, **, ***はそれぞれ、10%, 5%, 1%水準で推定値が統計的に有意であることを示す。

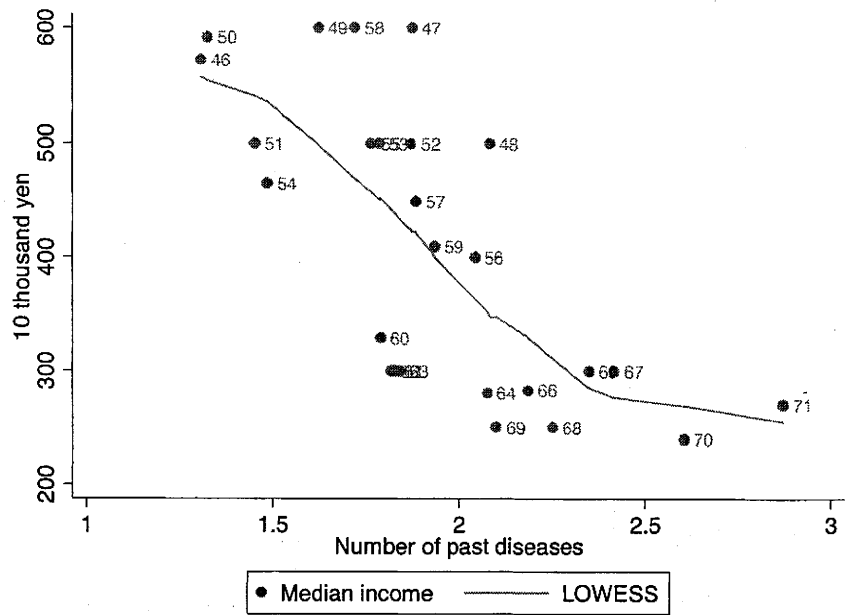
3) $\partial E(y)/\partial X$, $h/\partial h$ を限界効果として計算。

4) 第一段階における操作変数の係数値を示す。

表3 健康状態が所得に与える影響(30歳時点のBMIのみを操作変数に用いた推定, 59歳以下・60歳以上の年齢群別)¹⁾²⁾

分析対象年齢											
59歳以下											
被説明変数=所得			健康変数=既往症数			健康変数=三大疾病の罹患歴の有無			健康変数=循環器・内分泌・代謝系疾患の罹患歴の有無		
			IVT-ビット			2SLS			IVT-ビット		
			係数	限界効果 ³⁾	係数	係数	係数	係数	係数	限界効果 ³⁾	係数
健康変数			-93.5 *	-77.8 *	-90.1 *	-1062.8	-477.4 **	-1021.0	-356.5	-274.2 *	-341.3
			(56.2)	(46.8)	(54.5)	(829.9)	(204.8)	(805.4)	(227.9)	(166.2)	(220.9)
30歳時点でのBMI			0.077 ***	-	0.077 ***	0.007 *	-	0.007 *	0.020 ***	-	0.020 ***
			(0.019)	(-)	(0.02)	(0.004)	(-)	(0.004)	(0.007)	(-)	(0.007)
モデルのTest statistics											
Wald/F-value			227.23 ***			22.36 ***			134.19 ***		
操作変数の弱相関の検定											
Anderson's CC LM statistics											
p-value											
Cragg-Donald Wald F Statistics											

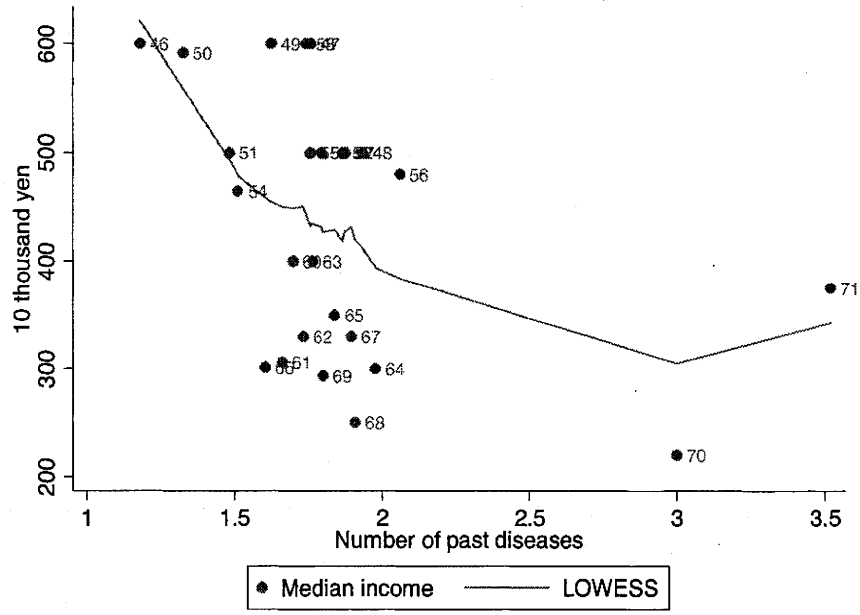
図 1(a) 年齢別の既往症数(平均値)と年間所得(中央値)の相関(全男性標本対象)



出所：表 1 と同様。

注：各変数の定義については表 1 の脚注参照。対象年齢は 46 歳から 71 歳。

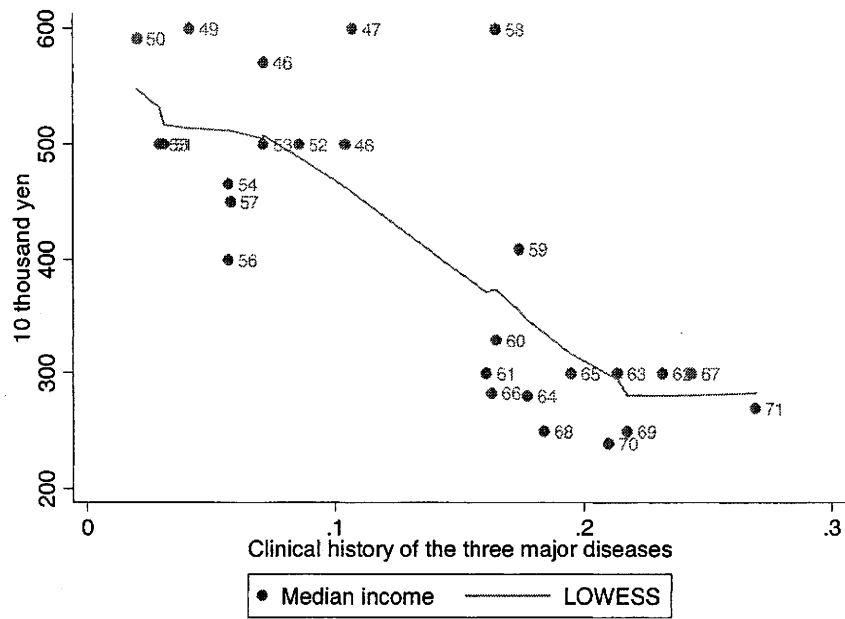
図 1(b) 年齢別の既往症数(平均値)と年間所得(中央値)の相関(就労男性標本のみ対象)



出所：表 1 と同様。

注：各変数の定義については表 1 の脚注参照。対象年齢は 46 歳から 71 歳。

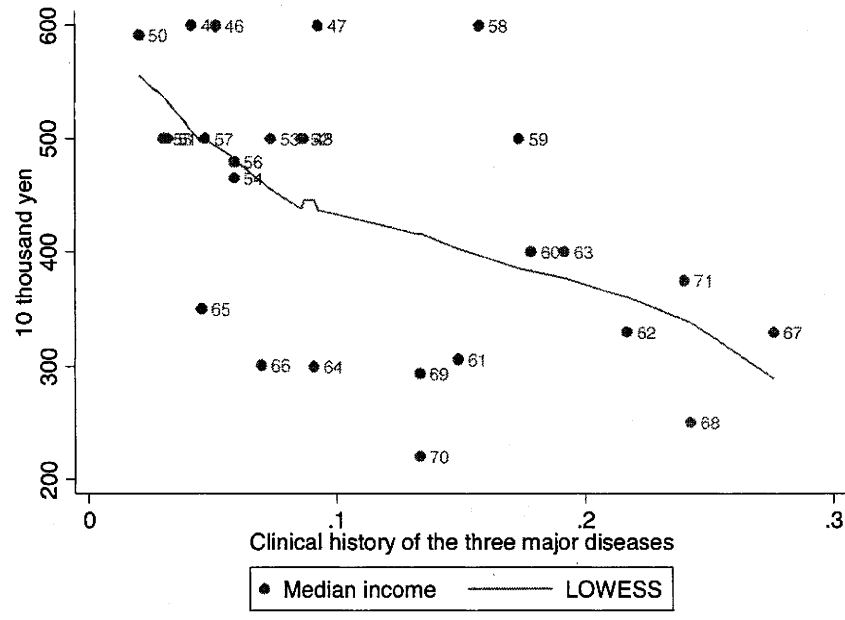
図 2(a) 年齢別の三大疾病罹患率と年間所得(中央値)の相関(全男性標本対象)



出所：表 1 と同様。

注：各変数の定義については表 1 の脚注参照。対象年齢は 46 歳から 71 歳。

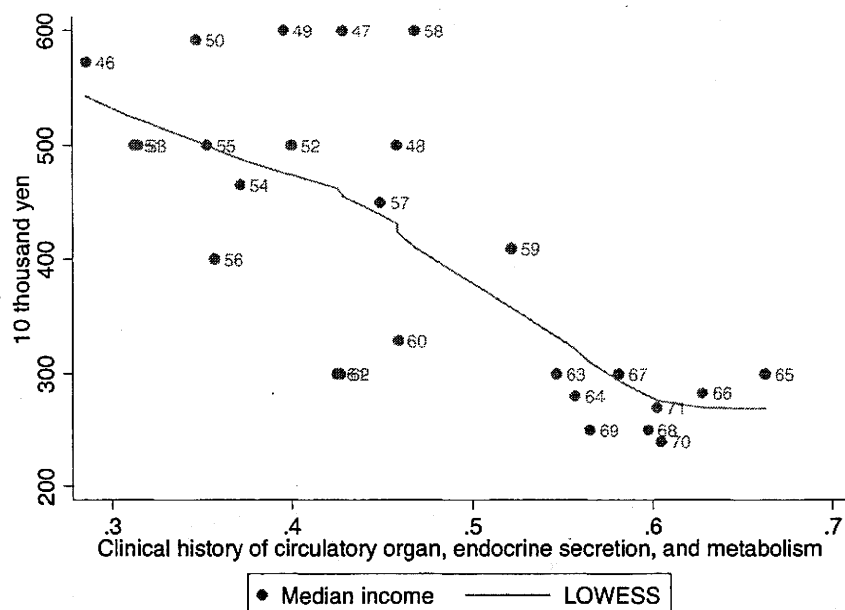
図 2(b) 年齢別の三大疾病罹患率と年間所得(中央値)の相関(就労男性標本のみ対象)



出所：表 1 と同様。

注：各変数の定義については表 1 の脚注参照。対象年齢は 46 歳から 71 歳。

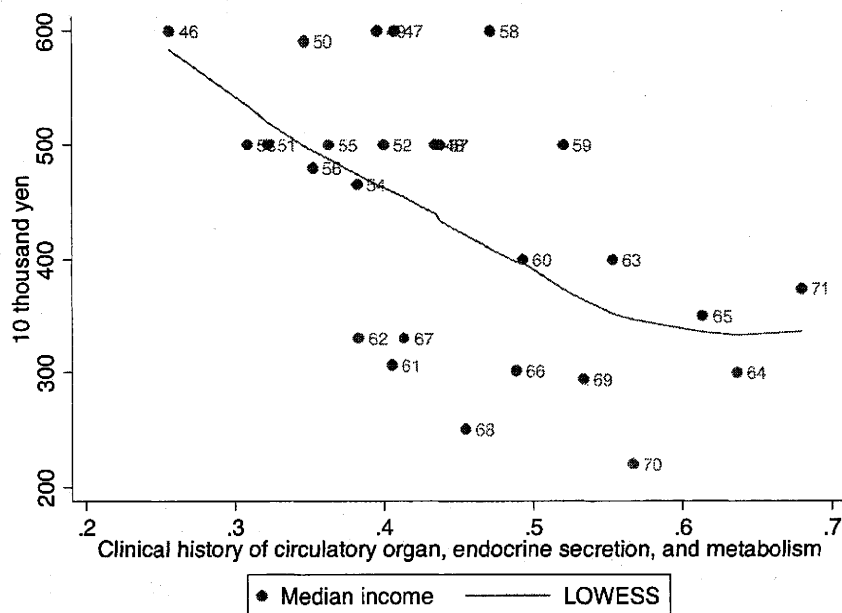
図 3(a) 年齢別の循環器・内分泌・代謝系疾患の罹患確率と年間所得(中央値)の相関(全男性標本対象)



出所：表 1 と同様。

注：各変数の定義については表 1 の脚注参照。対象年齢は 46 歳から 71 歳。

図 3(b) 年齢別の循環器・内分泌・代謝系疾患の罹患確率と年間所得(中央値)の相関(就労男性標本のみ対象)



出所：表 1 と同様。

注：各変数の定義については表 1 の脚注参照。対象年齢は 46 歳から 71 歳。

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

「所得水準と健康水準の関係の実態解明とそれを踏まえた医療・介護保障制度・所得
保障制度のあり方に関する研究」

平成 22 年度分担研究報告書

中高年者の健康状態と所得

研究協力者 濱秋純哉

内閣府経済社会総合研究所・研究官

分担研究者 野口晴子

国立社会保障・人口問題研究所社会保障基礎理論研究部・第二室長

研究要旨

本稿の目的は、中高齢者の健康状態と所得との関係を実証的に考察することである。本稿では、中高齢者を対象として行った『健康と引退に関する調査』の個票パネルデータを用い、調査時点までの既往症数とわが国の死亡理由の上位を占める三大疾病（癌・悪性新生物、心臓の病気、脳卒中・脳血管疾患）の罹患歴、および循環器・内分泌・代謝系疾患（心臓の病気、高血圧、高脂血症、糖尿病、痛風、甲状腺系疾患（バセドウ氏病、前立腺肥大など）、骨粗しょう症）の罹患歴が、中高齢者の所得に与える効果を推定した。分析に際し、健康指標の内生性に対処するために、調査対象者の 30 歳時点での Body Mass Index と両親の既往歴を操作変数として用いた。男性を対象として行った推定の結果、既往症数が増えると約 80 万円の所得の減少、三大疾病に罹患すると約 600 万円の所得の減少、循環器・内分泌・代謝系疾患に罹患すると約 350 万円の所得の減少をもたらすという結果が得られた。さらに、男性を 59 歳以下と 60 歳以上に分割して推定を行うと、59 歳以下については、健康悪化によって失う所得が非常に大きい可能性があるが、統計的に有意となるほど明確な関係は得られなかった。逆に、60 歳以上を対象とすると、健康の悪化によって失う所得の大きさは 59 歳以下を対象とした場合よりも小さいが、三つの健康指標の係数がすべて有意に推定された。

A. 研究目的

本論文の目的は、中高齢者の健康状態の悪化が所得に与える影響を推定することである。健康状態の代理変数として、調査時点までの既往症数、三大疾病（「癌や悪性新生物」、「心臓の病気」、「脳卒中・脳血管疾患」）の罹患歴、循環器・内分泌・代謝系疾患（心臓の病気、高血圧、高脂血症、糖尿病、痛風、甲状腺系疾患、骨粗しょう症）の罹患歴を用いた。

B. 研究方法

健康悪化がもたらす所得損失の大きさを測定するために、国立社会保障・人口問題研究所によって2008年から2010年にかけて行われた『健康と引退に関する調査』の個票パネルデータを利用し、中高齢者の健康状態を説明変数として含む所得関数を推定した。健康変数の内生性に対処するために、調査対象者の30歳時点のBMIと両親の既往歴を操作変数として、操作変数トービット法と2SLS法に基づいて推定を行った。過剰識別制約検定の結果、両親の既往歴は所得関数の誤差項と相関を持つことが疑われたため、調査対象者の30歳時点のBMIのみを操作変数とした推定も行った。

C. 研究結果及び考察

男性を対象として行った推定の結果、既往症数が一つ増えると約80万円の所得の減少、三大疾病に罹患すると約600万円の所得の減

少、循環器・内分泌・代謝系疾患に罹患すると約350万円の所得の減少をもたらすという結果が得られた。さらに、男性を59歳以下と60歳以上に分割して推定を行うと、59歳以下については、健康悪化によって失う所得が非常に大きい可能性が疑われるものの、統計的に有意となるほど明確な関係は得られなかった。逆に、60歳以上を対象とすると、健康の悪化によって失う所得の大きさは59歳以下を対象とした場合よりも小さいが、三つの健康指標の係数がすべて有意に推定された。

所得を低下させる効果は三大疾病の罹患が最も大きい、これは労働市場からの退出に直結することによって所得がゼロになってしまう可能性が高いことを反映していると考えられる。また、59歳以下を対象として推定を行った場合に所得損失が大きく推定されることについては、60歳以上と比べてもともと高い所得を得ているため、いったん健康を害すると大きな損失を被ることを意味していると考えられる。一方、60歳以上について見られた健康悪化の効果の有意性の高さは、この年齢層では三大疾病に限らず健康の悪化が引退に結びつく確率が高いことを反映していると考えられる。

D. 結論

本論文での分析の結果、既往症数の増加、三大疾病の罹患、循環器・内分泌・代謝系疾患の罹患で表される健康の悪化は、すべて所得の減少をもたらすことが分かった。とくに、

三大疾病の罹患による所得損失が大きい。また、どの健康指標で測っても 59 歳以下よりも 60 歳以上の層を対象にした場合の方が、健康の悪化と所得の減少の関係の統計的な有意性が高い。このことは、60 歳以上の高齢者については健康の悪化が引退に結びつく確率が高いことを示唆していると考えられる。このように、高齢層で健康悪化と所得減少の間に強い相関が見られることを踏まえ、高齢者に対してどのようなセーフティネットを用意すべきか検討していかなければならない。

E. 健康危険情報

なし

F. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

G. 知的所有権の取得状況の出願・登録状況

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

介護保険導入前後の居宅介護サービス利用量の変化、要介護状態と

社会経済的地位：1999～2006 年

山田篤裕（慶應義塾大学経済学部）・小林江理香（東京都健康長寿医療センター研究所）・
Jersey Liang（University of Michigan）

1. はじめに

2000 年 4 月 1 日に施行された介護保険は、介護の社会化という語にふさわしく、10 年以上経過し、多くの人々が利用するに至っている。2010 年現在、第 1 号被保険者数は 2907 万人で、その 2 割が要介護（要支援）者であり、さらにその中の 6 割が居宅（介護予防）サービスを受給している。この背景には、高額介護サービス費、高額医療・高額介護合算療養費、自治体独自制度を含む保険料軽減措置、被保護世帯の介護保険加入等、低所得層に配慮したさまざまな制度設計が一定の役割を果たしてきたものと考えられる。

しかし一方、①どのような所得階層の人々がより重い要介護状態に陥っているのか、そして②どのような所得階層の人々がより多く介護サービスを利用しているのかについて、必ずしもこれまで明らかでなく、こうした低所得層への配慮がどのように機能してきたのかについての知見は多くない。

本研究では、介護保険導入前後に実施されたパネルデータを用い、これら 2 つについて明らかにすることを目的とする。

2. 先行研究

(1) 要介護状態と社会経済的地位に関する研究

社会経済的地位と健康との関係については、30 年前、イギリス議会で大きな議論を喚起したブラック報告（普及版：1982 年）が有名である。このブラック報告は武川（1983）の紹介もあり、日本でも早くから知られている。ブラック報告は、健康指標として死亡率、社会経済的地位として職業を採用し、死亡率が職業ごとにどのように相違しているについて、主に以下の 4 点を明らかにした。第一に、男女ともすべての年齢階層において、社会経済的地位により死亡率に差異（特に呼吸器系の疾患）がある。第二に、乳幼児死亡率の全体的な減少にもかかわらず、社会経済的地位の相違による死亡率の差は拡大している（1959-63 年と 1970-72 年との比較）。第三に、格差は公的医療サービス利用にも存在（特に予防サービス）している。第四に事故死（子供の死因の 3 分の 1）にも大きな差異がある。

ブラック報告では、このように健康指標（死亡率）と社会経済的地位（職業）とが相関

していることについて、4つの説明が可能だと指摘している。①健康も社会経済的地位も人為的な概念であるため、その相関はそもそも人為的であるというもの、②健康の良し悪しが社会階層を規定するというもの（自然淘汰および社会淘汰説）、③社会経済的地位がもたらす物質的側面（＝収入、住居、財産など）が健康に影響を与えるというもの（唯物論的・構造論的説明）、そして④所属する社会経済的地位特有のライフスタイルが不健康な行動を強いる（文化論的・行動論的説明）というもの、である。

こうした社会経済的地位と健康との関係は、日本について顧みれば、早坂（2001）の指摘通り、1990年代まで日本ではほとんど研究が行われてこなかった分野である。しかし、ここ10年間に急速に研究は進捗してきており、そうした研究蓄積は、福田・今井（2007）、小塩（2009）、Kagamimori et al. (2009)、平岡（2010）等の優れたサーベイにより包括的に紹介されているところである。

本研究と関係が深いものを紹介すれば、深谷（2001）は健康指標として、①老研式活動能力指標（客観）と②健康度自己評価（主観）の二つを用い、社会階層指標として50歳時点での職業、社会階層の物質的側面を示すものとして年金収入と住居の有無、ライフスタイルを示すものとして健康維持習慣および学歴を採用している。データは東京都23区内在住の高齢者（65歳以上）に対する1996年調査である。客観的健康指標と年金額の弱い相関（10%有意）は、ライフスタイル要因（健康維持習慣、学歴）を代入すると消え、また主観的健康指標は年金額やライフスタイル要因による影響を受けないことを示している。すなわち、ブラック報告の第四の説明方法、④所属する社会階層のライフスタイルが不健康な行動を強めていることを示唆する結果となっている。

同じく近藤（2000）は、健康指標として要介護状態を用い、人口4万人都市の全高齢者を対象とした1998年調査に基づく分析を行っている。社会経済的地位として「給与控除後の総所得（＝住民税の課税対象額）」を用い、年齢や性別をコントロールしたロジット分析を行った。その結果、100万円の所得減少が5歳加齢とほぼ等しい効果を持つことを見出している。さらに近藤（2002）では性別、年齢毎の各所得階級における要介護者出現頻度を示している。興味深いのは、男性は、要介護者出現頻度と所得階級は、所得が上がるほど低くなるという関係（つまり単純な右下がりの関係）があるが、女性では最高所得階級において要介護者出現頻度がやや高くなるという関係（つまり左右逆のJ型の関係）がある、ということである。実際、Kagamimori et al. (2009)は、その研究サーベイの中で高い職業的地位と疾病率、そして高学歴と死亡率・疾病率の低さは、ほかの先進諸国と比較し、日本ではあまり強く現れていないという指摘とパラレルである。

また中田の一連の研究は、高齢期における健康度の悪化と社会経済的地位について分析している（Nakata 2006; 中田 2008a, 2008b）。本研究に関連深い点としては、①学歴による健康悪化過程の差は見いだせない、②健康と就業継続が相互に影響している、との結果を得ている。

Liang et al. (2002) は、アメリカのミシガン大学と都立老人総合研究所が共同で開発し

ているパネルデータ（1987－1999 年）により、①「死亡」および②「基底となる健康属性（身体機能の状態、主観的健康指標、認知障害）」に対する社会経済的地位の影響を分析している。社会経済的地位を示す変数として、教育、所得、持ち家の有無の 3 変数を選択している。死亡に関するハザード分析では、①最低所得層、最低教育層と比較して、他の所得層、教育層の死亡率は低い、系統的な（つまり所得や教育水準が高いほど死亡率が低いというような）関係はなく、健康の上限効果（health ceiling effects）の存在を示唆していること、②教育の効果や世帯所得の効果は、基底となる健康属性（身体機能の状態、主観的健康度、認知障害）を代入すると有意でなくなること、③持ち家の有無については有意でないこと、④有配偶状況と就労状況を含む社会関係変数は高齢死亡の重要な予測変数であることを見出している。興味深いのは、日本の高齢男性の間では、高教育がむしろ高い死亡率と結びついているのかという点である。

さらに Liang et al. (2003) では、①要介護状態は年齢の 2 乗関数で悪化すること、②ただし悪化パターンには、(a) 要介護状態が比較的軽度のまま維持、(b) 比較的早い時期に要介護状態、(d) 比較的遅い時期に要介護状態、という 3 パターンがあること、③主観的健康感、性別、教育水準、婚姻状況、就労などの要因が、どのパターンに陥るかを左右すること、などを明らかにしている。

Schoeni et al. (2006) は同じ日本の高齢者パネルデータ（1993－2002 年）を用い、日常生活動作（ADL）、手段的活動能力（IADL）、身体的能力²という 3 つの指標が、コーホートでどのように変化してきたかについて分析している。ADL、IADL、身体的能力の障害が新しいコーホートほど下がっているか、それとも上がっているかは、今後の介護保険制度の財政状況を予測する上で重要であるが、ほとんど解明されていない研究テーマである。この点について、Schoeni et al (2006) は①新しいコーホートであるほど、ADL、IADL、身体的能力は低下するが、その低下は ADL および IADL で顕著であること、②その低下はいずれの社会経済的地位においても観察されること、③その低下の背景として教育水準の上昇が関係していること、などを見出している。

(2) 居宅介護サービス利用と社会経済的地位に関する研究

社会経済的地位によって、介護サービス利用がどのように異なっているかについても、まだ介護保険施行から 10 年余ということもあり、データが十分揃っておらず、研究蓄積が未だ浅い領域となっている。

¹ 具体的には多項ロジットモデルにより、教育水準が高いほど、また就労者ほど、(a) 要介護状態が比較的軽度のまま維持、というケースを基準にして、死亡確率や(b) 比較的早い時期に要介護状態になる確率が高くなることの結果を得ている。

² 身体的能力とは、15 分くらい立ち続ける、200～300 メートルくらい歩く、しゃがんだり、ひざまずいたりする、頭より高い所にあるものに手を伸ばして届く、指でものをつかむ、あるいは指を自由に使える、米 10kg 程度のものを持ち上げたり運んだりする、階段を 2、3 段昇る、の 7 項目で定義される。

牧・駒村（2000）は、厚生労働省「国民生活基礎調査（1995 年）」の個票を用いて、居宅介護費用および介護時間の分析を行っている。彼らの分析結果では、①世帯所得は介護費用にごくわずかながらプラスの影響を与えていること、②主たる介護者が女性の場合には介護費用は低下すること、③要介護程度と総介護費用との間には明確な関係は存在しないこと、等が確認されている。

公的介護保険導入後の所得弾力性に関する研究としては、大日（2002）、清水谷・野口（2004）などが挙げられる。大日（2002）は、岐阜県の 2 市・3 郡における要介護認定を受けた高齢者世帯の約半数（1500 世帯）にたいして、介護保険導入後 8 ヶ月目の 2000 年 11 月に行った調査を用い、公的介護保険（居宅介護サービス）を利用した際の自己負担額（対数）にたいする世帯所得の弾力性を求めている。その結果、①自己負担額にたいする世帯所得の弾力性は高く（推計モデルによって 1 を超える）、したがって②居宅介護サービスは「奢侈財」である可能性があり、③低所得者への一層の配慮を主張している。一方、清水谷・野口（2004）は、内閣府「高齢者の介護利用状況に関するアンケート調査（要介護者世帯調査）」2001 年および 2002 年に実施された縦断調査（約 1000 世帯）を用い、居宅介護サービスおよび施設介護サービスの利用回数（日数）に関する価格弾力性および所得弾力性を推計している。その結果、居宅介護サービスの所得弾力性に関しては、統計的に有意な場合でも係数は小さくなく、「奢侈財」という結論は得られない、という反対の結論を導いている。

支給限度額を下回る在宅介護サービスの利用については杉澤他（2002）が東京都区内 1 区を対象に分析し、その要因として同居家族の存在、年収 120 万円未満、家族介護意識の強さなどがあることを示している。こうした私的介護基盤の影響については、訪問面接法による独自調査（2001 年実施）による約 450 サンプルを用いた塚原（2005）でも、介護保険の支給限度額を超過する要因として要介護者が単身、主介護者が男性で不健康という世帯内の私的介護能力の不十分さがあることを示している。

介護サービス利用の公平性については、山田（2004）が、Wagstaff and van Doorslaer（2000）の枠組を援用し、厚生労働省「国民生活基礎調査（2001）」の介護票を用い、①居宅介護サービスの「ニード」は低所得層に偏っていること、②最低所得階層（下位 2%）を除き、「ニード」よりも「実際の利用」の集中度曲線の方が上方に位置し、高所得者層はニード以上に居宅介護サービスを利用していることを明らかにしている。さらに同データでカクワニ指標により分析した遠藤・山田（2006）でも、①介護ニーズに対する介護サービス利用による充足という点では所得階級間の格差はきわめて小さく、ほぼ公平だといえること、②介護保険制度による所得再分配機能は低所得者の介護サービスの購買力を大幅に高め、低所得者が介護ニーズに対応したサービス量購入を可能にしていること、などを明らかにした。

三鷹市のデータ（1996、1998、2002 年）を用いた杉澤（2008）では①保険料未納は最低所得段階のみならず、2、3、4 段階でも多いこと、②介護ニーズの発生は低所得で高いこ

と、③利用量全体では社会経済的地位による格差は顕著でないが、訪問看護、デイサービス、ショートステイの利用は要介護度が重くかつ低所得層で抑制されている可能性があること、④世帯内の介護体制により介護サービス利用を低く抑えていること、等を明らかにしている。

3. 使用データ・分析枠組

(1) 使用データ

本稿の分析に用いるのは東京都健康長寿医療センター研究所(旧東京都老人総合研究所)とミシガン大学により実施された全国高齢者パネル調査(以下、JAHEAD と略す)で、1987年から2006年の7時点の縦断調査である。調査は訪問面接法で行われている。高齢期におけるADLおよびIADLの変化を日本で唯一、時系列で長期にわたり追跡できる調査³で、OECDのコーホート毎の要介護者割合の変化に関する分析にも引用されている。

JAHEADでは過去3回にわたりサンプル補充が行われており、最新のサンプル補充は1999年(第5波)で、70歳以上が加えられている。

表 1:回収状況

調査回 実施年と調査時年齢		①87年開始パネル		②99年開始パネル		計	
		該当数	(%)	該当数	(%)	該当数	(%)
第5回調査 1999年 ①63歳以上 ②70歳以上	対象数	2,969		2,000		4,969	
	死亡を除く対象数	2,701	(100.0)	1,979	(100.0)	4,680	(100.0)
	本人完了	2,077	(76.9)	1,405	(71.0)	3,482	(74.4)
	代行	277	(10.3)	230	(11.6)	507	(10.8)
	本人+代行	2,354	(87.2)	1,635	(82.6)	3,989	(85.2)
	欠票(死亡を除く)	347	(12.8)	344	(17.4)	691	(14.8)
第6回調査 2002年 ①66歳以上 ②73歳以上	対象数	2,701		1,635		4,336	
	死亡を除く対象数	2,427	(100.0)	1,450	(100.0)	3,877	(100.0)
	本人完了	1,764	(72.7)	1,059	(73.0)	2,823	(72.8)
	代行	235	(9.7)	187	(12.9)	422	(10.9)
	本人+代行	1,999	(82.4)	1,246	(85.9)	3,245	(83.7)
	欠票(死亡を除く)	428	(17.6)	204	(14.1)	632	(16.3)
第7回調査 2006年 ①70歳以上 ②77歳以上	対象数	2,427		1,450		3,877	
	死亡を除く対象数	2,067	(100.0)	1,196	(100.0)	3,263	(100.0)
	本人完了	1,359	(65.7)	744	(62.2)	2,103	(64.4)
	代行	203	(9.8)	153	(12.8)	356	(10.9)
	本人+代行	1,562	(75.6)	897	(75.0)	2,459	(75.4)
	欠票(死亡を除く)	505	(24.4)	299	(25.0)	804	(24.6)

注:「死亡を除く対象数」は、当該調査までに死亡が確認された人を除いた対象者数。

「本人完了」は本人調査に回答、「代行」は代行調査に回答した数(第1回は代行調査なし)。

本稿では、介護保険制度導入の前後、そして新たにサンプル補充が行われた1999年から2006年までの直近3時点のデータを利用する。対象サンプルは1999年時点で70歳以上に限定する。この年齢限定は、新規サンプルの下限年齢に合わせるためである。また副次的

³ 「国民生活基礎調査」では調査項目に断絶がある。

には、60 歳代では就労者が一定程度あるため、就労による所得の相違の影響をなるべく抑える意味もある。なお、入院・入所、疾病、認知障害等のために対象者本人に面接できない場合、JAHEAD では代行調査が行われる。この代行調査は、調査対象者の日常をよく知っている人（同居者等）により、基本的事項についてのみ調査するためのものである。本稿の分析では代行調査を含めたデータセットを用いることで、在宅以外の高齢者も分析対象とし、在宅の高齢者のみを対象とすることによる、重度の要介護者を集中的に除外してしまう可能性を抑えている。

3 時点の回収状況は表 1 の通りである。死亡を除く欠票割合は 1999 年、2002 年調査で 15、16%であったが、2006 年調査では 25%と高くなっており、パネル全体の高齢化や調査環境等の変化により、回収率は直近年で悪化している。

(2) 分析枠組

本稿では社会経済的地位により、①どのように要介護状態が異なるのか、②どのように居宅介護サービス利用が異なるかを分析することを目的とする。

被説明変数として次の 5 つの変数を採用した。①ADL 指標、②IADL 指標、③在宅率、④デイサービス利用回数（週当）、⑤ヘルパー利用回数（週当）である。

ADL 指標は、6 つの日常生活動作について、「ぜんぜん難しくない」から「まったくできない」まで 5 段階評価したものである。6 つの日常生活動作として、入浴、衣服着脱、食事、自立、外出、トイレがあり、日常的動作の階層性を考慮し、バーセル指標に倣い、入浴に対し、衣服着脱、食事、トイレに 2 倍、自立、外出に 3 倍のウェイトをかけ、100 点満点となる合成指標を作成した。

IADL 指標も、4 つの手段的活動について、「ぜんぜん難しくない」から「まったくできない」まで 5 段階評価したものである。4 つの手段的活動として、買い物、電話、交通手段を利用した外出、軽い家事があり、こちらは項目によるウェイトをかけず、100 点満点となる合成指標を作成した。

在宅率は、現在住んでいる場所が、自宅である場合を 1 とおく二値変数である。0 である場合には、入院あるいは入所している。

デイサービス利用回数あるいはヘルパー利用回数は、それぞれ該当サービスを調査時点での 1 週間に利用した回数である。

説明変数には、社会経済変数として①教育年数、②等価所得五分位、③最長職（職業大分類）である。等価所得は同居子などの所得を含む世帯所得を世帯人員数の 0.5 乗で割っている。また等価所得五分位の計算にあたっては、各年の 70 歳以上を対象にしている。ただし、世帯所得変数が欠損値となっているサンプル数は半数近くあるため、欠損値ダミーも作成し、各推定式に代入している。同様に最長職についても欠損値が 1 割程度発生しているため、欠損値ダミーを作成している。

社会経済変数以外の説明変数として、年齢、有配偶状況と同居子の有無を採用した。

また、在宅率、デイサービス、ヘルパー利用回数に関する分析については、ADL 指標および IADL 指標を説明変数として代入している。さらに、在宅率、デイサービス利用回数、ヘルパー利用回数の分析については、介護保険導入後の所得階層毎の影響をみるため、所得階層と介護保険導入以降年（＝2002 年、2006 年）ダミーの交差項を代入している。

推計方法については、ADL 指標、IADL 指標、デイサービス利用回数、ヘルパー利用回数に関する分析では、ポワソン回帰モデル（変量効果モデル）を、在宅率の分析にはプロビットモデルを採用した。

本稿において統計的有意性は 5% で判断する。

(3) データの基本的分布

被説明変数および説明変数の基礎集計は表 2 のとおりである。データクリーニング後のサンプル数は 3694 で、各サンプルの観測時点数平均は、男性で 1.9、女性で 2.1 となっている。

表 3: 基礎集計表

	男性		女性	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
ADL 指標 (最も悪化した場合 = 100)	5.700	[18.31]	6.260	[17.76]
IADL 指標 (最も悪化した場合 = 100)	10.171	[25.70]	12.655	[27.04]
在宅	0.961	[0.195]	0.953	[0.211]
デイサービス利用回数 (1 週間)	0.086	[0.516]	0.152	[0.640]
ヘルパー利用回数 (1 週間)	0.160	[0.708]	0.177	[0.713]
年齢	77.245	[5.457]	78.462	[5.725]
有配偶	0.810	[0.393]	0.359	[0.480]
同居子	0.484	[0.500]	0.587	[0.492]
教育年数	9.846	[2.856]	8.686	[2.309]
等価所得五分位: 第 I 分位	0.203	[0.403]	0.171	[0.377]
第 II 分位	0.055	[0.228]	0.120	[0.325]
第 III 分位	0.191	[0.393]	0.088	[0.283]
第 IV 分位	0.085	[0.279]	0.059	[0.236]
第 V 分位	0.136	[0.343]	0.074	[0.261]
等価所得不詳	0.330	[0.470]	0.488	[0.500]
最長職: 管理的職業	0.162	[0.369]	0.009	[0.094]
専門的・技術的職業	0.075	[0.264]	0.061	[0.240]
事務	0.069	[0.254]	0.089	[0.284]
販売	0.063	[0.243]	0.101	[0.302]
サービス職業	0.025	[0.157]	0.089	[0.285]
保安職業	0.020	[0.140]	0.001	[0.037]
農林漁業	0.146	[0.353]	0.142	[0.349]
生産工程	0.184	[0.387]	0.165	[0.371]
輸送・機械運転	0.041	[0.199]	0.002	[0.043]
建設・採掘	0.089	[0.285]	0.013	[0.112]
運搬・清掃・包装等	0.036	[0.186]	0.048	[0.213]
不詳	0.012	[0.108]	0.019	[0.136]
無職	0.078	[0.268]	0.262	[0.440]
観測数 (観測対象サンプル数×観測時点)	3043		4351	
観測対象サンプル数	1576		2118	
各サンプルの観測時点数: 最小	1.0		1.0	
平均	1.9		2.1	
最大	3.0		3.0	

また、社会経済変数の中、各所得五分位の上限値を示したものが表 3 である。いずれの年次においても上限値はほぼ同じ値を示している。とくに第 I 所得五分位の上限値 148 万円は、厚生労働省が公表した相対的貧困率に用いた貧困線 138 万円が可処分所得に基づいていることを考慮すれば、ほぼ相対的貧困線と一致する値である。

表 3:各所得五分位の上限値

(上限)	1999年	2002年	2006年
第I分位	148	148	148
第II分位	210	210	210
第III分位	283	283	283
第IV分位	433	400	400

各被説明変数の年齢階級ごとの分布を男女別に示したのが表 4 である。ADL・IADL 指標（最も悪化した場合＝100 点）については、男女とも 70－74 歳では 2 点であるが、90－94 歳では 24 点となっている。また在宅率については、70－74 歳では、ほぼ 100%が在宅であるが、90－94 歳では在宅率は半数程度になっている。デイサービス、ヘルパー利用回数については 80 歳を境にして利用度が高まっている。

表 4:被説明変数の年齢階級別平均値(男女別、3 時点平均)

		ADL指標	IADL指標	在宅率	デイサービス利用回数(週当)	ヘルパー利用回数(週当)
男性	70-74歳	1.8	3.1	0.99	0.02	0.06
	75-79歳	4.7	7.5	0.98	0.07	0.14
	80-84歳	8.0	14.9	0.93	0.13	0.27
	85-89歳	15.5	28.8	0.88	0.26	0.31
	90-94歳	23.9	45.3	0.81	0.38	0.40
	95歳以上	33.1	75.0	0.62	0.31	0.85
女性	70-74歳	1.6	3.2	0.99	0.04	0.06
	75-79歳	4.1	7.5	0.97	0.09	0.14
	80-84歳	7.2	15.3	0.95	0.23	0.24
	85-89歳	14.6	29.7	0.89	0.33	0.33
	90-94歳	24.1	51.1	0.80	0.44	0.51
	95歳以上	37.6	78.8	0.85	0.80	0.25

各被説明変数の所得五分位ごとの分布を男女別に示したのが表 5 である。ADL・IADL 指標（最も悪化した場合＝100 点）については、所得階級の高さに応じた系統だった数値となっていない。男性では確かに、第 I・第 II 所得五分位で悪化程度が高いが、女性については第 IV 所得五分位で悪化程度が最も高くなっている。在宅率、デイサービス、ヘルパー利用回数についても所得五分位による系統的な傾向は見られない。