慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	イギリス高齢者における障害と社会経済的地位との関係
Sub Title	
Author	石井, 加代子(Ishii, Kayoko)
Publisher	慶應義塾大学出版会
Publication year	2006
Jtitle	三田商学研究 (Mita business review). Vol.48, No.6 (2006. 2) ,p.23- 41
JaLC DOI	
Abstract	所得や学歴が低いほど健康状態が良くないという，社会経済的地位と健康状態の有意な相関関係は，先進国においても度々確認されている。これについて，英米では1970年ごろより関心が高まり，現在に至るまで続いている。低所得や低学歴が健康状態を悪くすると説明する研究が多いが，ほとんどが横断面分析によるもので，因果についての十分な証拠を提示していない。本稿ではイギリスの高齢者における障害レベルと社会経済的地位の関係について，横断面分析のみならず，２時点間の変化を追った分析を行い，健康状態の悪化が所得の低下を招くという逆方向の因果の影響を取り除くことを試みた。結果，横断面分析では先行研究と同様の結果が得られたが，２時点間の変化を追った分析では，障害と所得や学歴との間に有意な関係が得られなかった。健康の経済モデルからは，高齢者の健康状態はそれまでの長期にわたる所得や健康投資行動の結果であり，高齢期における数年間の影響は強くないと考えられる。それゆえ，ここでの結果は，直ちに所得や学歴が健康に影響を与えることを否定するものとはならないが，従来のような横断面分析のみでは現実を十分に捉えられないことを明らかにした。
Notes	
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-20060200-0023

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

三田商学研究
第48巻第6号
2006年 2 月

2005年10月21日掲載承認

イギリス高齢者における障害と社会経済的地位との関係

石　井　加代子

＜要　　約＞

所得や学歴が低いほど健康状態が良くないという，社会経済的地位と健康状態の有意な相関関係は，先進国においても度々確認されている。これについて，英米では1970年ごろより関心が高まり，現在に至るまで続いている。低所得や低学歴が健康状態を悪くすると説明する研究が多いが，ほとんどが横断面分析によるもので，因果についての十分な証拠を提示していない。本稿ではイギリスの高齢者における障害レベルと社会経済的地位の関係について，横断面分析のみならず，2時点間の変化を追った分析を行い，健康状態の悪化が所得の低下を招くという逆方向の因果の影響を取り除くことを試みた。結果，横断面分析では先行研究と同様の結果が得られたが，2時点間の変化を追った分析では，障害と所得や学歴との間に有意な関係が得られなかった。健康の経済モデルからは，高齢者の健康状態はそれまでの長期にわたる所得や健康投資行動の結果であり，高齢期における数年間の影響は強くないと考えられる。それゆえ，ここでの結果は，直ちに所得や学歴が健康に影響を与えることを否定するものとはならないが，従来のような横断面分析のみでは現実を十分に捉えられないことを明らかにした。

＜キーワード＞

健康状態の格差，社会経済的地位，高齢者，Grossmanモデル，イギリス

1．序論

飢餓や栄養失調，伝染病の蔓延など絶対的貧困が解消された先進諸国においても，所得や学歴が低いほど健康状態が望ましくない傾向があることが度々報告されている。アメリカやイギリスでは，1970年ごろより，経済学や公衆衛生学の領域で所得や学歴といった社会経済的地位と健康状態との関係についての関心が高まり，今に至るまで盛んに研究が行われている。異なるサンプルにおいても有意な相関関係が確認できるか，なぜそれらの変数が相関を示しているのか，という問いが先行研究における研究課題であった。

社会経済的地位と健康状態の関係に着目する研究には，所得や学歴の低いことが健康状態を悪くするという因果関係を想定するものが多い。1967年にイギリスで公務員を対象に行われた健康調査“Whitehall Study I”では，経済的に安定している公務員においても，組織の中で低い地位にいるほど健康状態が悪く死亡率も高いことが明らかにされた。1972年には経済学者 Michael Grossman により，健康状態を資本ストックと捉えた健康の経済モデルが築かれた。また，1990年代後半になると，公衆衛生学の領域で，低所得ではなく所得格差の拡大が健康状態に悪影響を与えるとする，「相対所得仮説」が注目を集め始めた（Wilkinson, 1999; Kawachi et al, 2002）。

一方で，所得や学歴が健康状態と相関を見せているのは，健康状態の悪化が所得の低下や就学機会の喪失を招いているからだと主張する見解もあり（Smith, 1999），しばしば対立を見せている。実際，低所得や低学歴を悪い健康状態の原因とする研究のほとんどが，クロス・セクション分析に留まっており，悪い健康状態が先にたつのか，それとも低所得や低学歴が先にたつのか，因果関係についての十分な証拠は提示できていない。対立する2つの解釈は，二者択一のものではないかもしれない。しかし，低い社会経済的地位が健康状態に悪影響を与えるとする意見を検討するためには，少なくともクロス･セクション分析を超えた分析方法が必要となってくる。

そこで，本稿ではイギリスの高齢者における活動能力レベルと彼らの社会経済的地位に着目し，単純なクロス･セクション分析に加え，活動能力に問題のなかった者のみを対象に，数年後の彼らの活動能力の変化と社会経済的地位との関係について分析を行う。これにより同時決定のバイアスを緩和することを試みる。社会経済的地位と健康に関する従来の研究の多くが労働年齢人口の健康状態に焦点を当てているのに対し，本稿では先進国における人口の高齢化の流れを意識し，高齢者の日常生活における活動能力に焦点を当てることとした。イギリスを取り上げたのは，健康状態の格差に関する先行研究が豊富であることと，研究に不可欠な長期にわたる大規模なパネル･データが，高齢者に関しても利用可能であることが理由である。また，Förster and Mara d’Ercole（2005, pp.40-43）によると，高齢者の貧困率は2000年時点でイギリスでは約15％，対して日本では約21％である。このように高齢者の貧困率が日本より低いイギリスにおいても，健康状態の格差が確認できるのかということも，イギリスに着目する趣旨の１つである。

２．先行研究と本稿の位置付け

社会経済的地位と健康状態との関係に着目した研究は多く，イギリスやアメリカでは1970年ごろより，経済学や公衆衛生学など多分野にわたり高い関心を集めている。早期の研究としては，1967年にロンドン大学（University Collage London）でイギリスの公務員を対象に行われた健康調査“Whitehall Study I”があげられる。調査の結果，経済的に安定している公務員においても，組織での地位が低いほど健康状態が悪く，また不健康な生活習慣を持つ割合が高いということが明らか

にされた。この衝撃的な調査結果はイギリス国内外の多くの研究者の関心を引き，その後，健康状態の格差に関する研究は盛んに行われるようになった。1980年には，イギリス保健社会保障省（DHSS）により『ブラック・レポート（Black Report）』が刊行され，職業的地位が低いほど寿命の短い傾向があることが大々的に報告された。1990年代に入り先進諸国で人口の高齢化が顕著になってくると，高齢者の健康状態を分析対象にするものも現れ始めた。Guralnik et al（1989）ではカリフォルニアのデータを用い，学歴が高いほど良好な健康状態を保ったまま歳をとる割合が高いことを明らかにした。他のアメリカの研究としてLiao et al（1999）は，学歴が高いほど死亡前数年における機能的障害の程度が軽いことを明らかにした。日本においても近藤（2002）が一自治体のデータを用い，クロス・セクション分析により要介護状態の有無と所得との相関を見つけだしている。[1)]

一連の研究は低い社会経済的地位が貧弱な健康状態を招くことを強調している。しかし，飢餓や劣悪な衛生環境といった絶対的貧困が解消された先進国において，社会の中で経済的地位が相対的に低いことが，どのように健康に悪影響を与えると説明することができるのだろうか。公衆衛生学におけるいくつかの研究は，所得や学歴の高低によって，喫煙や食生活などの健康行動に格差があること，医療やケア・サービスへのアクセスビリティにも格差があることをその理由としている。これに関しては，Grossman（1972）が構築した健康の経済モデルにおいて整理されている。Grossmanモデルでは個人の健康状態を「健康資本（health capital）」として捉え，今期の健康資本ストックは前期の健康資本ストックに割引率を掛けたものを受け継ぐと考えている。この割引率は老齢期に向かうほど高まる。前期ストックからの受け継ぎ以外にも，健康資本は時間と財（医療サービス，運動，良好な食生活，禁煙といった健康行動，余暇）の投入によって増大する。健康資本の増減に寄与するそれらの行動をいかに効率的に行うかは，学歴といった人的資本に依存する。そして，健康資本を増大させる財の投入量は予算（所得）と時間の制約下にあると考える。実際，Grossmanモデルは多くの実証分析で確認されてきている。Leigh and Dhir（1997）はアメリカのパネル・データ（Panel Study of Income Dynamics: PSID）を用い，高齢者の機能的障害レベルについてGrossmanモデルが当てはまることを実証している。[2)]

しかし，低い社会経済的地位が悪い健康状態を招くとする見方には批判の声も少なくない。批判

1）健康状態ではなく，高齢者の寿命を分析したものもいくつかある。日本における高齢者の寿命と社会経済的地位との関係を分析したものにLiang et al（2002），アメリカの高齢者の寿命と学歴との関係を分析したGuralnik et al（1993），同じくアメリカの高齢者の寿命を地理的要件に着目し分析したものにHeyward et al（1997），フランスの男性における職業的地位の違いによる健康寿命の格差を分析したものにCambois et al（2001）などがあげられる。

2）Leigh and Dhir（1997）は，学校教育に多く投資するほど健康状態がよくなると主張する，Grossman（1975）を高齢者に当てはめたものである。Grossman（1975）モデルが当てはまったと説明されているが，実際のところ，分析結果は男性高齢者サンプルにおいて学歴変数は機能的障害レベルに有意な相関を見せていない。

の多くは，社会経済的地位と健康状態との有意な相関関係について，逆向きの因果関係を強調している。つまり，健康状態の悪いことが稼得所得を低下させたり，資産構築の機会を減少させたりするというわけである。Smith（1999）ではアメリカの中高年齢者パネル・データ（Health and Retirement Survey: HRS）を用い，慢性病が発生した中高年齢者について，彼らの稼得所得や就労時間，医療費支出が病気の発生によりどのように変化したのかについて観察している。その結果，中高年齢者が健康状態を損ねることにより，就業機会が減少し稼得所得が低下すること，その上，医療費負担額が増大することで支出額が高まることを確認している。また，社会的排除（Social Exclusion）という概念を用い，貧困を動態的に捉えようとする昨今のヨーロッパにおける貧困研究[3]においても，貧困を引き起こす原因として，低学歴や家庭環境のほかに貧弱な健康状態をあげている。つまり，ここでも健康状態の良くないことが，低い経済的地位を導くとする逆方向の因果が指摘されている。日本においても，牧・駒村（2000）が，高齢者の健康状態が就業の可能性や稼得所得の大小に影響を与えることを分析により明らかにしている。

事実，社会経済的地位の低いことが健康状態に悪影響を与えるとする研究の大半は，クロス・セクション分析に留まっており，因果関係についての十分な証拠を提示するに至っていない[4]。健康状態の悪化による稼得所得の減少といった可能性を考慮すると，クロス・セクション分析のみでは同時決定のバイアスを避けることはできない。そこで本稿では，社会経済的地位と健康状態とのクロス・セクション分析に加え，活動能力に問題のなかった高齢者のみを対象に，その後数年間の彼らの活動能力レベルの変化と社会経済的地位との関係について分析を行う。それにより，同時決定のバイアスを緩和することを試みる。先行研究の大半はクロス・セクション分析に留まっているので，本稿で異時点間における活動能力レベルの変化に焦点を当て分析することは新たな試みである。また，先行研究の多くが，主観的健康感[5]によって健康状態を定義しているのに対し，本稿では日常生活動作（Activities of Daily Living: ADL）によって高齢者の日常生活における活動能力レベルを定義し，それを健康状態の変数とした。日本同様，欧米諸国においても，日常生活における活動能力を欠いた状態，つまり要介護状態に陥る大きな原因は，脳血管疾患や心臓発作，骨折・転倒，関節炎である。骨折・転倒を除く要介護状態を導く要因の多くは，生活習慣病と呼ばれるものであり，このことを考慮すると，活動能力レベルを健康状態の代理指標として用いることには異論はないだ

3） パネル・データの出現により，貧困を経験している者について彼らの貧困前後の生活環境を捉えることができるようになった（貧困の動態的研究）。Hills（2002）では貧困を動態的に捉えることで，貧困を解決する際に手当支給といった事後的手段のみでなく，失業により貧困に陥らないための職業訓練の推進や，病気により貧困に陥らないためのリハビリテーションの促進など事前的な政策介入の手段も打ち出せるようになってきたと述べている。

4） Grossman モデルを応用した実証分析（例えば Grossman, 1975）では，同時決定のバイアスを緩和するため同時方程式を用いているが，依然クロス・セクション分析に留まっている。

5） 主観的健康感とは，自身の健康状態について，（とてもよい）よい，普通，悪い（とても悪い）の3段階（または5段階）によって回答される変数のことを指す。

ろう。このように活動能力レベルと社会経済的地位との関係を分析していくことも，新たな視点として強調しておくことができるだろう。

3．仮説と分析方法

本稿では単純なクロス・セクション分析と，2時点間における活動能力の変化に着目した分析を通して，社会経済的地位の低いことが，高齢期における低い活動能力レベルの原因となっているのかについて検証していく。そこで，ここでは先行研究における多様な見解を参考に，社会経済的地位を表す個別の変数がどのように活動能力レベルと結びつくのかについて，仮説と分析モデルを提示する。

社会経済的地位の変数については，一般に，学歴，職業的地位，所得を用いる場合が多い。本稿では，学歴，所得，公的住宅居住の有無，喫煙の有無を社会経済的地位の変数（*SES*）とするとともに[6]，年齢（*AGE*）と性別（*SEX*）も説明変数に加え，分析することにした[7]。

所得に関しては，多くの先行研究が用いている現在所得に代わり，5年平均の所得を用いることとする。労働年齢人口の健康と所得の関係を分析したBenzeval and Judge（2001）によると，健康とより深い関係を持つものは，現在の所得や一時的な貧困といった短期的ショックではなく，長期的な所得や長期的な貧困であると報告されている。そこでBenzeval and Judge（2001）に倣い，当研究でも分析対象年を含む，それ以前5年間における年間所得の平均値を所得の変数として用いることとする。個人の生活水準が個人一人の所得ではなく世帯の所得によって決定されると考え，年間所得には個人ベースのものではなく世帯ベースのものを用いる。世帯ベースの所得を用いる際，世帯規模の異なる世帯同士を比較できるようにするため，何らかの調節が必要になる。単純に世帯所得を世帯人員数で割ってしまうと，同居による規模の経済性を考慮できず，世帯規模の大きい世帯の個人ほど生活水準が過小評価されてしまうことになる。そこで，規模の経済性を考慮した等価尺度によって世帯所得を調整することで，個々人の生活水準をより現実に近い値で評価することができるようになる[8]。本稿でも等価尺度によって調整された年間世帯所得を用い，その直近5年平均

6）婚姻関係が健康に与える影響を分析した研究がいくつかある。配偶者の有無が健康に影響を与えると言われているが，本稿ではより経済的な影響を重視するため，婚姻関係に関する考察は対象外とする。念のため，他の変数をコントロールして婚姻関係について分析したが，有意な結果を得ることはできなかった。

7）用いるデータの性質上，生涯を通しての主要な職業的地位を計測することができない。利用可能な質問項目「最近の職業」では，退職前に社会経済的地位の低い職業に転職した場合，生涯を通した社会経済的地位を正確に表すことができない。そこで，当分析ではこれを省いた。

8）頻繁に用いられるOECDの等価尺度は世帯人員の0.5乗であり，それにより世帯所得を除して等価所得を算出する。本稿で用いるデータBHPSではMcClements Scaleという等価尺度を用いたもので等価所得を算出している。McClements Scaleでは，年齢や家庭内での地位によって異なる等価尺度を用い，それを足し合わせたもので世帯所得を除すことで等価所得を求めている。例えば，両親と↗

を計算することにする。

また，高齢者の場合，引退により稼得所得がない場合が多い。この場合，稼得所得のみを所得とおくと引退した者についての実際の生活水準を測ることができない。高齢者の生活は年金所得や資産所得によって構成されていることが多いので，分析で用いる所得は稼得所得に加え，資産所得，年金所得，その他の社会保障手当，移転所得のすべてを足し合わせたものとする。[9)]

障害や活動能力との関係で所得を用いるときに，１つ注意する点がある。Burchardt（2000）では，イギリスの家計調査（Family Resources Survey）[10)]の障害に関する追加調査を用いて，障害への給付が所得に与える影響について分析している。その研究では，障害に対する給付[11)]がもっとも重度の障害をもつ者の所得を引き上げ，中度の障害をもつ者の所得よりも高くなっていることを明らかにしている。イギリスでは，障害のある在宅の高齢者に対して，付添手当（Attendance Allowance）という給付制度があり，給付額は障害のレベルが高いほど多くなる。[12)]それ以外にも，高齢者へのミーンズテストつき最低所得保障制度では，障害のレベルが高いほど，受給要件が緩くなったり，追加的な給付が支給されたりする。[13)]この事実を視野に入れると，クロス・セクション分析では，障害への給付の存在により所得と活動能力レベルとの間に，従来の仮説に基づいた相関を純粋に期待できないことが予想される。そこで，クロス・セクション分析においては，所得に代理して高齢者の低い社会経済的地位を表す変数として，公的住宅に居住しているか否かのダミー変数も同時に用いることとする。イギリスでは，公的住宅は貧困層の‘a last resort（最後の手段）[14)]’と捉えられる側面が強く，実際に，低い社会経済的地位を代理する指標として扱われることがしばしばある。学歴は Grossman（1972）の健康の経済モデルにおいて，健康投資の生産関数に含まれる重要な変

↘ 9 歳と 6 歳の子供 4 人暮らしの家庭の場合，OECD 尺度では等価尺度が 2＝($\sqrt{4}$)，McClements Scale では主人に0.61，配偶者に0.39，９歳児に0.23，６歳児に0.21のウェイトを置き，等価尺度は合計1.44（＝0.61＋0.39＋0.23＋0.21）となる。

9） “Total household annual income, equivalised, deflated to price of January 2001” という変数であり，１年間の稼得所得，資産所得，年金所得，社会保障手当，移転所得を足し合わせ等価尺度で調整し，2001年の物価で調整したものである。BHPS を用いた研究の多くが，この所得の変数を用いて分析している。

10） Family Resources Survey では1996/97年次に追加調査（Family Resources Survey Disability Follow-Up）を行い，身体機能に長期的問題を持つ成人サンプルを対象に，障害に特化した調査を行っている。

11） イギリスにおける障害者への給付として，16歳以上65歳未満の者には障害手当（Disability Living Allowance），65歳以上の者には付添い手当（Attendance Allowance）があり，重度の障害ほど給付額が高い。

12） 付添い人がいなくても，障害をもつ高齢者本人が付添手当を受給することができる。2005年４月時点で，最高£60.60/週～最低£40.55/週の給付が得られる。

13） Almond et al（1999）. Department for Work and Pension のウェブ・ページによると，例えば非常に重い障害をもつ場合，2005年現在で£45.5/週の追加的給付がもらえる。この制度は，Pension Credit 以前の最低所得保障制度（Income Support や Minimum Income Guarantee）でも同様だった。

14） Berthoud（2000）p.187

数の１つであり，学歴が高いほど健康投資の予算制約線は大きくなり，また投資に時間と財を効率的に配分することができると考えられている。Grossman（1975）を始めとする多くの研究で，教育年数と健康状態の間に有意な相関関係があることを報告している。しかし，高等教育の追加的１年間が健康を促すためどのような影響を与えているのかは想像し難く，Fuchs（1986）ではその相関は時間割引率などで結ばれたみせかけの相関であると指摘している。時間割引率の高い者は将来の価値に重きをおかないので，教育投資も多く行わないであろうし，将来のために健康維持に励もうという姿勢もないというわけである。これを参考にすると，学歴との間に有意な相関があったとしても，それが直ちに因果を表しているとは断定できないことを留意しておこう。

喫煙の有無に関しては，２つの意図から投入する。１つは，医学的に不健康をもたらすことが確立しているからである。もう１つは，Fuchs（1986）の研究を参考に，時間選好の代理指標として投入する。喫煙習慣のある者は時間割引率が比較的高く，将来への投資としての健康管理能力が低いため，高齢期における活動能力レベルが低くなると想定する。

単純なクロス・セクション分析の仮説を式（1）に示す。

$$DIS_i=\alpha+\beta_1 AGE_i+\beta_2 SEX_i+\gamma\mathbf{SES}_i+\varepsilon \quad \cdots\cdots(1)$$

分析では，これをもとに順序ロジスティック回帰分析（Ordered logistic regression analysis）を行う。クロス･セクションの順序ロジスティック回帰分析では，被説明変数 DIS を以下のように捉える。

$$DIS_i=j \quad \text{if} \quad \tau_{j-1}<DIS_i\leqq\tau_j, \quad (j=1,2,3) \quad \cdots\cdots(2)$$

τ は被説明変数におけるレベル間の境界線であり，$\tau_0=-\infty$，$\tau_j<\tau_{j+1}$，$\tau_3=\infty$ と仮定する。j は障害のレベルを表す。誤差項 ε が正規分布していると仮定すると，個人 i の DIS にまつわる確率は（3）式に示されるようになる。Λ はロジット関数を表す。

$$\begin{aligned}\Pr(DIS_i=j)=&\Lambda(\tau_j-\alpha-\beta_1 AGE_i-\beta_2 SEX_i-\gamma\mathbf{SES}_i)\\&-\Lambda(\tau_{j-1}-\alpha-\beta_1 AGE_i-\beta_2 SEX_i-\gamma\mathbf{SES}_i)\\&(j=1,2,3) \qquad \cdots\cdots(3)\end{aligned}$$

ロジスティック累積分布関数は（4）式のように表される。

$$\Pr(DIS_i=j)=\frac{\exp(\alpha+\beta_1 AGE_i+\beta_2 SEX_i+\gamma\mathbf{SES}_i)}{1+\exp(\alpha+\beta_1 AGE_i+\beta_2 SEX_i+\gamma\mathbf{SES}_i)} \quad \cdots\cdots(4)$$

分析の第２段階では，第１時点（t）で障害のなかった個人（$DIS_{it}=1$）に限定して，２時点間における $DIS_{i,t}$ と $DIS_{i,\,t+1}$ の変化 $CHNG_i$ に焦点を当てる。この際，第２時点（t+1）でも障害のな

い者（現状維持＝1），第2時点で軽度の障害がある者（悪化＝2），第2時点で重度の障害がある者（急激な悪化＝3），第2時点で死亡した者（＝4）の4つ（$j=1,2,3,4$）に区分して，(5) 式の順序ロジスティック回帰モデルに従い，個人の社会経済的地位と活動能力の変化について分析する。これにより，活動能力の低下による社会経済的地位の低下という逆の因果を緩和することを目的とする。

$$\Pr(CHNG_i=j)=\Lambda(\tau_j-\alpha-\beta_1 AGE_{it}-\beta_2 SEX_{it}-\gamma \mathbf{SES}_{it}) - \Lambda(\tau_{j-1}-\alpha-\beta_1 AGE_{it}-\beta_2 SEX_{it}-\gamma \mathbf{SES}_{it}) \quad (j=1,2,3,4) \qquad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (5)$$

4．データ

本稿では，イギリスの大規模パネル・データ British Household Panel Survey（BHPS）を用いる。BHPS は1991年より開始され，その後，毎年データが収集されている。開始時点でのサンプル数は，5,500世帯10,300人であった。開始時点での調査対象は，一般世帯に住む者のみに限られており，病院や施設に居住している者は含まれていない。

当研究では，高齢者個々人の活動能力の変化を捉えるため，高齢者の活動能力に関する質問項目を加え始めた1997年のデータと，その3年後の2000年のデータに着目する。分析対象は，男性の公的年金受給開始年齢に合わせ，男女共65歳以上とする。単純なクロス・セクション分析では，1997年のデータと2000年のデータを個々に用いる[15]。分析の2段階目では，1997年時点で障害をもっていなかった者の活動能力が2000年時点でどのように変化したかを捉えることとする。

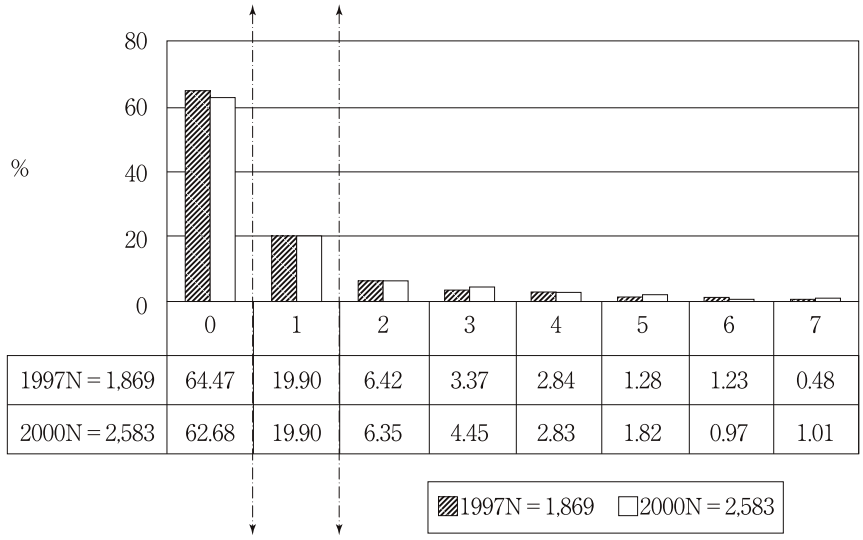
表1　被説明変数（ADL 指標）の構成要素

Lebel	Count 0	Count 1
Health hinders getting dressed	Inapplicable	Applicable
Ability to manage stairs	By myself	With help / Not at all
Ability to get around house	By myself	With help / Not at all
Ability to get in / out of bed	By myself	With help / Not at all
Ability to cut toenails	By myself	With help / Not at all
Ability to bath / shower	By myself	With help / Not at all
Ability to walk down road	By myself	With help / Not at all

出所）British Household Panel Survey

15）各時点で65歳以上の男女を対象とするため，2000年データには新しく65歳になった者のデータも含まれる。

図 1　ADL 指標分布（1997＆2000）



	0	1	2	3	4	5	6	7
1997N＝1,869	64.47	19.90	6.42	3.37	2.84	1.28	1.23	0.48
2000N＝2,583	62.68	19.90	6.35	4.45	2.83	1.82	0.97	1.01

%

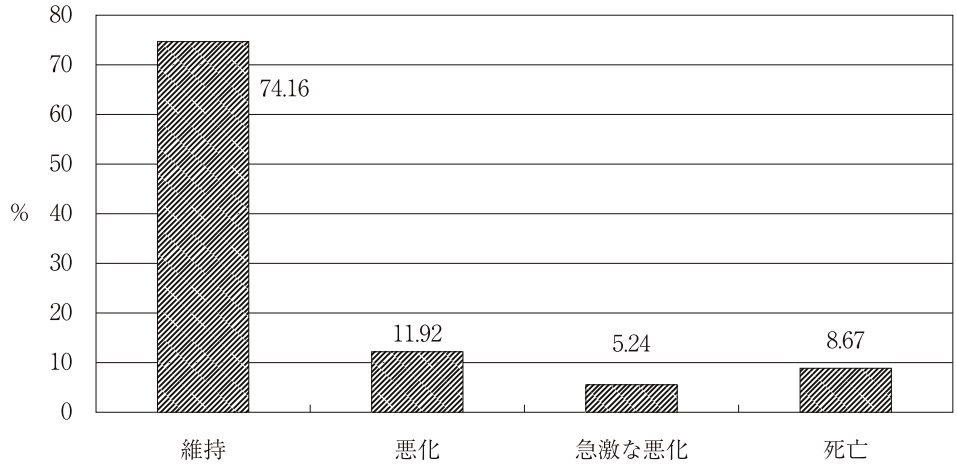
出所）British Household Panel Survey wave7 and wave10
1）図中の点線は，0～7の ADL スコアを 3 段階の指標にする際の境界線を表す。
2）1997年時点で障害なし（65%），軽度の障害（20%），重度の障害（15%），2000年時点で障害なし（63%），軽度の障害（20%），重度の障害（17%）となる。

被説明変数（*DIS*）には，Activities of Daily Living（ADL）指標を用い，日常生活動作能力により，高齢期における障害の程度を表すこととする。近藤（2004）は，WHO（2001）の国際生活機能分類[16]に基づくと，障害を「心身機能・構造」レベルと「活動」レベルから捉えることができると述べている[17]。このうち，ADL 指標は「活動」に分類される。ADL 指標は，イギリスの要介護認定であるケアマネイジメントにおいても用いられており，介護認定を行う際の重要な指標とされている[18]。当分析では，ADL を表 1 に示した 7 つの質問項目から構成する。この指標によると，最も活動能力が低い場合で 7，最も活動能力が高い場合で 0 となる。スコア 2 以上を一括りにし，3 段階の障害レベルを作成し分析を進める。作成した ADL 指標の分布を図 1 に表す。

分析の第 2 段階では，1997年に健康であった者のみを対象に，彼らの2000年時での活動能力を見る。被説明変数は，2000年時でも障害をもっていない者（現状維持），軽度の障害（ADL スコア 1）が発生した者（悪化），重度の障害（ADL スコア 2 以上）が発生した者（急激な悪化），死亡した者（死亡），の 4 段階をおく。分布を図 2 に表す。

16）International Classification of Functioning, Disability and Health; ICF
17）近藤（2004）p.271
18）近藤（2004）p.146. また，手当受給額の増大を狙った ADL の不正申告がいくつか報告されているが，BHPS は手当申請と関係を持たないので，その問題は避けることができるだろう。

図 2　2 時点間の障害レベルの変化



出所）British Household Panel Survey wave7 and wave10
1）　wave7 にて障害のない者を対象に，かれらの活動能力について wave10 での変化を表す。
2）　N＝1,107で，維持（821人），悪化（132人），急激な悪化（58人），死亡（96人）となっている。

表 2　変数群の記述統計量

	1997				2000				二時点間における変化			
	平均	SD	最小	最大	平均	SD	最小	最大	平均	SD	最小	最大
DIS (Ordinal)/*CHNG* (Ordinal)	9.414	0.750	1	3	1.547	0.772	1	3	1.484	0.936	1	4
AGE（Numerical）	74.16	6.524	65	97	74.19	6.525	65	99	72.32	5.538	65	92
SEX（Dummy : male＝1）	0.408	0.492	0	1	0.422	0.494	0	1	0.473	0.500	0	1
EDC（Ordinal）	2.431	2.003	1	7	2.544	2.055	1	7	2.637	2.102	1	7
Log of average annual income	9.414	0.481	4.68	11.16	9.477	0.419	5.11	11.82	9.440	0.516	4.68	1.094
HO (Dummy : social housing＝1)	0.369	0.483	0	1	0.307	0.462	0	1	0.303	0.460	0	1
SMOK（Dummy : smoker＝1）	0.166	0.372	0	1	0.158	0.365	0	1	0.173	0.379	0	1
	N＝1,869				*N*＝2,583				*N*＝1,107			

出所）British Household Panel Survey wave7 and wave10
1）　学歴変数（*EDC*）は，以下のように定義する。NO qualification＝1, Apprenticeship＝2, Commercial QF/No O level＝3, O level＝4, A level＝5, Vocational qualification＝6, Degree＝7

使用する説明変数とその記述統計量を表 2 にまとめる。所得に関しては，前述したとおり，等価尺度で世帯規模を調整した年間所得を用いる。これを用い直近 5 年における平均所得を計算するが，その際，所得は2001年基準の物価で調整されていることを明記しておく。

表 3　順序ロジスティック回帰　クロス・セクション分析結果

	1997			2000		
被説明変数：	男女	男	女	男女	男	女
障害なし＝1 軽度の障害＝2 重度の障害＝3	N＝1,869 coef 〔SD〕	N＝762 coef 〔SD〕	N＝1,107 coef 〔SD〕	N＝2,583 coef 〔SD〕	N＝1,089 coef 〔SD〕	N＝1,494 coef 〔SD〕
年齢	0.066 *** 〔0.005〕	0.055 *** 〔0.008〕	0.073 *** 〔0.006〕	0.103 *** 〔0.007〕	0.094 *** 〔0.011〕	0.109 *** 〔0.008〕
性別 （男性＝1）	-0.378 *** 〔0.062〕	—	—	-0.575 *** 〔0.087〕	—	—
学歴	-0.051 *** 〔0.017〕	-0.087 *** 〔0.027〕	-0.026 〔0.021〕	-0.083 *** 〔0.024〕	-0.131 *** 〔0.038〕	-0.051 * 〔0.030〕
公的住宅 （公的住宅居住＝1）	0.301 *** 〔0.064〕	0.257 *** 〔0.109〕	0.33 *** 〔0.080〕	0.591 *** 〔0.092〕	0.364 *** 〔0.153〕	0.734 *** 〔0.115〕
喫煙 （喫煙＝1）	0.100 〔0.080〕	0.029 〔0.138〕	0.144 〔0.099〕	0.549 *** 〔0.113〕	0.555 *** 〔0.185〕	0.549 *** 〔0.143〕
5年平均年間所得の対数	0.132 * 〔0.072〕	0.177 〔0.119〕	0.12 〔0.090〕	0.207 ** 〔0.101〕	0.283 〔0.174〕	0.169 〔0.125〕
$\tau 1$	6.396 *** 〔0.785〕	6.281 *** 〔1.274〕	6.876 〔1.008〕	10.001 *** 〔1.138〕	10.44 *** 〔1.940〕	10.194 *** 〔1.412〕
$\tau 2$	7.129 *** 〔0.788〕	6.987 *** 〔1.278〕	7.625 〔1.011〕	11.195 *** 〔1.143〕	11.57 *** 〔1.947〕	11.431 *** 〔1.419〕
Log-likelihood	-1508.389	-525.708	-979.172	-2161.890	-814.508	-1343.462

1)　カッコ内は標準誤差
2)　***は1％，**は5％，*は10％の水準で有意
3)　τ は順序ロジットにおけるレベルの境界線

5．分析結果Ⅰ――高齢者の活動能力と社会経済的地位の関係

表3では，1997年データと2000年データのそれぞれに基づいたクロス・セクション分析の結果を示している。年齢については，どのモデルにおいても有意にプラスに効いている。1997年，2000年ともに，若干，女性の方が1歳ごとの限界的な障害の発生確率が高いことが読み取れる。性別に関しても，両年とも有意であり，女性が男性よりも重度の障害をもつ割合が高いことを表している。一般に，女性の方が男性より寿命が長いといわれているが，高齢期においては女性が男性よりも活動能力が低いということは，イギリスの国勢調査を用いたArber and Ginn（1993）で明らかにされており，ここでの結果はそれと一致する。

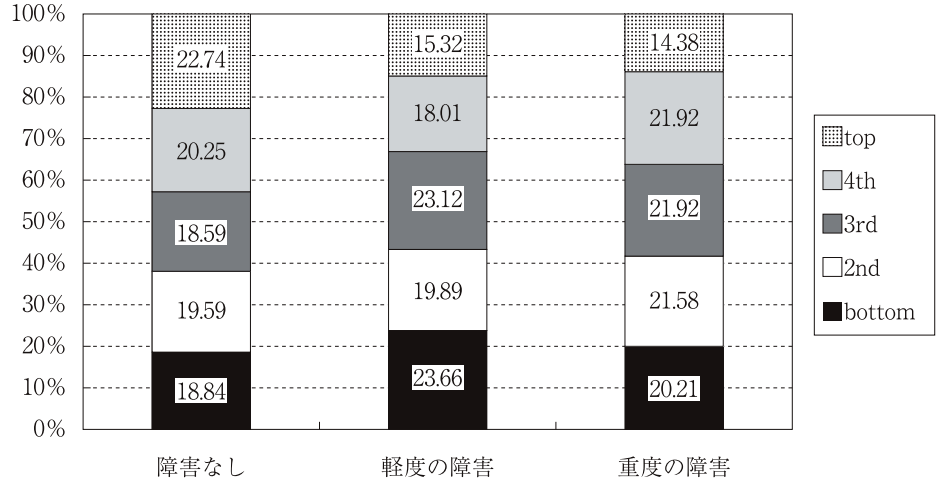
学歴については，どのモデルにおいても学歴が高いほど重い障害をもつ割合が低いという結果が出ている。女性においてはその影響が弱い一方，男性においてはその影響は強く，高い値で有意であることが分かる。女性の社会経済的地位が，自身の学歴に依存するのではなく，配偶者によって影響を受ける部分が大きいことが理由として考えられる。

表 4　障害手当受給者が属する所得階層

	最低五分位	第 2 五分位	第 3 五分位	第 4 五分位	最高五分位	合計
障害手当受給あり	26	58	65	74	36	259
%	10.0%	22.4%	25.1%	28.6%	13.9%	100%
障害手当受給なし	358	323	312	307	337	1637
%	20.3%	20.1%	19.9%	20.1%	19.7%	100%

1)　ここでの障害手当は，付添手当と申請時65歳以下を対象とした障害者生活手当のみを対象とする。障害への他の手当を考慮していないため，手当受給者の総数が過小推計されている可能性が十分ある。

図 3　活動能力レベル別　所得水準の割合



出所）British Household Panel Survey wave7, Burchardt（2000）参照
1)　所得 5 分位は，wave7 における高齢者1,869人の 5 年平均年間所得に基づき計算。

高齢者の長期的な社会経済的地位を表す変数として用いた住居形態においては，公的住宅に居住している場合，そうでない場合より，重度の障害をもつ割合が有意に高いことが見て取れる。そして，女性において住居形態の違いがもたらす影響がより大きい。

所得においては，他の変数をコントロールして分析した場合，所得が高いほど重度の障害をもつ割合が高く，仮説とは逆の結果が導き出された。これに関しては，障害への給付が重度の障害をもつ者の所得を引き上げているという，Burchardt（2000）に類似した状況を表しているのかもしれない。他の変数をコントロールせずに，図 3 で活動能力レベル別に所得分布を見てみると，重度の障害をもつ者のうち，第 1 五分位と第 2 五分位にいる者の割合は，軽度の障害をもつ者におけるその割合よりも小さい。イギリスの高齢者福祉制度には介護サービスの現物給付のみならず，障害のレベルによって，付添手当といった所得扶助を行う制度が存在する[19)]。これらの制度が，所得水準と

障害レベルとの相関を変化させているのかもしれない。データの制約上，障害に限定した手当受給額を把握することはできないが，手当を受けているか否かの情報を捉えることはできる。そこで，表4では手当受給者が，手当受給後にどの所得階層に所属しているのかを見てみた。表から明らかなように，手当受給者のほとんどが中間所得階層に属し，最低所得五分位に属するものは1割となっている。

6．分析結果II——高齢者の活動能力の変化と社会経済的地位との関係

クロス・セクション分析では所得を除くほとんどの変数で有意な結果を得ることができた。しかし，それだけでは因果関係は明らかではなく同時決定のバイアスは回避できない。そこで，分析の第2段階では，1997年時点で障害のない高齢者のみを対象に，彼らの活動能力が3年後どのように変化したのかについて同様のモデルを用いて分析を行った。障害のなかった者のみを対象にすることで，活動能力の低下が所得など社会経済的地位に与える影響を取り除くことを目的とした。サンプル数が限定されていることが難点であるが，分析結果を表5にまとめる。

分析結果はクロス･セクション分析の結果と類似しない点がいくつかあり，興味深いものとなった。年齢に関しては，高齢であるほど数年後に活動能力を損ねる割合が高いことを表している。これはクロス･セクション分析と同様の結果であり，仮説通りである。

クロス･セクション分析で有意であった性別と学歴については，2時点間の変化を追った分析で有意な結果を得ることができなかった。Grossman（1975）では学校教育をより長く享受した人ほど健康管理能力が高く健康状態がよいと述べているが，クロス･セクション分析ではそれが支持できたものの，2時点間の変化を捉えた分析ではそれと相異する結果となった。

喫煙の有無に関しては，いずれのモデルにおいても，喫煙を習慣とする者ほど，3年後に活動能力を損失しやすいという結果が出た。これについて，2つの解釈ができるだろう。まず，医学的に明らかにされているように，喫煙そのものが身体にマイナスの影響を与えることが分析結果として表れているのかもしれない。またFuchs（1986）が述べるように，喫煙習慣のある者は時間割引率が高く健康管理を重視しないことを考えると，健康管理を重視しないことが数年後の活動能力にマイナスの影響を及ぼすと解釈することもできるであろう。学歴や次に述べる所得などに比較し，喫煙習慣といったよりダイレクトに健康状態に影響を与える行動は，3年間の活動能力の変化においても有意な結果を表している。

貧困の代理指標としての公的住宅に居住しているかのダミー変数と，5年平均の年間所得については，一部を除いて有意な結果を得ることはできなかった。これも，社会経済的地位が健康状態に

19） 注11～13参照。

表5　順序ロジスティック回帰　2時点間における活動能力の変化の分析結果

障害なし維持＝1 軽度の障害発生＝2 重度の障害発生＝3 死亡＝4	男女 N＝1,107 coef 〔SD〕	男 N＝524 coef 〔SD〕	女 N＝583 coef 〔SD〕
年齢	0.096 ***	0.102 ***	0.090 ***
	〔0.012〕	〔0.018〕	〔0.017〕
性別	-0.047	—	—
	〔0.141〕		
学歴	0.001	-0.044	0.048
	〔0.037〕	〔0.054〕	〔0.052〕
喫煙	0.797 ***	0.845 ***	0.767 ***
	〔0.173〕	〔0.262〕	〔0.230〕
公的住宅	0.136	-0.32	0.505 *
（公的住宅居住＝1）	〔0.157〕	〔0.246〕	〔0.209〕
5年平均年間所得の対数	-0.26 *	-0.253	-0.28
	〔0.149〕	〔0.218〕	〔0.205〕
$\tau 1$	5.825 ***	6.164 **	5.378 **
	〔1.713〕	〔2.432〕	〔2.441〕
$\tau 2$	6.647 ***	6.787 ***	6.393 ***
	〔1.716〕	〔2.437〕	〔2.447〕
$\tau 3$	7.206 ***	7.294 ***	7.015 ***
	〔1.719〕	〔2.440〕	〔2.450〕
Log-likelihood	-887.37	-401.152	-477.916

1）カッコ内は標準誤差
2）***は1％，**は5％，*は10％水準での有意
3）τは順序ロジットにおけるレベルの境界線

影響を与えると考える多くの先行研究の主張と異なるところである。特に，公的住宅居住に関するクロス･セクション分析の結果と2時点間の変化の分析結果の相異は興味深い。1997年と2000年それぞれの時点で眺めてみると，公的住宅に住んでいる貧困層には活動能力を損ねている割合が高い。しかし，活動能力に支障のない高齢者のみを対象に，その後3年間における活動能力の変化を追ってみると，公的住宅に住んでいることと活動能力を損ねることには強い関係がないことが分かった。所得については，男女全体サンプルを除いて有意な結果が出なかったが，障害手当の影響が考えられるクロス・セクションとは異なり，どれもマイナスの符号を示している。

7．結論と議論

所得や学歴が健康状態に影響を与えるとする研究の多くはクロス･セクション分析に留まってお

り，健康状態の悪化が所得の低下を招くといった逆の因果の影響を取り除くに，十分な分析方法を試みてこなかった。そこで，本稿ではイギリスのパネル･データを用いて，高齢期における活動能力と社会経済的地位との関係について，単純なクロス･セクション分析に加え，第1期で障害をもっていなかった者のみを対象に，彼らの 3 年後の活動能力レベルの変化を追った分析を行った。これにより，同時決定のバイアスを緩和することを試みた。分析には順序ロジスティック回帰分析（Ordered logistic regression analysis）を用い，社会経済的地位の変数として，学歴，所得，貧困の代理指標としての公的住宅に居住しているか否かのダミー，喫煙習慣の有無，それに年齢と性別を付け加えたものを用いた。高齢者の活動能力レベルは日常生活動作（Activities of Daily Living: ADL）によって定義した。

分析の結果，クロス･セクション分析と2時点間の活動能力の変化を追った分析では，興味深い相異が確認された。クロス・セクション分析では，学歴，公的住宅居住ダミー，喫煙習慣の有無，年齢，性別の変数で有意な値が表れ，低い社会経済的地位が健康状態に悪影響を与えると主張する多くの先行研究と，ほぼ同様の結果を得ることができた。5年平均の年間所得については有意な結果を得ることはできなかったが，これは障害レベルに応じた手当により，所得が上昇している可能性があることが理由として考えられた。一方，2 時点間における高齢者の活動能力の変化を捉えた分析においては，年齢と喫煙習慣以外で，他の変数とは有意な関係を確認することはできず，クロス･セクション分析での結果とは異なるものとなった。

年齢と喫煙習慣においては，クロス・セクション分析と 2 時点間の変化に関する分析で同様の結果が得られた。これについては，Grossman（1972）の健康の経済モデルを用いて以下のように解釈することができるだろう。すなわち，年齢が増すほど活動能力が下がるという分析結果は，高齢になるほど前期の健康資本ストックに乗ずる割引率が高まり，前期からの健康資本ストックの受け継ぎ分が減少するという Grossman（1972）のモデルと一致する。喫煙習慣についても，2 つの分析結果から喫煙習慣がある者ほど活動能力が低くなるという結果が出された。これについても喫煙行動がダイレクトに健康資本を減少させると考える Grossman（1972）と一致するところである。また，喫煙習慣について時間割引率の代理指標として考えると，Fuchs（1986）が述べるように，時間割引率が高い者ほど健康状態を損ねる傾向があることを確認できるだろう。

一方，所得や公的住宅居住ダミー，学歴の変数については，クロス･セクションでは活動能力と有意な関係があったが，2 時点間における活動能力の変化との間には，有意な関係が見られなかった。これはどのように解釈できるだろうか。

まず，Grossman（1972）における健康の経済モデルを参考に解釈を試みる。前述したとおり，Grossman（1972）では現在の健康状態を健康資本のストック量で表し，健康状態がよいほどストック量が多くなると考える。現在の健康状態（健康資本のストック量）は，それまでの健康資本ストックの引継ぎ分と，健康のためにそれまでどれだけ財と時間を投入してきたか（健康投資行動）

の積み重ねによるものだと考える。そして，この健康投資行動は所得（賃金率）の制約下で決定され，所得が大きいほど（賃金率が高いほど）健康のためにより多くの財と時間を投入できると考える。また，学歴などの人的資本が多いほど，効率的な健康投資を行えるとしている。この考え方に従うと，高齢者の健康状態（健康資本のストック量）は，高齢に至るまでの長きにわたる健康投資行動の結果であると考えることができるだろう。そして，高齢者の現在の健康状態に影響を与えたそれまでの健康投資行動は，それまでの長きにわたる所得および学歴などの人的資本から影響を受けていると考えることができる。つまり，高齢者の現在の健康状態は，ここ数年の所得のみに影響を受けているのではないと理解することができる。この点，Benezeval and Judge（2001）に倣い，分析では所得の変数に直近5年間の所得の平均を用いたが，65歳以上の高齢者にとって，直近5年間というのは長きにわたる所得水準を測る上で短すぎたのかもしれない。高齢期に入っても健康資本ストックを十分蓄えている者にとって，直近5年間の平均所得が低くても，その後3年のあいだに今まで積み上げてきた健康ストックを減少させるとは考え難い。学歴についても，確かにクロス･セクションでは活動能力と有意な相関関係にあり，学歴が高い人ほど健康投資行動の効率性がよく，良好な健康状態を保つことができるとするGrossman（1972）のモデルを反映している。しかし，必ずしもすべての健康投資行動が学歴と相関しているわけではなく，喫煙習慣のように有意に学歴と相関している健康投資行動もあれば，運動のように学歴とは相関しないものもある。それゆえ，学歴が低くとも健康投資として望ましい生活習慣を持ち，高齢期に入っても健康資本ストックを十分蓄えている者ならば，その後3年間においても，望ましい生活習慣に支えられ，良好な健康状態を維持することが推測される。また，高齢者が要介護状態に陥るには，転倒や不慮の事故といった所得や学歴とは関係のない事象が原因である場合も多々ある。それゆえ，活動能力に支障のない者のみに着目し，その後3年間における彼らの活動能力の変化を追った際，所得や学歴に関係なく，転倒や不慮の事故により活動能力を欠くというケースも十分考えられる。さらに，高齢期に入っても十分な健康資本ストックを蓄えている者たちの内に，遺伝子的に恵まれている者が多いとすると，その後3年間の身体の変化に対して，所得や学歴の影響は小さいということも考えられる。クロス・セクション分析と2時点間の変化の分析における結果の違いについては，別の解釈もできるだろう。つまり，健康状態の悪化が所得などを低下させる影響があるため，クロス･セクション分析では所得などと活動能力の間に有意な結果を得ることができたが，2時点間の分析ではそうした因果の影響は取り除かれているので，有意な結果は出なかったとの解釈があり得る。引退後の高齢者の所得は年金所得や資産所得が大半であり，それらの所得は就労所得のように健康を害することで減少することは一般的には多くない。それでも，資産売却によって介護費などを補うケースはイギリスで少なくなく，活動能力を損なうことで資産所得が減少したり，公的住宅に転居したりする可能性は十分ありうる。学歴についても，教育開始前の健康状態が悪かったため，追加的な教育投資を断念したということも考えられるだろう。

どちらの解釈がより現実に即しているのか，現段階では十分な判断材料が備わっていない。また，二者択一の問題ではないのかもしれない。高齢期における健康状態の悪化が所得や資産の減少を引き起こすことを明らかにすることができても，そのことは，高齢期の健康状態がそれまでの所得や生活習慣の積み重ねによって築かれているとする，Grossman（1972）の見解やFuchs（1986）の見方を完全に否定することを意味しない。Grossman（1972）に基づく解釈を明らかにするためには，より長期的なパネル･データを用いた分析が必要であるだろう。しかし，同様に，Grossman（1972）の見解が確認されたとしても，それが直ちにもう一方の解釈を否定するとは限らないであろう。

今後，更なる分析が必要であるものの，２時点間における活動能力の変化を追った分析は，今まで注意が払われてこなかった興味深い結果を導くことができた。今回は，イギリスにおける高齢者の社会経済的地位と健康について考察していったが，十分にパネル・データが蓄積されるようになったら，日本の高齢者について分析することは興味深いであろう。日本は現在，世界に類を見ないスピードで人口の高齢化を経験している。高齢期における健康状態の低下が所得の減少を招くという見解が正しいのならば，加齢により健康を損ねた多くの高齢者が低所得に陥る可能性があることを連想させるであろう。また，長引く不況により，現役世代の人々は従来のような安定的雇用の恩恵を受けることが難しくなってきている。高齢期の健康状態が，それまでの長きにわたる所得と生活習慣の積み重ねであるならば，多くの人が現役時代に不安定な生活を余儀なくされることは，彼らの健康資本の蓄積を妨げる方向にあることを意味しているのかもしれない。また，一方で，医療需要量を所得の予算制約下におくGrossman（1972）のモデルは，日本には当てはまりが悪い可能性もある。皆保険制度により平等に医療サービスを提供している日本の状況[20]は，公的医療保険制度が存在しないアメリカの状況や，無料の国営保健制度（National Health Service: NHS）下で病院での待ち行列に悩まされ，必要なときに必要な医療サービスを得られないイギリスの状況とは大きく異なるからである。

豊かになった先進国においても，相対的に所得が低いことと健康状態が悪いことが，何ゆえに同一人物に振りかかっているのだろうか。より豊かな社会を築くために，このことは１つの重要な解決課題であるだろう。本稿では，健康状態と社会経済的地位の関係を解明することを試みたが，実際，健康状態は遺伝子や不慮の事故といった，所得や学歴と関連のないものの影響によるところも大きい。それゆえ，健康状態に関する単純な一般化への過信は，意図しない誤解を招く恐れがあることを最後に十分注意しておきたい。

20） 権丈（2005）では，日本では家計の所得と医療サービス支出が無相関であることについて，「皆保険下の日本では医療の平等消費が実現されている」と読み解いている（権丈，2005; p.40）。

参 考 文 献

Arber, S. and Ginn, J. (1993), "Gender and inequalities in health in later life", *Social Science and Medicine*, Vol.36 No.1, pp.33-46.

Almond, S., Bebbington, A., Judge, K., Mangalore, R., and O'Donnelll, O. (1999), "Poverty, Disability and the Use of long-term Care Services", in *Great Britain Royal Commission on Long term care With respect to old age volume 1.*

Benzeval, M., and Judge, K. (2001), "Income and health: the time dimension", *Social Science and Medicine*, Vol.52 No.9, pp.1371-1390.

Berthoud, R. (2000), "A measure of changing health", in Berthoud, R. and Gershuny, J. eds., *Seven Years in the Lives of British Families: evidence on the dynamics of social change from the British Household Panel Survey*, Bristol: The Policy Press.

Burchardt, T. (2000), *Enduring economic exclusion: disabled people, income and work*, York: Published for the Joseph Rowntree Foundation by YPS.

Burchardt, T., Le Grand, J. and Piachaud, D. et al (2002) "Introduction", in Hills, J., Le Grand, J. and Piachaud, D. eds., *Understanding Social Exclusion*, Oxford University Press

Cambois, E., Robine, J., and Hayward, M.D. (2001), "Social Inequalities in Disability-Free Life Expectancy in the French Male Population, 1980-1991", *Demography*, Vol.38 No.4, pp.513-524.

Department for Work and Pensions in UK web-site (http://www.dwp.gov.uk/)

Förster, M. and Mira d'Ercole, M. (2005), "Income Distribution and Poverty in OECD Countries in the Second Half of the 1990s", *Social, Employment and Migration Working Papers*, No.22, OECD, Paris.

Fuchs, V. R. (1986), "Time Preference and Health", and "Schooling and Health: The Cigarette Connection", *The Health Economy*, Harvard University Press.〔邦訳　江見康一・田中滋・二木立訳 (1990)『保健医療の経済学』勁草書房〕

Fuchs, V. R. (1993), *The Future of health policy*, Cambridge, Mass.: Harvard University Press.〔邦訳 江見康一・二木立・権丈善一訳 (1995)『保健医療政策の将来』勁草書房〕

Grossman, M. (1972), "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", *Journal of Political Economy*, Vol.80 (2), pp.223-255.

Grossman, M. (1975), "The Correlation between Health and Schooling", in Terleckyj, N. E. et al eds., *Household Production and Consumption*, Columbia University Press.

Guralnik, J. M. and Kaplan, G. A. (1989), "Predictors of Healthy Aging: Prospective Evidence from the Alameda Country Study", *American Journal of Public Health*, Vol.79 No.6, pp.703-708.

Guralnik, J M, Land, K. C., Blazer, D., Fillenbaum, G. G., and Branch, L. G. (1993), "Educational Status and Active Life Expectancy among Older Blacks and Whites", *the New England Journal of Medicine*, Vol.329 No.2, pp.110-116.

Hayward, M. D., Pienta, A. M., and McLaughlin, D. K. (1997), "Inequality in Men's Mortality: The SES Gradient and Geographic Context", *Journal of Health and Social Behavior*, Vol.38, pp.313-330.

Hills, J. (2002), "Dose a focus on 'social exclusion' change the policy response?", in Hills, J., Le Grand, J. and Piachaud, D. eds., *Understanding Social Exclusion*, Oxford: Oxford University Press.

Jenkins, S. P., & Rigg, J. A. (2003), "Disability and Disadvantage: Selection, Onset, and Duration Effects", *Institute for Social and Economic Research Working Papers*, No.2003-18. Colchester: University of Essex.

Kawachi, I. and Kennedy, B. P. (2002), *The Health of Nation*, The New Press.

Leigh, J P. and Dhir, R. (1997), "Schooling and Frailty Among Seniors", *Economics of Education Review*, Vol.16 No.1, pp.45-57.

Liang, J., Bennett, J., Bennett, J., Krause, N., Kobayashi, E., Kim, H., Brown, J. W., Akiyama, H., Sugisawa, H., and Jain, A. (2002), "Old Age Mortality in Japan: Does the Socioeconomic Gradient Interact With Gender and Age?", *Journal of Gerontology*, Vol.57B No.5, pp.S294-S307.

Liao, Y., McGee, D. L., Kaufman, J. S., Cao, G., and Cooper, R. S. (1999), "Socioeconomic Status and Morbidity in the Last Years of Life", *American Journal of Public Health*, Vol.98 No.4, pp.569-572.

OECD (2005) *Society at a Glance*: OECD Social Indicators 2005 edition.

Sassi, F. (2004), "Tackling Health Inequalities", in Hill, J. and Stewart, K. eds., *A More Equal Society?*, Policy Press.

Smith, P, J. (1999), "Healthy Bodies and Thick Wallets: The Dual Relation between Health and Economic Status", *The Journal of Economics Perspectives*, Vol.13 No.2, pp.145-166.

Townsend, P., Davidson, N., and Whitehead, M. (1980), *Inequalities in Health: The Black Report and the Health Divide*, London: Penguin.

Wilkinson, R G. (1999), "Putting the picture together: prosperity, redistribution, health, and welfare" in Marmot, Michael. and Wilkinson, Richard G. eds. (1999) *Social Determinants of Health*, Oxford Press.〔邦訳　西三郎総監修 (2002)『21世紀の健康づくり10の提言：社会環境と健康問題』日本医療企画〕

World Health Organization (2001), *International Classification of Functioning, Disability and Health*. 〔邦訳『国際生活機能分類』中央法規〕

権丈善一 (2001)『再分配の政治経済学：日本の社会保障と医療』慶應義塾大学出版会.

権丈善一 (2005)「医療保険制度の課題と将来」『週刊社会保障』No.2344.

近藤克則 (2002)「社会的経済的格差による健康の不平等」『経済』2002年 7 月号 pp.27-37.

近藤克則 (2004)『「医療費抑制の時代」を超えて：イギリスの医療・福祉改革』医学書院.

樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編著 (2003)『日本の所得格差と社会階層』日本評論社.

牧厚志・駒村康平 (2000)「高齢者の健康が就業・所得に与える影響」国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』東京大学出版会.

［慶應義塾大学大学院博士課程　日本学術振興会特別研究員］