

（分担）研究報告書

未成年者の飲酒・喫煙と健康の公正性に関する分析
（「医療負担のあり方が医療需要と健康・福祉の水準に及ぼす影響に関する研究」分担研究）

分担研究者

大日 康史

（大阪大学社会経済研究所助教授）

研究要旨：未成年者による飲酒・喫煙を削減させることが、健康日本21の政策目標の一つとして挙げられている。しかしながら、その医療経済学的な分析はこれまで十分に行われてこなかった。厚生労働省「国民生活基礎調査」のデータを用いて分析を行った結果、未成年者の飲酒と喫煙は補完的であるが、家族要因は、飲酒の場合にはないが、喫煙の場合にはあることがいえる。価格の情報は今回利用可能ではないが、飲酒と喫煙は価格に対して劣等財であるので、価格政策は効果的ではないと予想されることが明らかになった。

A. 研究目的

未成年者による飲酒・喫煙はもちろん非合法であるが、その削減が健康日本21でも政策目標として挙げられている程、公衆衛生政策上大きな問題となっている。しかしながら、その医療経済学的な分析はこれまで十分に行われてこなかったため、このような問題意識の下、必要な分析を行った。

B. 研究方法

本研究では、厚生労働省「国民生活基礎調査」の内、最新の平成13年度の国民生活基礎調査を用いる。推定式として、飲酒、喫煙個別のsingle equationモデル、両者の補完・代替関係を表現したBivariate probitモデル、きょうだい間の相関を考慮したrandom effectモデルを用いた。

（倫理面への配慮）

本研究では、「国民生活基礎調査」については国立社会保障・人口問題研究所で行った再集計結果を元にして分析を行った。そのため、個票の取り扱い等の倫理面での問題は発生しなかった。

C. 研究結果

single equationでは、飲酒では17歳までは12歳と有意に異ならないが、喫煙の場合には16歳から有意に高くなる。女性であること、世帯所得が高いことは、飲酒、喫煙の両方を低める。日常生活に支障がある場合には飲酒、喫煙の両方を高めるが。これは因果関係が疑わしい。家族要因は、飲

酒の場合にはないが、喫煙の場合には家族に喫煙者がいる場合には約2%ポイント喫煙率が高まる。Bivariate equationの場合でも基本的な傾向は同じである。また、飲酒と喫煙の攪乱項間の相関は有意であり、両者に補完的な関係が認められる。きょうだい間のrandom effectモデルでも、基本的な傾向は同じである。また、きょうだい間のrandom effectと純粋な攪乱項との比率はかなり高く、遺伝上の相関が高いことを示している。

D. 考察

未成年者の飲酒と喫煙は補完的であるが、家族要因は、飲酒の場合にはないが、喫煙の場合にはあることがいえる。価格の情報は今回利用可能ではないが、飲酒と喫煙は価格に対して劣等財であるので、価格政策は効果的ではないと予想される。

E. 結論

これらの実証分析を踏まえ、喫煙に関してはまず成人の喫煙率を低下させることが、間接的ではあるが重要であると思われる。その背景には、未成年の喫煙には家族が喫煙するか否かという家族要因があるためである。

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

1. 特許取得

なし
2. 実用新案登録
なし
3. その他
なし

（分担）研究報告書

健康・福祉の向上に資する自殺予防の国際的な動向に関する研究

主任研究者

金子 能宏

（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3室長）

研究要旨：

少子高齢社会の進展に伴う医療費の増加に対して国民の健康増進を図りながら対処していく一つの方法として、「健康日本21」に見られるように予防医学の応用がある。わが国では、自殺死亡者数が1999年以降3万人以上の水準にあり、その結果、自殺は、5歳階級別にみると中高年者の死亡順位の第4位から第6位を占めている。その意味で平均余命に影響を及ぼす自殺を防止することは国民の健康福祉の水準に好ましい影響を及ぼす。本研究では、政策科学推進事業を支援するための外国研究者招聘事業を活用して世界保健機構WHOとスウェーデンの先駆的な取り組みからわが国に対する示唆を得るための共同研究を行った。

スウェーデンの自殺防止のための組織の形成過程やその役割との比較から、現在進行しているわが国のこの分野の調査研究を政策立案に反映させるためのコーディネート機能を今後高めていく必要性が明らかになった。

A. 研究目的

少子高齢社会の進展に伴う医療費の増加に対して対処していく一つの方法は、予防医学の応用である。わが国では、自殺死亡者数が1999年以降3万人以上の水準にあり、死亡原因として自殺は、5歳階級別にみると中高年者の死亡順位の第4位から第6位を占めている。その意味で平均余命に影響を及ぼす自殺を防止することは国民の健康福祉の水準に好ましい影響を及ぼす。このような観点から、本研究では、自殺防止対策における世界保健機構WHOとスウェーデンの先駆的な取り組みについて国際共同研究を行い、わが国への示唆を得ることを目的とする。

B. 研究方法

政策科学推進事業を支援するための外国研究者招聘事業を活用して、世界保健機構WHOの自殺予防プログラムのアドバイザーでありスウェーデン国立自殺と心の病に関する研究・防止対策センター所長のDanuta Wasserman教授を招聘して共同研究を行う。

（倫理面への配慮）

本研究では公表された集計結果のみを取り扱ったので、個人情報保護等の倫理面への配慮に関する問題はなかった。

C. 研究結果

中高年者の死因順位（5歳階級別）において第4位から第6位を占める自殺の予防は、中高年者の健康・福祉の向上に寄与することに鑑みて、世界保健機構WHOの自殺予防プログラムのアドバイザーでありスウェーデン国立自殺と心の病に関する研究・防止対策センター所長のDanuta Wasserman教授を招聘し、共同研究を行った。自殺防止対策にはヘルスケア・アプローチと公衆衛生アプローチがあり、それぞれのメリットを補完しつつ、各国の事情にあわせて取り組みが必要であること、および自殺防止が対策における長期的視野の必要性が明らかになった。スウェーデンの自殺防止のための組織の形成過程やその役割との比較から、現在進行しているわが国のこの分野の調査研究を政策立案に反映させるためのコーディネート機能を今後高めていく必要性が明らかになった。

D. およびE. 考察および結論
自殺予防においては、一般開業医や職場における自殺予防の機会費用を考慮してこれを補う施策の必要性から、自殺予防策の普及が先進国スウェーデンにおいても時間を要した経緯があった。短期的視野の必要性が明らかになったが、医療負担の増加に伴って、医療支出の増大が医療保険財政と係わる医療支出の増大を必要とする医療需要に焦点を当てた計量的分析のみならず、医療負担のあり方

健康・福祉の水準に及ぼす多角的な分析を、諸外国の研究動向や予防医学を含めた医療政策の展開をフォローしながら進めることは重要な課題であると考えられる。

F. 研究発表

1. 論文発表
なし
2. 学会発表
なし
3. その他
「海外の自殺防止対策の動向と日本への示唆」国立社会保障・人口問題研究所, 社会保障セミナー, 2003年3月

G. 知的所有権の取得状況

1. 特許取得
なし
2. 実用新案登録
なし
3. その他
なし

第1章 高齢者に関する医療需要と医療のパフォーマンス計測に関する一考察

＜主任研究者＞

国立社会保障・人口問題研究所
社会保障応用分析研究部第1室長

金子 能宏

高齢者医療に関する医療需要と医療のパフォーマンス計測に関する一考察

国立社会保障・人口問題研究所

社会保障応用分析研究部

金子 能宏

I. はじめに

平成13年12月に閣議決定された高齢社会大綱では、世代間の連帯を強化していくこと横断的に取り組む課題とされ、そのために、社会保障制度においても世代間の公平性に配慮した給付と負担の均衡を図るとともに、負担能力のあるものには能力に応じて公平に負担を求めるという指針が示された。このような視点は、高齢者医療制度改革における患者負担の見直しでは、低所得者に配慮しつつ完全定率負担とするとともに、一定以上の所得の者に対しては応分の負担とするという、大綱の健康・福祉に関する課題においても示されている。

このような課題が提示されるようになった背景には、公的年金改革の議論の中で給付と負担の関係における世代間の公平性が広く理解されるようになったことに加えて、1990年代に入って経済成長率が低下し現役世代の所得の伸びが小さくなったにも拘わらず、高齢化によって現役世代と引退世代を合わせてみると所得格差が拡大する可能性が指摘されるようになったからである。所得格差が拡大しているかどうかの判断はデータに基づく慎重な分析が必要であり、このような問題意識に従って、1990年代後半以降、わが国では所得格差の実態把握と要因分析に関する多くの実証分析が行われてきた。

しかしながら、こうした所得格差に関する関心が高まってきたにも拘わらず、高齢者医療制度改革の一つの選択肢として模索されている患者負担の問題と高齢者の所得との関係に関する考察は、必ずしも十分には行われていない。もしも、高齢者医療費の適正化のために所得に応じた応分の負担を求めるとすれば、これは医療改革において今後も価格メカニズムをある程度活用することを意味する。そうであるとするならば、高齢者の医療需要行動に関する実証分析が不可欠であると考えられる。本稿の第1の目的は、このような観点から、高齢者の医療需要行動の特徴を「国民生活基礎調査」を用いて検討することである。医療需要行動を分析する際には、価格と所得の要因の他に、行動主体—ここでは高齢者—の個人属性を考慮する必要がある。本稿では、とくに高齢者の世帯構造に留意した実証分析を行う。

また、近年、医療制度改革に対しては、医療のパフォーマンス計測の観点から評価する必要性が、OECDなどによって指摘されている。実際、わが国でも、医療のパフォーマンス計測に対する関心が高まりつつあり、急性心筋梗塞の治療に関する技術進歩とアウトカムの関係に関する実証分析や、医療施設の形態が医療のパフォーマンスに格差をもたらすかどうかに関する検証が行われ始めている。

所得格差の問題を医療のパフォーマンス計測の観点から見ると、これは、貧困が医療需要の機会を失わせて健康を損なう可能性を高め、これが稼働能力を低めて貧困の要因となる問題があるため、所得の多寡が健康を損なうこと、ひいては死亡率に及ぼす影響を、所得格差と死亡率の関係として分析する研究が、1990年代後半から比較的活発に行われるようになった。本稿の第2

の目的は、このような所得格差と死亡率との関係を、「国民生活基礎調査」と「人口動態統計」を組み合わせて傷病別に検討することである。

ただし、「人口動態統計」（公表分）のデータの表象の制約から、本稿の現段階では、高齢者のみを対象としてここに述べた分析を行うまでには至っていない。年齢階級別の傷病別死亡率を推計して、高齢者の医療需要行動の分析と関係づけた分析は今後の課題としたい。

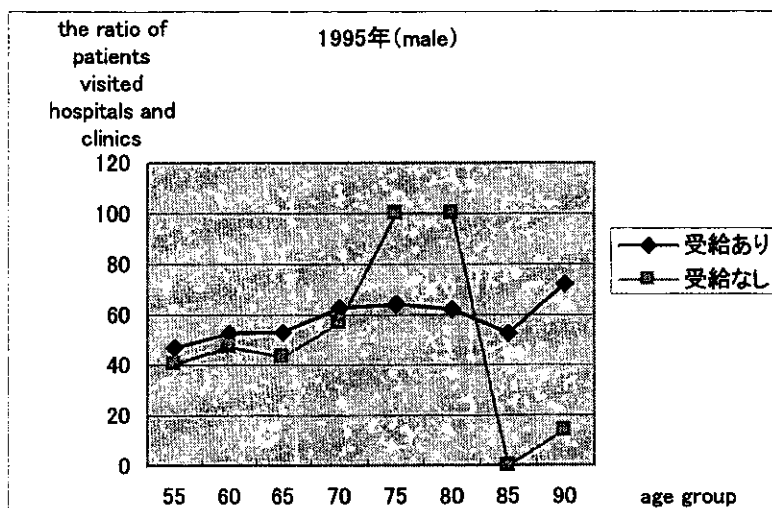
II. 高齢者の世帯構造と医療需要

1 高齢者の世帯構造と受診率の動向

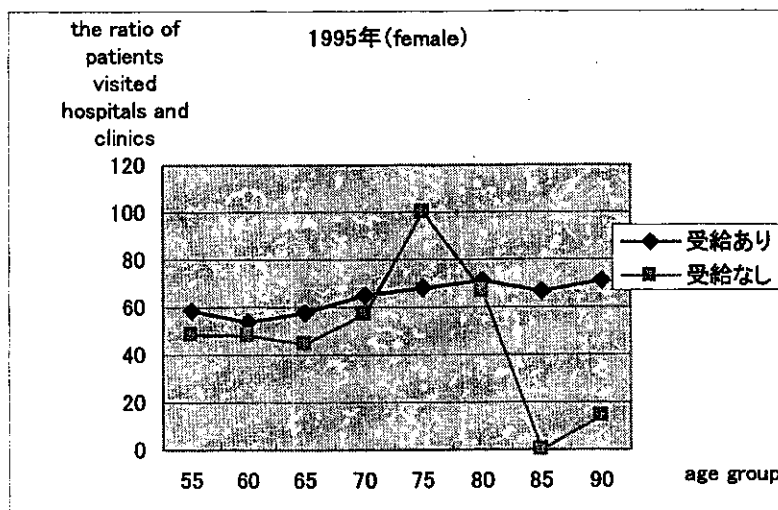
年齢の上昇に伴う就業状況の変化に伴って、高齢者の医療保険加入状況も変化する。まず、55歳以上 65歳未満の年齢階級では、自営業者が減少し雇用者が増えるという就業構造の変化を反映して、平成4年よりも平成7年の方が高齢者に占める国民健康保険の加入者割合が低下している。雇用者を対象とする政府管掌健康保険と組合健康保険を合わせた健康保険加入者の割合は、55歳階級の男子では5割以上であるが60歳階級では4割に低下する。代わって、加齢とともに国民健康保険加入者の割合が上昇し、65歳階級では国民健康保険加入者割合（平成7年）は男女それぞれ71.5%と76%になり、老人保健制度が適用される70歳階級では男女ともに85%に達する（「国民生活基礎調査」）。

老人保健制度が適用される高齢者は、医療保険の保険料負担を免除された上で一部負担金を払うだけで医療給付を受けることができる。こうした医療サービスに対する費用の負担が軽減されることが影響して、70歳以上の高齢者の医療需要はそれよりも若い年齢層の人々よりも大きい。年齢階級別に見た通院する者の割合を示した図3によれば、55歳以上85歳未満では男女ともに加齢により通院する者の割合が上昇している。この傾向は年金受給者と非受給者両方について見られる。しかし、85歳以上の年齢階級では、通院する者の割合が低下している。その理由は、「国民生活基礎調査」が施設に入所した高齢者をサンプルに含まないために、ここに示す通院する者の割合は自宅に住む高齢者の通院する割合であるからである。85歳以上の年齢階級では通院する必要がある健康状態の高齢者が特別養護老人ホームなどに入所する場が多くなるため、自宅に住む高齢者だけをとった通院する者の割合は、85歳未満の高齢者よりも低く推計値となる。とくに、老人保健制度が適用される70歳を基準に分けてみると、平成7年では、65歳以上70歳未満の通院する者の割合は男子48.65%、女子53.69%なのに対して、70歳以上74歳以下の通院する者の割合は男子59.63%、女子61.27%にまで上昇している。

図1 年齢階級別・年金の受給の有無別に見た通院する者の割合



出所「国民生活基礎調査」(平成7年)の再集計により、筆者作成。



出所「国民生活基礎調査」(平成7年)の再集計により、筆者作成。

注：厚生科学研究費補助金（政策科学研究推進事業）「社会保障の改革動向に関する国際比較研究」（平成11年年度～平成13年年度）における「国民生活基礎調査」の再集計結果を活用（図2を除く、他の図表も同様）。

確かに、社会保険としての医療保険に加入している個人の医療需要は、医療サービスを受ける際に払う自己負担額の多寡によって影響を受ける。ただし、医療需要に関して、単身世帯に属するの方がリスク回避的であるならば、医療需要は、世帯構造によっても影響を受ける。実際、世帯構造別に見た通院する者の割合（受診率）を見ると、平成4年の男女と平成7年の女性では、

単身世帯の受診率が他のどの世帯構造の受診率よりも大きい値を示している。

表1 世帯構造別に見た受診率 (%)

平成4年	世帯構造							サンプル数
	1	2	3	4	5	6		
受診率 男	47.18 (5.09)	46.31 (40.10)	35.26 (24.15)	45.45 (1.17)	38.15 (19.16)	42.33 (10.33)	82816 (100%)	
受診率 女	52.82 (15.54)	47.85 (32.93)	39.62 (14.80)	43.02 (3.66)	40.00 (19.76)	41.82 (13.30)	84569 (100%)	
平成7年	世帯構造							サンプル数
	1	2	3	4	5	6		
受診率 男	44.13 (6.23)	49.55 (38.72)	39.55 (27.88)	35.14 (1.55)	52.87 (17.72)	54.47 (7.90)	35670 (100%)	
受診率 女	62.46 (17.30)	52.26 (33.28)	44.65 (16.18)	55.36 (5.17)	53.15 (17.02)	57.87 (11.05)	44888 (100%)	

出所 「国民生活基礎調査」平成4年、平成7年より筆者作成

注1： 世帯構造の記号の意味は次の通り。1:単身世帯。2:夫婦のみ世帯。3:未婚の子と夫婦の世帯。4:未婚の子と片親の世帯。5:三世帯世帯。6:その他の世帯。

注2： ()内の値はそれぞれの世帯構造がすべての世帯に占める割合(%)。

したがって、世帯構造が医療需要に及ぼす影響を実証分析するためには、年齢が上がるにつれて変化する所得や年金受給の有無に加えて、世帯構造についても考慮しなければならない。

2 推定式と推定結果

この節では、通院する確率を高齢者の医療需要の指標として、年齢、就業状況、健康状況などの個人属性をコントロールした上で世帯構造が医療需要に及ぼす影響を計測する。推定に用いたデータは、「国民生活基礎調査」平成4年、平成7年、平成10年の世帯票・所得票・健康票を組み合わせた老人保険制度対象年齢のデータ(70歳以上100歳未満)である。世帯票、健康票、所得票をマッチングすることのできた有効サンプルは、3時点の男女合計で38,565人であった。

表2 基本統計量

全サンプル: プールデータ 38565

	変数名	平均	標準偏差	最大値	最小値
被説明変数	Tuin	0.6577	0.4745	0.00	1.00
説明変数	AGECL75	0.2960	0.4565	0.00	1.00
	AGECL80	0.1806	0.3847	0.00	1.00
	AGECL85	0.0815	0.2736	0.00	1.00
	AGECL90	0.0305	0.1720	0.00	1.00
	FAMILY2	0.2978	0.4573	0.00	1.00
	FAMILY3	0.1345	0.3412	0.00	1.00
	FAMILY4	0.1111	0.3142	0.00	1.00
	FAMILY5	0.1342	0.3408	0.00	1.00
	FAMILY6	0.1186	0.3233	0.00	1.00
	WORKING	0.1556	0.3625	0.00	1.00
	NENKIN	3.5019	1.9339	0.00	7.61
	LNTYY	1.7173	1.8259	0.69	9.24
	JIKAKU	0.5574	0.4967	0.00	1.00
	SHOUBYO	1.3382	1.4600	0.00	21.00
	KENKO1	0.1343	0.3409	0.00	1.00
	KENKO2	0.4234	0.4941	0.00	1.00
	DFARM	0.1595	0.3662	0.00	1.00

年金ありサンプル 30615: プールデータ

	変数名	平均	標準偏差	最大値	最小値
被説明変数	Tuin	0.662	0.473	0.00	1.00
説明変数	AGECL75	0.299	0.458	0.00	1.00
	AGECL80	0.175	0.380	0.00	1.00
	AGECL85	0.074	0.262	0.00	1.00
	AGECL90	0.025	0.157	0.00	1.00
	FAMILY2	0.323	0.468	0.00	1.00
	FAMILY3	0.133	0.340	0.00	1.00
	FAMILY4	0.102	0.302	0.00	1.00
	FAMILY5	0.117	0.322	0.00	1.00
	FAMILY6	0.105	0.307	0.00	1.00
	WORKING	0.166	0.372	0.00	1.00
	NENKIN	4.411	0.836	0.69	7.61
	LNTYY	1.757	1.836	0.69	9.24
	JIKAKU	0.559	0.497	0.00	1.00
	SHOUBYO	1.351	1.469	0.00	21.00
	KENKO1	0.136	0.343	0.00	1.00
	KENKO2	0.422	0.494	0.00	1.00
	DFARM	0.163	0.369	0.00	1.00

出所 「国民生活基礎調査」平成4年、7年、10年をプールした再集計により筆者作成

推定方法はプロビット・モデルであり、被説明変数は、高齢者が通院する場合を1とし、通院していない場合をゼロとするインデックス（選択値）である。「国民生活基礎調査」における通院は、病院の外来、診療所への通院などからなるので、ここで通院している場合とは高年齢者が診療所、病院、老人保健施設のいずれかに通院している場合をさす。

説明変数として用いた経済変数や高齢者の属性に関する変数は次の通りである。INTERCEP: 定数項、AGECL60、AGECL65、AGECL70、AGECL75：それぞれの年齢階級を示すダミー変数、FAMILY2:夫婦のみ世帯、FAMILY3:夫婦と未婚の子からなる世帯、FAMILY4:片親と未婚の子からなる世帯、FAMILY5:3世代世帯、FAMILY6:夫婦・子供以外の親族またはその他の者と同居する世帯、KENKO1：健康がよいという意識を示すダミー変数、KENKO2：健康状態は普通であるという意識を示すダミー変数、WORKING:就業していることを示すダミー変数、NENKIN:年金を受給していることを示すダミー変数、LNTYY:総所得の対数値、DFRAM:農林業従業者であることを示すダミー変数、FUTAN：自己負担額の対数値（4時点をプールした推定の場合）。

2 推定結果

加齢に伴う医療需要の増加や所得水準の変化、あるいは医師誘発需要をコントロールした上で、世帯構造の相違が医療需要に及ぼす影響を見るために推定した医療需要確率関数の結果は、表3～表5にまとめられている。

表3 老人保健制度対象年齢の医療需要確率関数の推定結果
老人保険制度対象年齢の医療需要確率関数の推定結果

サンプル数: 3866				サンプル数: 5800			
平成元年 説明変数	全サンプル 男子			平成元年 説明変数	全サンプル 女子		
	係数	標準偏差	P> z		係数	標準偏差	P> z
AGECL75	0.038	0.019	0.05	AGECL75	0.025	0.015	0.10
AGECL80	0.038	0.024	0.12	AGECL80	0.030	0.019	0.11
AGECL85	-0.018	0.034	0.59	AGECL85	-0.053	0.027	0.05
AGECL90	-0.174	0.063	0.01	AGECL90	-0.193	0.044	0.00
FAMILY2	-0.002	0.026	0.94	FAMILY2	-0.010	0.021	0.62
FAMILY3	-0.044	0.033	0.17	FAMILY3	-0.009	0.024	0.69
FAMILY4	-0.044	0.037	0.24	FAMILY4	-0.023	0.023	0.31
FAMILY5	-0.032	0.032	0.32	FAMILY5	0.018	0.021	0.38
FAMILY6	-0.002	0.030	0.94	FAMILY6	0.029	0.023	0.21
WORKING	-0.070	0.030	0.02	WORKING	-0.056	0.034	0.09
NENKIN	0.007	0.005	0.12	NENKIN	0.004	0.003	0.21
LNTYY	0.019	0.006	0.00	LNTYY	0.022	0.007	0.00
JIKAKU	0.331	0.016	0.00	JIKAKU	0.366	0.013	0.00
KENKO1	-0.329	0.026	0.00	KENKO1	-0.273	0.026	0.00
KENKO2	-0.087	0.019	0.00	KENKO2	-0.067	0.014	0.00
DFARM	-0.043	0.023	0.06	DFARM	-0.058	0.018	0.00

出所 「国民生活基礎調査」平成4年、7年、10年をプールした再集計により筆者作成

表 4

老人保険制度対象年齢の医療需要確率関数の推定結果

サンプル数: 3820				サンプル数: 5830			
平成四年 説明変数	全サンプル 男子			平成四年 説明変数	全サンプル 女子		
	係数	標準偏差	P> z		係数	標準偏差	P> z
AGECL75	0.006	0.019	0.76	AGECL75	0.037	0.016	0.02
AGECL80	0.051	0.023	0.03	AGECL80	0.006	0.018	0.75
AGECL85	-0.019	0.038	0.61	AGECL85	-0.022	0.025	0.37
AGECL90	-0.069	0.056	0.21	AGECL90	-0.225	0.038	0.00
FAMILY2	0.004	0.026	0.88	FAMILY2	-0.033	0.020	0.09
FAMILY3	-0.019	0.033	0.55	FAMILY3	-0.005	0.022	0.81
FAMILY4	-0.003	0.036	0.93	FAMILY4	0.018	0.022	0.42
FAMILY5	0.052	0.032	0.11	FAMILY5	0.047	0.020	0.02
FAMILY6	0.053	0.029	0.08	FAMILY6	0.041	0.023	0.09
WORKING	-0.060	0.031	0.05	WORKING	-0.053	0.034	0.11
NENKIN	0.019	0.005	0.00	NENKIN	0.009	0.003	0.01
LNTYY	0.014	0.006	0.02	LNTYY	0.008	0.006	0.22
JIKAKU	0.355	0.016	0.00	JIKAKU	0.340	0.013	0.00
KENKO1	-0.204	0.026	0.00	KENKO1	-0.187	0.023	0.00
KENKO2	-0.011	0.019	0.56	KENKO2	-0.044	0.014	0.00
DFARM	-0.023	0.024	0.32	DFARM	-0.044	0.018	0.02

出所 「国民生活基礎調査」平成4年、7年、10年をプールした再集計により筆者作成

老人保険制度対象年齢の医療需要確率関数の推定結果

サンプル数: 3729				サンプル数: 5705			
平成七年 説明変数	全サンプル 男子			平成七年 説明変数	全サンプル 女子		
	係数	標準偏差	P> z		係数	標準偏差	P> z
AGECL75	0.014	0.020	0.48	AGECL75	0.063	0.015	0.00
AGECL80	0.017	0.024	0.50	AGECL80	0.047	0.018	0.01
AGECL85	-0.022	0.034	0.51	AGECL85	0.064	0.023	0.01
AGECL90	-0.049	0.055	0.36	AGECL90	-0.037	0.037	0.30
FAMILY2	0.052	0.025	0.04	FAMILY2	-0.005	0.019	0.80
FAMILY3	0.023	0.031	0.47	FAMILY3	0.004	0.022	0.87
FAMILY4	0.012	0.036	0.75	FAMILY4	0.008	0.023	0.72
FAMILY5	0.047	0.032	0.15	FAMILY5	-0.011	0.022	0.61
FAMILY6	0.058	0.029	0.06	FAMILY6	0.005	0.025	0.83
WORKING	-0.078	0.030	0.01	WORKING	-0.056	0.034	0.09
NENKIN	0.017	0.005	0.00	NENKIN	0.008	0.003	0.01
LNTYY	-0.002	0.006	0.77	LNTYY	-0.003	0.006	0.58
JIKAKU	0.299	0.016	0.00	JIKAKU	0.244	0.013	0.00
KENKO1	-0.242	0.025	0.00	KENKO1	-0.194	0.023	0.00
KENKO2	-0.049	0.019	0.01	KENKO2	-0.029	0.014	0.04
DFARM	-0.039	0.024	0.10	DFARM	-0.029	0.019	0.12

出所 「国民生活基礎調査」平成4年、7年、10年をプールした再集計により筆者作成

表 5

老人保険制度対象年齢の医療需要確率関数の推定結果

サンプル数: 3924				サンプル数: 5891			
平成十年 説明変数	全サンプル 男子			平成十年 説明変数	全サンプル 女子		
	限界確率	標準偏差	P> z	限界確率	標準偏差	P> z	
AGECL75	0.028	0.019	0.13	AGECL75	0.046	0.015	0.00
AGECL80	0.025	0.022	0.26	AGECL80	0.036	0.016	0.03
AGECL85	-0.009	0.031	0.76	AGECL85	0.008	0.021	0.73
AGECL90	0.018	0.053	0.73	AGECL90	-0.030	0.033	0.36
FAMILY2	-0.017	0.024	0.49	FAMILY2	0.020	0.017	0.24
FAMILY3	-0.026	0.031	0.39	FAMILY3	0.016	0.020	0.42
FAMILY4	-0.038	0.035	0.26	FAMILY4	0.034	0.020	0.10
FAMILY5	0.013	0.033	0.71	FAMILY5	0.007	0.021	0.76
FAMILY6	-0.025	0.032	0.42	FAMILY6	0.040	0.022	0.09
WORKING	-0.036	0.031	0.24	WORKING	-0.034	0.034	0.31
NENKIN	0.014	0.005	0.01	NENKIN	-0.001	0.003	0.85
LNTYY	0.000	0.006	0.99	LNTYY	0.010	0.006	0.12
JIKAKU	0.284	0.016	0.00	JIKAKU	0.309	0.013	0.00
KENKO1	-0.251	0.026	0.00	KENKO1	-0.245	0.025	0.00
KENKO2	-0.080	0.018	0.00	KENKO2	-0.040	0.013	0.00
DFARM	-0.079	0.026	0.00	DFARM	-0.066	0.020	0.00

出所 「国民生活基礎調査」平成4年、7年、10年をプールした再集計により筆者作成

老人保険制度対象年齢の医療需要確率関数の推定結果

サンプル数: 15339				サンプル数: 23226			
プールデータ 説明変数	全サンプル 男子			平成十年 説明変数	全サンプル 女子		
	限界確率	標準偏差	P> z	限界確率	標準偏差	P> z	
AGECL75	0.021	0.010	0.03	AGECL75	0.043	0.008	0.00
AGECL80	0.034	0.012	0.00	AGECL80	0.032	0.009	0.00
AGECL85	-0.017	0.017	0.31	AGECL85	0.006	0.012	0.64
AGECL90	-0.064	0.029	0.02	AGECL90	-0.111	0.019	0.00
FAMILY2	0.010	0.013	0.43	FAMILY2	-0.003	0.010	0.72
FAMILY3	-0.016	0.016	0.31	FAMILY3	0.004	0.011	0.69
FAMILY4	-0.019	0.018	0.30	FAMILY4	0.011	0.011	0.34
FAMILY5	0.016	0.016	0.34	FAMILY5	0.016	0.011	0.13
FAMILY6	0.021	0.015	0.16	FAMILY6	0.031	0.012	0.01
WORKING	-0.062	0.015	0.00	WORKING	-0.049	0.017	0.00
NENKIN	0.015	0.002	0.00	NENKIN	0.007	0.002	0.00
LNTYY	0.008	0.003	0.01	LNTYY	0.008	0.003	0.01
JIKAKU	0.318	0.008	0.00	JIKAKU	0.315	0.006	0.00
KENKO1	-0.254	0.013	0.00	KENKO1	-0.219	0.012	0.00
KENKO2	-0.058	0.009	0.00	KENKO2	-0.046	0.007	0.00
DFARM	-0.048	0.012	0.00	DFARM	-0.052	0.009	0.00
FUTAN	2.65E-06	8.49E-06	0.76	FUTAN	#####	6.65E-06	0.06

出所 「国民生活基礎調査」平成4年、7年、10年をプールした再集計により筆者作成

これらの医療需要関数の推定結果に共通する点は、就業していることと、健康がよいという意識を持っていることは医療需要確率を下げる効果を持っていることである。これに対して、年齢が増すにつれて医療需要確率が上がる傾向がある。また、傷病があることを示すダミー変数(SHOUBY)の係数がプラスであることは、そうでない場合よりも通院する確率が有意に高いことを示している。所得の多寡が医療需要に及ぼす影響は男女間で異なる結果を得た。男性では所得が大きいほど医療需要確率が上がるが(LNTYの符号が有意にプラス)、女性ではそのような傾向が見られない(LNTYの符号はマイナスであるが有意ではない)。年金受給の有無については、男女とも年金受給者の方が医療需要確率が高い結果となった。

世帯構造のダミー変数は、単身世帯を基準に、夫婦のみ世帯ではFAMILY2=1、夫婦と未婚の子からなる世帯ではFAMILY3=1、片親と未婚の子からなる世帯ではFAMILY4=1、三世帯世帯ではFAMILY5=1、夫婦・子以外の親族またはその他の者と同居する世帯ではFAMILY6=1とするものである。従って、ダミー変数の符号がマイナスを示していることは、単身世帯に比べて同居者のいる世帯の方が医療需要確率が低くなることを示している。これらのダミー変数の符号は概してマイナスを示しているが、すべてが有意であるわけではない結果となった。ただし、女性全サンプルを用いた推定結果では、すべてのダミー変数の符号がマイナスとなり、かつ夫婦のみ世帯と片親と未婚の子からなる世帯の係数は有意である。また、年金受給者の場合でも、女性の場合には、片親と未婚の子からなる世帯の係数が有意でマイナスの値を示している。この世帯は、女性自身が70歳以上であるからその未婚の子も中高年に達した未婚者と考えられ、親の生活を補助しながら同居していると考えられる。従って、未婚の子と片親との同居は、モデル分析が示すように、単身世帯と比べたとき高齢者自身の危険回避度は低く、結果的に医療需要確率が単身世帯よりも低くなったと考えら得る。

4時点をプールした推定から自己負担の引き上げの影響について見ることができるが、自己負担の対数値の係数については有意な推定結果とはならなかった。一方、所得の対数値の係数は、男性と女性ともにはプラスで有意であった。

このことは、自己負担の引き上げでは必ずしも老人保険制度の医療費を抑制することにつながる受診行動の抑制を導くことが困難であることを示唆している。一方、所得が大きいほど受診する確率が高くなる結果は、高齢者において、所得の低い人ほど受診する機会が少なくなり、健康を損なって稼働能力を失う場合にはさらに受診することが少なくなり、貧困の悪循環が起りうる可能性を示している。しかし、医療費の抑制を促すほど自己負担の引き上げの程度が小さいことは、老人保険制度が所得再分配機能を含む社会保険としての役割を担っているならば、こうした所得に依存した医療需要行動の変化は比較的小さく、社会全体としてみた場合、所得格差に依存しない医療のパフォーマンスが示される可能性がある。

次の節では、「国民生活基礎調査」と「人口動態統計」を組み合わせ、全年齢を対象とした場合に、所得格差と傷病別にみた死亡率との関係からこの問題について考察する。

Ⅲ. 所得格差と傷病別にみた死亡率との関係

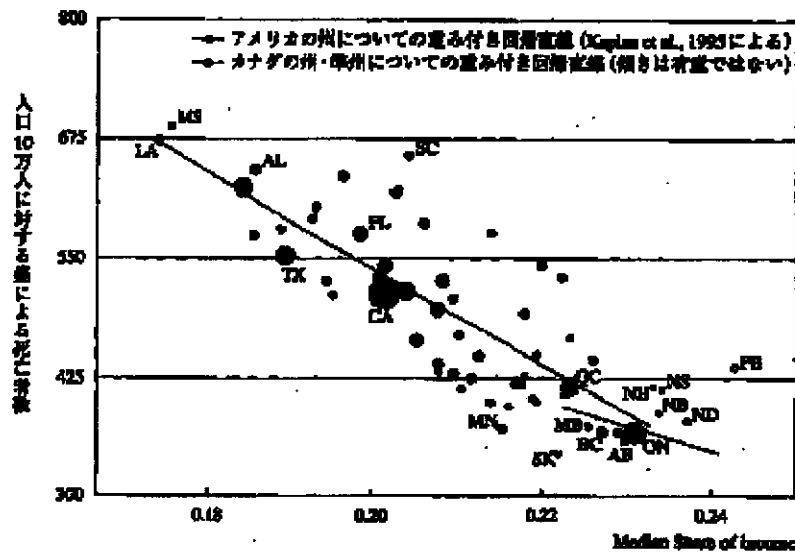
所得格差は貧困の悪循環を通じて、医療パフォーマンスにも影響を及ぼす。アメリカでは、メディケアとメディケイドの対象とならない勤労者は、一般的には民間医療保険に加入して医療費を負担する必要があるため、個人所得の格差、言い換えれば個人所得分布の不平等度と医療パフォーマンスとの関係に関心が集まり、実証分析が進められてきた(Rodgers GB. 1979, Le Grand

J.1987, Kaplan GA, Pamuk E, Lynch JW, Cohen RD, Balfour JL.1996, Ben-Shlomo Y, White IR, Marmot M1996, Fiscella K, Franks P. 1997, Gravelle H. 1998, Kennedy BP, Kawachi I, Glass R, Prothrow-Stith D.1998, Lynch JW, Kaplan GA, Pamuk ER, Cohen RD, Heck KE, Balfour JL, et al.1998)。これに対して、カナダの医療制度は、日本と同様に国民健康保険に基づく医療供給体制を取っており、その範囲では自己負担のないフリーアクセスの医療サービスを受けられるため、1990年代に入るまではこのような実証分析はほとんど行われてこなかった。しかし、尾形(2002)によれば、カナダの医療制度の特徴は、国民健康保険をとりながらも、フリーアクセスで受けられる診療行為の種類が日本よりも狭く設定されている点にあるとされる。従って、社会保険の範囲を越える診療行為については、自己負担が余儀なくされるため、個人の医療支出に影響する所得格差は、医療需要の多寡に影響を及ぼすことを通じて、医療パフォーマンスにも影響を及ぼすことになる。このような観点から、カナダでは、近年、アメリカと同様に地域格差と所得格差を考慮した医療パフォーマンス計測が試みられている(Bourne LS.(1997), Murdie RA.1998, Wolfson MC, Murphy BB. 1998, Wolfson MC Kaplan G, Lynch J, Ross NA, Backlund E. 1999)。

Ross and Berthelot(2002)は、所得が貧困線以下の世帯の平均所得が全世帯平均所得に占める割合を不平等度の指標に用いて、不平等度の格差と癌による死亡率との関係について実証分析することによって、所得格差を考慮した医療パフォーマンス計測の必要性について考察している。彼らは、人口区分を生産年齢人口と高齢者人口とした上で、このように定義される不平等度をカナダの州・準州別及び主要都市(Metropolitan areas)別に計測するとともに、アメリカの州別及び主要都市別に計測した。州別の計測結果では、生産年齢人口の男性については、カナダとアメリカの両方において、貧困線以下の世帯の平均所得が全世帯平均所得に占める割合が低いほど、癌による死亡率が高い関係が見出された。さらに、彼らは、カナダの生産年齢人口男性を対象にこれらの変数の関係について回帰分析を行い、その結果から、所得が貧困線以下の世帯の平均所得を1%引き上げることにより、癌による死亡者数が人口10万人に対して21人減少するという計測結果を出している。しかし、子供・青少年人口及び高齢者人口については、このような関係は見出されず、人口全体について回帰分析した結果は有意ではなかったことを付記している。

なお、彼らの分析は1時点のものであり、時間とともに貧困線以下の所得しかない世帯数が時間とともに変化する点を考慮した時系列的な分析は行っていない。所得格差の時系列的変化を考慮すると、所得格差と癌による死亡率とは線形の関係ではなくより複雑な非線形の関係にあるかもしれない。彼らはこの問題点を考慮した医療のパフォーマンス計測が今後の課題であるとしている。

図2 貧困線以下の世帯の平均所得が全世帯平均所得に占める割合と癌による死亡率との関係
 -アメリカとカナダの例-



注：アメリカの州の記号：LA-Louisiana; MS-Mississippi; AL-Alabama; SC-South Carolina; FL-Florida; TX-Texas; CA-California; AR-Arkansas; NH-New Hampshire; MN-Minnesota; カナダの州・領の記号：QC-Quebec; NS-Nova Scotia; NB-New Brunswick; ND-Newfoundland; PE-Prince Edward Island; ON-Ontario; AB-Alberta; BC-British Columbia; MB-Manitoba; SK-Saskatchewan
 出所：Ross and Berthelot (2002), Fig 1.

図4 貧困線以下の世帯の平均所得が全世帯平均所得に占める割合と癌による死亡率との関係 (癌別) アメリカ (1995年), カナダ (1991年)

出所 Ross and Berthelot (2002)

所得格差と傷病別にみた死亡率で測る医療のパフォーマンス計測の最近の動向を踏まえて、以下、わが国において同様の分析を行った。具体的には、横軸に「国民生活基礎調査」(平成10年)に基づいて求めた貧困線以下の世帯の所得の全世帯平均所得に対する比率を取り、縦軸に「人口動態統計」による傷病別にみた人口10万人対の死亡人数をとって、それぞれ都道府県別にプロットして両者の関連性を示すグラフを求めた。

すべての年齢層の貧困率と人口10万人対の死亡数との関係を、傷病別・死因別に見たものが図6である。傷病の種類として、アメリカとカナダとの比較のため悪性新生物をとり、さらに死因順位の高い傷病と死因として循環器系疾患、脳血管疾患、及び自殺を取り上げた。

図3 貧困線以下の世帯の平均所得が全世帯平均所得に占める割合と癌による死亡率との関係
—日本の例—

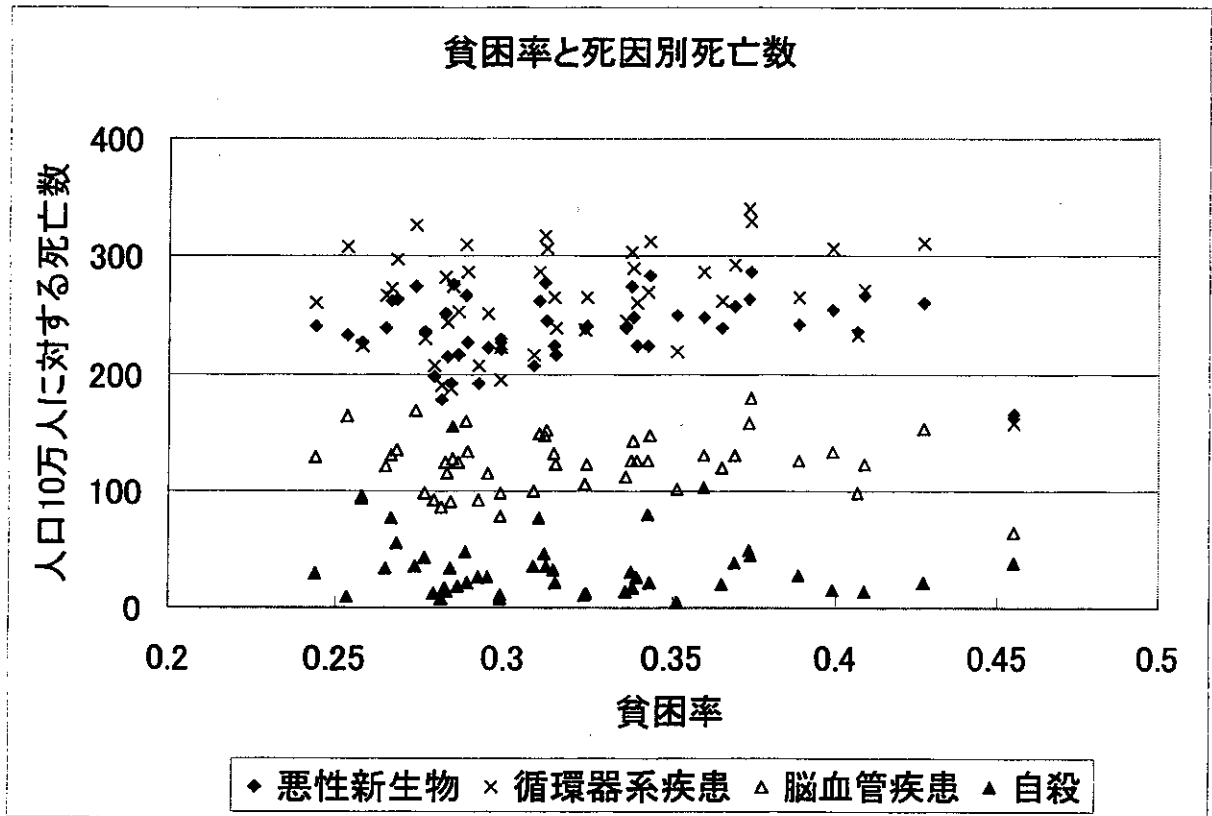


図3から、「国民生活基礎調査」平成10年に基づいて年齢計で見ると、わが国では、アメリカとは異なり、貧困線以下の世帯の所得に対する全世帯平均所得の割合と、傷病別（例えば癌）にみた死亡率との負の関係は明確には見いだせないことが理解される。このことは、自己負担率が相対的に低いことに見られるように、日本の医療保険制度が、所得再分配機能の役割も持った社会保険制度であるために、所得格差から相対的に独立の医療のパフォーマンスを示していることを示唆している。

しかし、所得格差は加齢とともに大きくなることが知られており、老人保健制度改革においては高齢者の自己負担の引き上げが図られたことを勘案すると、年齢計でみたわが国の医療制度全体としてのパフォーマンスを見るだけでは不十分である。そこで、本稿では、70歳以上の高齢者を対象に、貧困率と傷病別・死因別の人口10万対死亡率との関係をグラフで観察することとした。「人口動態統計」には年齢別・傷病死因別でかつ都道府県別の死亡率は掲載されていないので、「人口動態統計」の年齢別・傷病死因別人口10万対死亡率と都道府県別・傷病死因別の人口10万対死亡率をクロスさせて、都道府県別にみた年齢別・傷病死因別の人口10万対死亡率を算出して、70歳以上の傷病死因別の人口10万対死亡率を求めた。これに対して、70歳以上の人々の貧困率は、「国民生活基礎調査」平成10年を用いて求めた。これらの二つの推計値から、70歳以上の人々の貧困率と傷病死因別の人口10万対死亡率をグラフで示したものが、図4である。

図4-1 70歳以上の人々の貧困率と傷病死因別の人口10万対死亡率：循環器系疾患

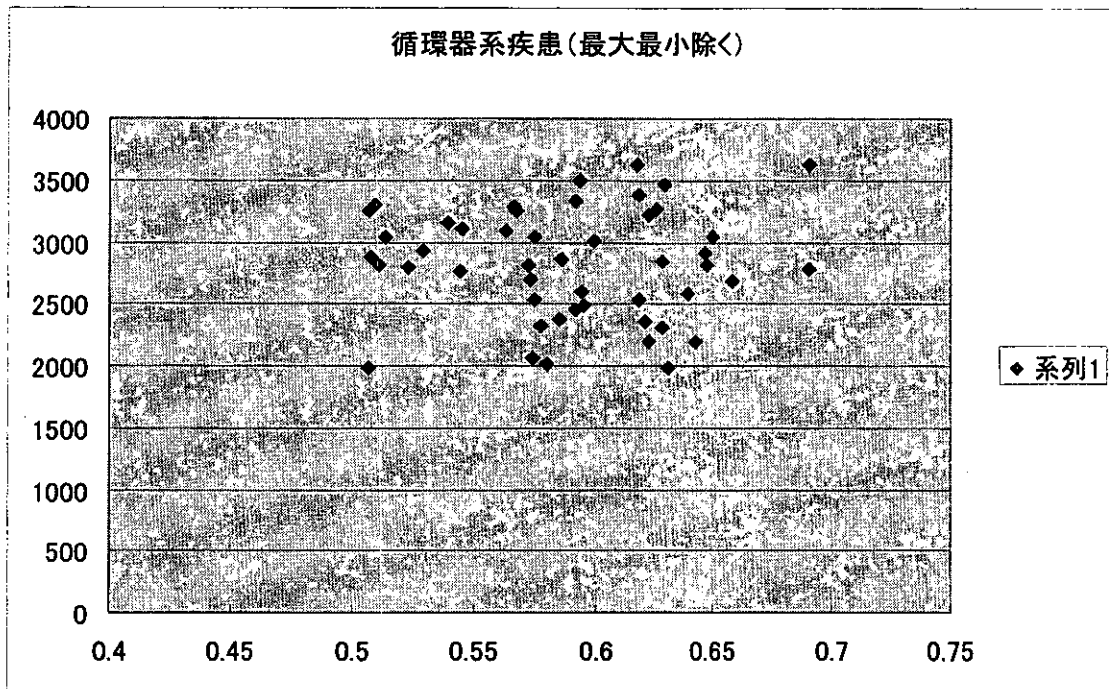


図4-2 70歳以上の人々の貧困率と傷病死因別の人口10万対死亡率：脳血管疾患

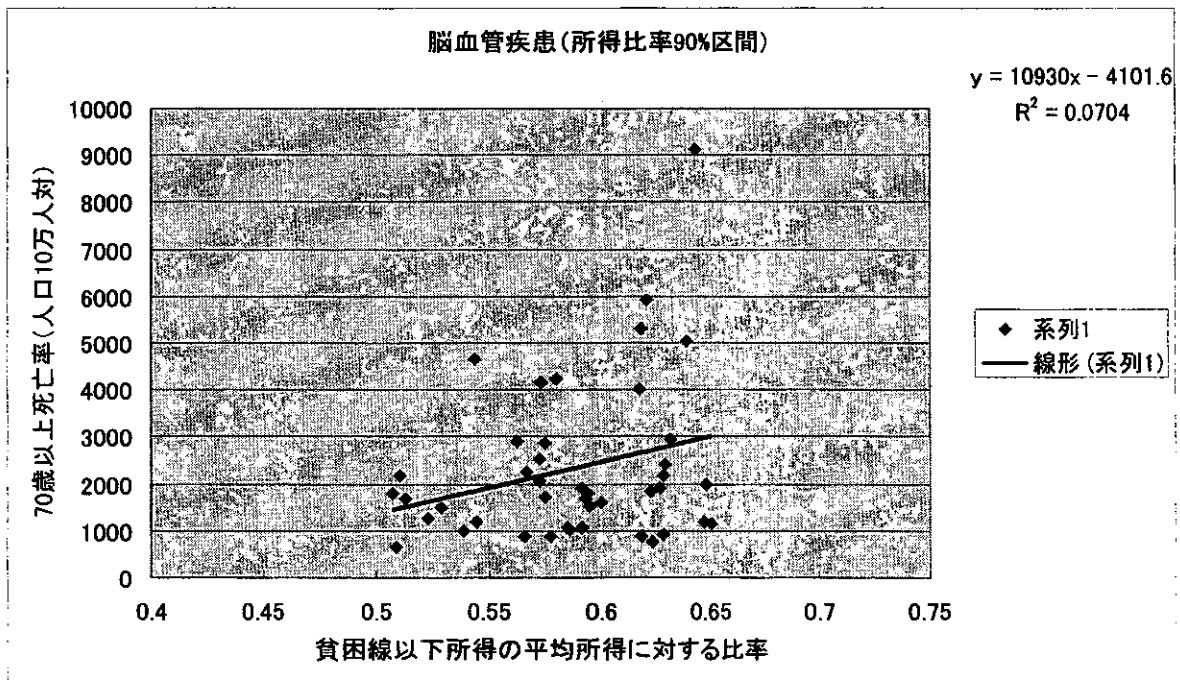


図4-3 70歳以上の人々の貧困率と傷病死因別の人口10万対死亡率：悪性新生物

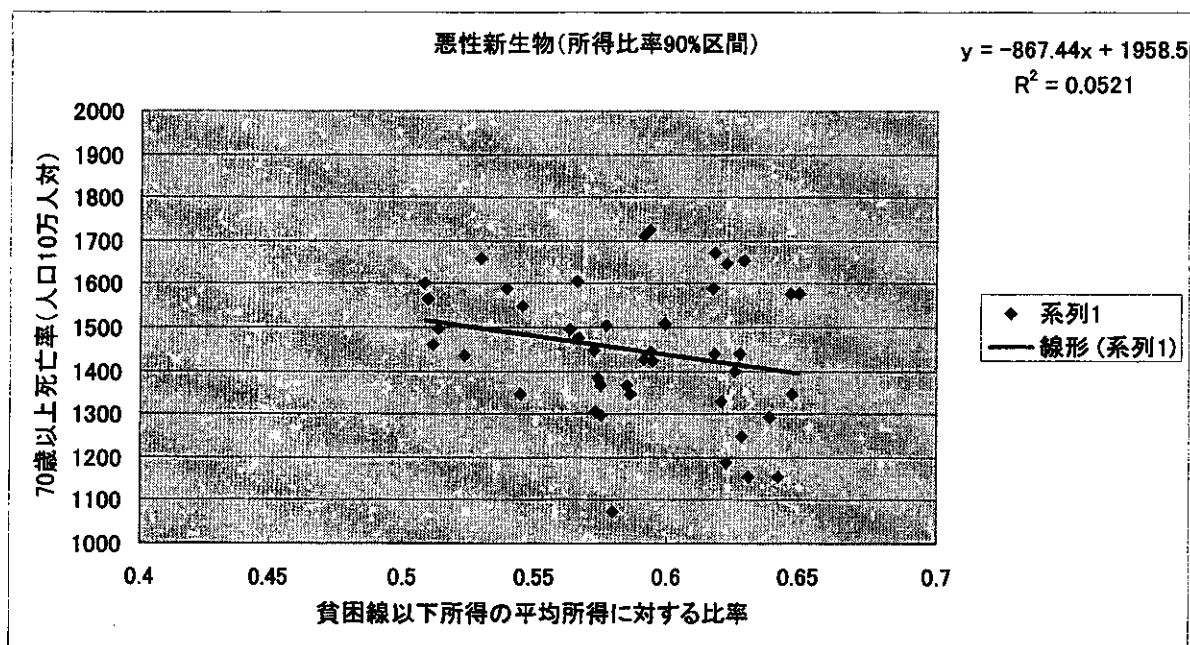


図4から、「国民生活基礎調査」平成10年に基づいて70歳以上の高齢者を対象に、貧困線以下の世帯の所得に対する全世帯平均所得の割合と、傷病別にみた人口10万人対死亡率との関係を見ると、傷病ごとにその様相が異なることが理解される。循環器系疾患では相関が見られないのに対して、脳血管疾患では正の相関が見られ、悪性新生物では負の相関がわずかながら見いだされる。悪性新生物については、小さい傾きではあるが負の相関が見られることから、アメリカほどではないにしても、カナダと類似した所得格差と医療パフォーマンスとの間の関係があると考えられる。これまで自己負担率が相対的に低いことや高額医療制度によって高齢者の所得格差が医療パフォーマンスに大きな差をもたらさなかったことが、日本の高齢者医療のメリットであったと考えられるが、上記のように傷病別に見ると必ずしもこのようなメリットが今後も保証される可能性がないことも考えられる。

以上の結果から、高齢者医療制度改革の影響については、医療パフォーマンス計測の観点を入れると、これまで以上に様々な社会経済要因を考慮して慎重な検討を加える必要があると考えられる。

謝辞：本稿で示した「国民生活基礎調査」に基づく推定結果は、厚生科学研究費補助金（政策科学研究推進事業）「社会保障の改革動向に関する国際比較研究」（平成11年年度～平成13年年度）における「国民生活基礎調査」の再集計結果を活用した。また、厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）「医療負担のあり方が医療需要と健康・福祉の水準に及ぼす影響に関する同研究」において使用申請許可を得てこれを再集計した結果も参考資料として活用した。使用申請においてご指導を賜った厚生労働省統計情報具の方々に記して御礼申し上げたい。また、図表の作成には、日本経済研究センター特別研究員の時子山由紀さんに協力していただいた。お礼を申し上げたい。本稿の責任は筆者個人が負うものである点を、付記しておきたい。

参考文献

- Ben-David S, Shlomo Y, White IR, Marmot M. Does the variation in the socioeconomic characteristics of an area affect mortality? *BMJ* 1996;312:1013-4.
- Bourne LS. Social inequalities, polarization, and the redistribution of income within cities: a Canadian example. In: Badcock BA, Browett MH, eds. *Developing small area indicators for policy research in Australia*. Adelaide: National Key Centre for Social Applications of Geographical Information Systems, University of Adelaide, 1997.
- Fiscella K, Franks P. Poverty or income inequality as predictors of mortality: longitudinal cohort study. *BMJ* 1997;314:1724-8.
- Gravelle H. How much of the relation between population mortality and unequal distribution of income is a statistical artefact? *BMJ* 1998;316:382-5.
- Kaplan GA, Pamuk E, Lynch JW, Cohen RD, Balfour JL. Income inequality and mortality in the United States: analysis of mortality and potential pathways. *BMJ* 1996;312:999-1003.
- Kennedy BP, Kawachi, Prothrow-Dix S. Income distribution and mortality: cross sectional ecological study of the Robin Hood index in the United States. *BMJ* 1996;312:1004-7.
- Kennedy BP, Kawachi I, Glass R, Prothrow-Dix S. Income distribution, socioeconomic status, and self-rated health in the United States: multilevel analysis. *BMJ* 1998;317:917-21.
- Le Grand J. Inequalities in health: some international comparisons. *Eur Econ Rev* 1987;31:182-91.
- Lynch JW, Kaplan GA, Pamuk ER, Cohen RD, Heck KE, Balfour JL, et al. Income inequality and mortality in metropolitan areas of the United States. *Am J Public Health* 1998;1074-80.
- Luxembourg Income Study (2002) LIS Key Figures: Income Inequality Measures, www.lisproject.org/keyfigures/ineqtable.htm
- Mahler, Vincent A. (2002) "Exploring The Subnational Dimension of Income Inequality", Luxembourg Income Study Working Paper, No.292
- Murdie RA. The welfare state, economic restructuring, and immigrant flows: impacts on socio-spatial segregation in urban Toronto. In: Mustard S, Ostendorf W, eds. *Urban segregation and the welfare state*. New York: Routledge, 1998:64-93.
- OECD Conference on "Measuring Up: Improving Health Systems Performance in OECD Countries"
- Rodgers GB. Income and inequality as determinants of mortality: an international cross-section analysis. *Popul Stud* 1979;33:343-51.
- Wolfson MC, Murphy BB. New view on inequality trends in Canada and the United States. *Monthly Labor Rev* 1998;April:3-23.
- Wolfson MC, Kaplan G, Lynch J, Ross NA, Backlund E. The relationship between income inequality and mortality is not a statistical artefact: an empirical assessment. *BMJ* 1999;319:953-7.