

厚生科学研究費補助金

政策科学推進研究事業

生活習慣と健康、医療消費に関するマイクロ計量分析

(H15-政策-012)

平成16年度 総括・分担研究費報告書

主任研究者 小椋 正立

平成17年（2005年）3月

厚生科学研究費補助金

政策科学推進研究事業

生活習慣と健康、医療消費に関するマイクロ計量分析

(H15-政策-012)

平成16年度 総括・分担研究費報告書

主任研究者 小椋 正立

平成17年（2005年）3月

目次

I. 総括研究報告	
総括研究報告書	1
「生活習慣と健康、医療消費に関するマイクロ計量分析」	
1. 「喫煙行動が変化した場合の短期的な外来医療費への影響」	7
小椋正立・角田 保・泉田信行	
(資料)「喫煙行動が変化した場合の短期的な外来医療費への影響」	
II. 分担研究報告	
1. 「長期累積医療支出の推計」	20
山田 武	
(資料)「長期累積医療支出の推計」	
2. 「健康の不確実性が健康診断需要や医療サービス需要に与える影響について」	38
山田 武	
(資料)「健康の不確実性が健康診断需要や医療サービス需要に与える影響について」	
3. 「制度改定の医療サービス利用に与える効果に関する分析」	54
泉田信行	
(資料1)「患者の受診パターンの変化に関する分析」	
(資料2)「入院医療サービス利用に関する分析」	
4. 「平成14年診療報酬マイナス改定は機能したのか? : 整形外科レセプトデータを利用した医師誘発需要の検証」	102
鈴木 亘	
(資料)「平成14年診療報酬マイナス改定は機能したのか? : 整形外科レセプトデータを利用した医師誘発需要の検証」	
5. 「国保レセプトデータを用いた老人医療の価格弾力性の計測と最適自己負担率」	118
鈴木 亘	
(資料)「国保レセプトデータを用いた老人医療の価格弾力性の計測と最適自己負担率」	

6. 「医療消費の集中と持続性に関する考察」	132
菅 万里・鈴木 亘	
(資料)「医療消費の集中と持続性に関する考察」	
7. 「終末期医療の患者自己選択に関する実証分析」	158
鈴木 亘	
(資料)「終末期医療の患者自己選択に関する実証分析」	
8. 「仮設一時避難所検診データを利用したホームレスの健康状態の分析」	177
鈴木 亘	
(資料)「仮設一時避難所検診データを利用したホームレスの健康状態の分析」	
9. 「生涯医療費の試算：個人および世帯の負担」	202
佐藤雅代	
(資料)「生涯医療費の試算：個人および世帯の負担」	
10. 「個票データを用いた歯科受診動向の考察」	222
佐藤雅代・田中健一	
(資料)「個票データを用いた歯科受診動向の考察」	
11. 「アンケート調査からみる健康と生活習慣、仕事、家庭環境について」	(別冊)
妹尾 渉	

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）
（総括）研究報告書

生活習慣と健康、医療消費に関するマイクロ計量分析

小椋正立 法政大学大学院エイジング総合研究所

研究要旨

医療費に関する大規模な個票データを用いて、自己負担割合や診療報酬改定などの制度変更による医療需要、長期にわたる医療費の推計、医師誘発需要の検証、医療需要と不確実性、歯科受診動向の考察など、医療経済学の基本問題に関する計量経済分析を行った。また、同時に、喫煙と医療費、健康診断検査結果によるホームレスの健康状態、終末期医療とリビングウィル、仕事・家庭環境と生活習慣、などについて分析を行った。

分担研究者（50音順）

泉田信行（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）

角田 保（大東文化大学経済学部専任講師）

佐藤雅代（国立社会保障・人口問題研究所
研究員）

鈴木 亘（東京学芸大学教育学部助教授）

山田 武（千葉商科大学商経学部助教授）

大規模なデータセットが利用可能となったことで、今年度の当班の研究成果には、患者負担の上昇に直面した消費者が自分の医療需要をどう変化させ、それに医療機関がどのように対処したか、に関する本格的な実証分析が数編含まれている。

泉田信行分担研究者は「制度改定の医療サービス利用に与える効果に関する分析」において、医療保険の自己負担割合引き上げや診療報酬改定などの患者負担を変化させる制度改定が患者の医療機関受診に与える効果について、当研究班で作成した健康保険組合の加入・レセプトデータを用いて実証的に検討した。特に、これまでに先行研究がない次の2点に注目し、①制度改定が外来受診と入院受診の選択に影響を与えているか否か、②制度改定が入院期間を変化させているか否か、について検討した。①は「患者の受診パターンの変化に関する分析」、②は「入院医療サービス利用に関する分析」と題する論文としてまとめられて

A. 研究目的

ミクロ的な視点から生活習慣と医療サービスおよび医療費の複合的な関係を明らかにする。

B. 研究方法

医療費と生活習慣に関する個票を用いた統計的または計量経済学的な分析。

C. 研究結果

いる。

外来と入院の選択に関する分析では、泉田は、制度改定によって医療機関に受診する確率は低くなったが、外来・入院間の選択については有意な影響を与えていない、という結果を得た。

また、入院期間に関する分析では、診療報酬改定については、平成9年、10年の改定は入院日数を減少させたものの、平成12年については有意な影響を与えていないことが示された。一方、患者自己負担割合の引き上げについては、入院日数を有意に増大させる効果があることが示され、患者自己負担の引き上げは診療報酬改定と逆の効果を持ち得る可能性があることが明らかにされた。

鈴木亘分担研究者は「平成14年診療報酬マイナス改定は機能したのか？：整形外科レセプトデータを利用した医師誘発需要の検証」において、診療報酬マイナス改定というNatural Experimentを利用して内生性や識別性の問題を回避し、医療費を抑制できたのかという点について評価することで、医師誘発需要の検証を行った。具体的には、医師誘発需要を表す変数として、整形外科の1日当たり1人あたりの医療費を取り出し、様々な属性変数で回帰分析を行った。

分析の結果、整形外科の1日当たり医療費は改正当初5%の落ち込みとなったが、翌年1~3月には前年の水準まで回復した。鈴木は、①診療報酬単価が下がったために患者の需要が増加したためとする見方、②重症度の変化とする見方、③その他の制度的要因とする見方についても検討したが、いずれも支持されないことが明らかになった。したがって、分析結果は医師誘発需要

仮説と整合的であるとしている。

わが国では一般医療の価格弾力性を計測した例は比較的多いのに対し、高齢者医療の価格弾力性を計測した例は極めて少ない。しかしながら、伝統的に政策決定の場で用いられている「長瀬式」と呼ばれる経験式は問題が多く、それに替わる医療需要関数の推定式が求められていた。

そこで、鈴木亘分担研究者は「国保レセプトデータを用いた老人医療の価格弾力性の計測と最適自己負担率」において、国保のレセプトデータから国保一般から老健に移行したサンプルを取り出し、高齢者の医療需要の価格弾力性を計測した。医療需要の推計は、外来・入院別を実施し、先行研究にしたがって、Negative Binominal Regression 及び Probit Model によって患者が選択できるパートと医療供給者が選択にかかわるパートに分けて分析を行った。

分析の結果、外来費の弾力性は0.4程度、入院費の弾力性は0.1程度という結果が得られた。これは長瀬式から得られたものと大きく異なる結果である。また、この推定結果と独自のアンケート調査から計算した高齢者の危険回避度から計算した最適自己負担率は、外来で0.193、入院で0.0428となった。外来については、自己負担率をさらに上げる余地が存在することが示唆された。

池上(1998)等により、短期の医療支出は少数の患者が非常に高額の医療資源を消費するという特徴を持っており、短期の医療支出の分布は非常に偏っていることはよく知られている。しかし、その偏りが長期にわたって維持されるのかについては明ら

かにされていない。実際に長期間の医療支出について明示的に言及した研究はほとんどなく、日本では、厚生労働省（1999）、今野（2003）などに限られる。そのため、長期的な医療リスクは明らかでない。

そこで、山田武分担研究者は「長期累積医療支出の推計」において、ある大企業の健康保険組合の支払い情報データを用いて、長期間にわたる累積医療支出を推定した。特に、Eichner, McClellan and Wise（1997, 1998, 2002）の一連の研究で採用されている手法を応用し、セミパラメトリックな手法を用いて推定していることが特徴である。分析の結果、短期的にみると10%の加入者が医療支出全体の50%強を消費しているものの、長期的には多くの加入者がランダムショックに見舞われるため、分布の偏りは弱められることが確認された。このように長期にわたる累積医療支出を推計することで、将来的には特定の疾患の追加的なコストの評価や、医療保険制度がもつ所得移転効果を生涯にわたって評価することも可能となる。

菅万里・鈴木亘分担研究者は「医療消費の集中と持続性に関する考察」において、わが国の若年世代において医療資源がどう分配されているかを集中と持続性の視点から推定し、併せて高額医療消費の持続の要因を分析した。具体的には、老人保健の適用を受けない健康保険組合被保険者とその扶養家族のレセプトデータを用い、記述的分析やラグ構造の計量分析により医療費の集中と持続の実態を検証し、さらに詳しいプロファイリングによってその現象の要因を分析した。

その結果、上位10%と極めてわずかな患

者が全医療費の50%以上を消費していること、米国の同種のサンプルと比較して集中の持続性が高いこと、その持続性は46歳以降に高まることが明らかになった。医療消費の最高分位所属者は、他の分位所属者と比べて非常に長い医療消費のラグ構造を持っており、一度発生した高額医療費の支出は5年を経ても持続する。その要因は、外来・入院を問わず、いわゆる中年期以降に発症する慢性疾患による長期的な治療であることが明らかにされた。

このように山田、鈴木両分担研究者とも、生活習慣病が医療費の集中とその持続に大きな役割を果たしていることを示したことになる。

佐藤雅代分担研究者は「生涯医療費の試算：個人および世帯の負担」において、医療個人勘定を念頭に置いて、ある1つの組合管掌健康保険の支払業務データ等の個票データを用いて個人および世帯の医療費から生涯医療費を推計し、個人あるいは世帯のリスクと負担について検討した。

分析の結果、平均生涯医療費は62歳までで628万円、70歳までで797万円となり、厚生省保険局調査課の推計値（2200万円）と比較して低い水準となった。総報酬に対する世帯医療費の水準は3.2%で、そのうち約8割が保険負担である。また、現役世代の医療給付削減による負担軽減について検討した結果、対総報酬比率5%までの医療費は保険負担無しという軽費免責の場合1.1%ポイントの保険料率引き下げが可能で、半数以上の世帯の負担減となることがわかった。

健康に影響を与える要因として、これまでは性別や年齢などの個人属性が注目され

てきた。近年、それらとともに喫煙や飲酒といった生活習慣が特に注目されている。喫煙は咽喉ガンをはじめとしたさまざまな疾病の原因となっていることは、疫学研究の面からすでに常識となってきている。従って長期的には、喫煙者の医療費については、もし彼らが非喫煙者であった場合よりも高くなることが期待される。しかし、短期的に見て医療費が上昇するかどうかは、必ずしも明らかではない。

小椋主任研究員と角田・泉田両研究分担者は「喫煙行動が変化した場合の短期的な外来医療への影響」と題した論文においてこの短期的な医療費に注目し、喫煙者・非喫煙者の選択が医療費にどのような影響を与えているかを探ることとした。小椋ほかはある健康保険組合のレセプトデータと健診データを用いて、喫煙者・非喫煙者別の外来医療費の推計を行い、その結果に基づいて、喫煙行動が変化したときの、短期的な外来医療費の変化を counter-factual simulation により計算したものである。

まず、外来医療費関数の推計にあたっては、喫煙・非喫煙の区別が健診情報に基づいていることから、第一段階では健康診断を受診したかどうか、第二段階では喫煙しているかどうか、という Sequential Probit model を推計し、その結果に基づいて健診非受診者、喫煙者、非喫煙者という三つのカテゴリーに固有のリスクを算出しそれを外来医療費の説明変数に加えることによって、バイアスの無い推定結果を得る。次に Counter Factual Simulation においては、このカテゴリー固有のリスクだけを入れ替えて医療費を計算しなおすものである。

この結果、たとえば喫煙者が仮に喫煙し

た場合には、期待医療費が6万4千円からその1.67倍の10万7千円になり、逆に喫煙者が仮に禁煙した場合には、期待医療費が4万7千円から5万5千円と、約1.15倍となることが推計された。したがって短期的にも非喫煙者が喫煙していたら年間4万円ほどの追加医療費が必要となったはずである。なおこの金額はSRDの発病等による費用を考えていないが、仮に非喫煙成人の数を6000万人とするとこれだけで医療費が年間2.4兆円も節約されていることになる。

喫煙や飲酒などの特定のリスクの分析に比べて、生活習慣・行動に大きな影響を与えると考えられる家庭環境や職場環境、さらにはリスクなどに対する個人の嗜好性を仔細に追跡した研究はこれまでほとんどみられなかった。また、これまで当班が分析に用いてきたデータはレセプトデータと企業の健康診断データを接合したもので、個人のIDを秘匿するために厳重な手続きを得て作成されたものであるが、4月から実施される新しい個人情報保護の枠組みの下では、個人情報については、原則として個人から直接に情報を入手する経路を確立することが必要となると考えられる。幸い当班はこのようなアンケート調査について経験豊富なメンバーに恵まれているため、生活習慣に関する調査票を開発し、それを用いて大規模調査のためのパイロット調査を調査会社に委託、実施した。

妹尾渉研究協力者による「アンケート調査からみる健康と生活習慣、仕事、家庭環境について」はこのアンケート調査を用いて個人の健康とそれに関連すると考えられる個人属性、普段の生活習慣・態度、健康

知識、家庭環境、仕事環境などとの一般的な関係および傾向を分析したものである。分析の結果、健康状態には個人属性や生活習慣と同時に、配偶者の就業形態といった家庭環境や職位、フレックス制度・裁量労働制といった仕事環境にも影響を受けている可能性が示唆されている。

これまでも増大する老人医療費を削減する方策の一つとして終末期医療の削減が提案されてきた。こうした提案のほとんどには倫理的な問題が絡むため、強い社会的なコンセンサスなしには実行は困難である。しかし、こうした中でも、無駄な延命医療を回避すべき点については、国際的にも、国内的にも、急速に社会的合意が形成されつつある。こうした観点から、延命だけを目的とする措置を患者本人の事前の選択により回避することは、法的にも問題が少なく、わが国の医療の現場でもこれを認める動きが広がっていると言われる。このような延命措置を事前に拒否する宣言書はリビングウィルと呼ばれているが、こうした社会的な習慣が一般化すれば、終末期医療費を効果的に削減できる。

鈴木亘分担研究者は「終末期医療の患者自己選択に関する実証分析」において、リビングウィルの作成条件を分析した。分析の結果、終末期医療の自己負担率を高めるといった経済インセンティブよりも、ホスピス・緩和ケア病棟等の環境を整備することや、昨年、厚生労働省によってまとめられた終末期医療の停止に関するガイドラインを担保する法律を整備することの方がはるかに患者の自己選択を進める上で重要であることが明らかになった。

齶蝕（うしよく）や歯周病は歯の喪失の

原因ともなる歯科疾患であるが、その罹患率は非常に高い水準にある。また齶蝕そのものは比較的軽度の疾患であるが、とくに高齢期における生活の質や健康状態を考えた場合、齶蝕や歯周病による歯の損失が非常に重要な意味を持つ可能性は小さくない。こうした中で、佐藤雅代・田中健一「個票データを用いた歯科受診動向の考察」は、組合管掌健康保険の支払業務データ等の個票データを再集計し歯科受診の動向を明らかにした。

分析の結果、歯科受診者数を月別にみると、年の前半から8月にかけて緩やかに増加傾向を示し、以降はなだらかな減少を示すこと、年間受診実日数が1~5日の受診者が全体の54%、同12日以下で83%、と大部分を占めること、子ども世代を除き年齢階級別の歯科診療医療費および歯科受診実日数に大きな差がないこと、歯科に限らず未受診率は子ども世代は低く青年期に上昇しその後中年期・老年期にかけて減少すること、前月や前々月の歯科受診は当月の歯科受診確率を高めること、前年度の歯科受診は当年の歯科診療医療費を下げること等が明らかになった。今後、更に、高齢期の健康や生活の質と歯の健康については、科学的な検証を進めていく必要があることは明らかである。

不確実性が医療需要に与える影響は、近年、医療経済学の理論的な分析では明示的に取り入れられてきたものの、明示的に考慮した実証分析の先行例は見当たらない。これは、健康の不確実性を表す指標の開発が困難であったためである。

そこで、山田武分担研究者は「健康の不確実性が健康診断需要や医療サービス需要

に与える影響について」において、Dardanoni and Wagstaff (1990) の理論的な枠組みをベースに健康資本の不確実性を明示的に取り入れ、健康の不確実性が労働者の健康診断や医療サービスの受診行動に与える影響について実証的に分析した。データは、ある健康保険組合の支払情報データと健康診断データを結合したパネルデータを用いた。推定結果からは、健康の不確実性は医療サービスの受診行動に影響を与えているが、健康診断受診に与える影響は非常に限定的であることが明らかになった。

現在、わが国におけるホームレスの人数は公表値で約2万5千人に達し、大阪や東京といった大都市部を中心に全国的な広がりを持つ社会問題となっている。ホームレスの問題は住居・食料・就労・治安と様々であるが、なかでも深刻なのが彼らの健康・医療問題である。

鈴木亘分担研究者は「仮設一時避難所検診データを利用したホームレスの健康状態の分析」において、大阪城仮設一時避難所が入所時に実施しているホームレスの健康診断の検査値データを利用して、ホームレスの健康状況の実態把握を行った。分析の結果から、ホームレスのほとんどは高齢者であり、血圧、肝臓、糖尿、貧血などの慢性疾患のリスク群がかなり多いことが明らかになった。現在のホームレスに対する医療はもっぱら救急搬送などの救急医療が中心であるが、分析結果から、その前の慢性疾患への対処及び早期介入が重要であることは言うまでもない。

喫煙行動が変化した場合の短期的な外来医療費への影響

法政大学経済学部

小椋正立

大東文化大学経済学部

角田 保

国立社会保障・人口問題研究所

泉田信行

要約

喫煙は咽喉ガンをはじめとしたさまざまな疾病の原因となっていることは、疫学研究の面からすでに常識となってきた。従って喫煙者の医療費、かれらが仮に非喫煙者であった場合よりも上昇するであろうことが直感的には期待される。しかしながら、短期的にみて医療費が上昇するかどうかは、分からない。

本論文では前者の短期的な面に注目し、喫煙者・非喫煙者の選択が医療費にどのような影響を与えているかを探ることとした。

本論文では、喫煙者・非喫煙者別の外来医療費の推計を行った上で、喫煙行動を変化させたときの、短期的な外来医療費の変化を counter-factual model によってシミュレートした。その際には、単純に喫煙・非喫煙者別の医療費の推計を行うのではなく、健康診断を受診しない者は、ある特殊なリスクを負った者であると解釈し、そのリスクを sequential probit model によって除去した上で推計を行こととした。結果としては、非喫煙者が仮に喫煙した場合には、期待医療費が6万4千円からその1.67倍の10万7千円になり、逆に喫煙者が仮に禁煙した場合には、期待医療費が4万7千円から5万5千円と、約1.15倍となることが推計された。

資料 小椋 正立 (法政大学経済学部)

角田 保 (大東文化大学経済学部)

泉田 信行 (国立社会保障・人口問題研究所)

「喫煙行動が変化した場合の短期的な外来医療費への影響」

喫煙行動が変化した場合の短期的な外来医療費への影響

法政大学経済学部

小椋正立

大東文化大学経済学部

角田 保

国立社会保障・人口問題研究所

泉田信行

[1]序文

2003年5月に健康増進法が施行された。健康増進法の目的の一つは、「治療から予防へ」のスローガンが示すように、日常の予防行動によって医療費を抑制することである。また喫煙に関しては、間接喫煙を防ぐために、建物内喫煙の抑制などが盛り込まれ、喫煙者と非喫煙者の分煙を進めることが意図されている。もちろん間接喫煙のみならず、直接喫煙についても、製造たばこ小売販売業許可等取扱要領が改正され、平成16年12月からは新規に煙草の小売を始める者に対しては、自動販売機の設置基準が厳しくなった。これは主に未成年者喫煙防止の観点からのものであり、厚生労働省・財務省の別なく、政府一体となっては若年喫煙の防止・供給の制限が進められている。

喫煙は咽喉ガンをはじめとしたさまざまな疾病の原因となっていることは、疫学研究の面からすでに常識となってきた。これらの喫煙に関する疾病はSRD(Smoking related diseases)と呼ばれている。従って喫煙者の医療費、かれらが仮に非喫煙者であった場合よりも上昇するであろうことが直感的には期待される。しかしながら、短期的にみて医療費が上昇するかどうかは、分からない。また長期的にみても、早く死亡することによって、かえって医療費がかからないことも考えられる。

そこで本論文では前者の短期的な面に注目し、喫煙者・非喫煙者の選択が医療費にどのような影響を与えているかを探ることとした。上で述べたように、喫煙者の医療費が、もし仮に非喫煙者であった場合と比較するため、喫煙行動を変えた場合に医療費はどの程度変化するのかのシミュレーションを、ある企業のマイクロデータから分析を行うこととした。

最近では泉田(2003)が、被用者本人が喫煙者の場合は、非喫煙者の場合よりも医療需要が小さいことを示した。さらに被用者の家族については、逆が成り立ち、被用者本人が喫煙者の家族は、非喫煙者の家族よりも、医療需要が大きいことを示した。また、Lahiri-Song(2000)は、sequential probit model を利用して、喫煙者・前喫煙者・非喫煙者について、それぞれの通院確率を求めている。本論文ではLahiri-Songのサンプルセレクションモデルと同様の方法で推計を行った。

本論文は以下の順に書かれている。まず2節では分析手法について述べている、3節では推計結果、4節で考察と展望である。

[2]分析手法

(2-1) データ

データはある企業の1996年4月から2002年3月までの6年分である。データは3種類あり、レセプトデータ・健康診断データ・健康保険加入者データである。これらを接合して分析を行った。各データの内容については、まずレセプトデータについては、医療費や、傷病分類が含まれている。また健康診断データには、現在喫煙している・していない・過去喫煙していたなどの、喫煙に関する質問や日常生活が含まれている。健康保険加入者データには、各人の標準報酬月額・保険加入日および退出日などがあり、経済学的分析として重要な情報である所得(この場合は、その代理変数)が得られている。

(2-2) モデル

本論文では、sequential probit model を selection モデルとし、以下の3グループの最小二乗法による推計を行う。検診は通常年度単位で行われるため、年度データのアンバランスパネルデータとした。さらに当該年度(1996年度から2002年度の6年分)について、各サンプルを

(i) 情報が未知の者(検診未受診または、問診表なし)($I_{1i} = 0$)

(ii) 検診を受診し、問診表で喫煙者であると答えた者($I_{1i} = 1, I_{2i} = 0$)

(iii) 検診を受診し、問診表で非喫煙者であると答えた者($I_{1i} = 1, I_{2i} = 1$)

の3グループに分けた。そして、この3グループ間の違いを考慮して、医療費に対する効果を比較した。

(i)に含まれるサンプルについては、喫煙か非喫煙かの情報が得られない。また検診を受診しないという行為自体には、会社の強制に従わない・自分の健康状況を知る機会を失っているなどの、リスクを負っているグループでもある。

(ii)(iii)のグループが、本格的な分析対象となるグループである。かれらが喫煙行動を代えたとき、医療費がどの程度増えるか(または減るか)を推計する。一見(i)を分けることの意味がなさそうだが、そうではない。分けることによって、上で述べたリスクを除いた上で、喫煙行動の変化と医療費の関係を探ることができるのである。

サンプル*i*について、 I_{1i}, I_{2i} はともに観測値であるものとする。Lahiri-Song では、選択モデルを sequential probit model によって(i)(ii)(iii)と同様の3グループに分け、その3グループそれぞれについて、病院に行くか否かのプロビット分析を行っている。本論文では被説明変数が医療費のため、3グループの選択後、それぞれに対してOLS分析を行った。

そのため2つの選択関数を仮定し、ひとつは検診の受診・未受診を決定する関数

$$I_{1i}^* = Z_{1i}\gamma_1 + u_1$$

とした。もうひとつは非喫煙・喫煙者の選択関数であり、これを

$$I_{2i}^* = Z_{2i}\gamma_2 + u_2$$

とした。一方、医療費の関数を

$$Y_i = X_i\beta + \varepsilon_i$$

とする。(以下煩雑になるので、サンプルの添字 i は省略する。)

I_1^*, I_2^* は通常の probit 分析と同様に、指標関数 I_1, I_2 を推計するため選択関数である。

I_1^*, I_2^*, Y はそれぞれ、 Z_{1i}, Z_{2i}, X_i はそれぞれ説明変数ベクトルの線形結合であらわされる

ものとする。また Z_{1i}, Z_{2i}, X_i はすべて非確率変数とする。

u_1, u_2, ε は誤差項を表わし、3変量同時正規分布に従い、平均と分散共分散行列は

$$E \begin{pmatrix} \varepsilon \\ u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} = \mathbf{0}, \text{Var} \begin{pmatrix} \varepsilon \\ u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma^2 & \sigma_{\varepsilon 1} & \sigma_{\varepsilon 2} \\ \sigma_{\varepsilon 1} & 1 & \sigma_{12} \\ \sigma_{\varepsilon 2} & \sigma_{12} & 1 \end{pmatrix}$$

と仮定した。これは一般的な仮定である。

・条件付き期待値

選択関数と truncated normal distribution の形から、 I_1^*, I_2^* それぞれの期待値は

$$E(I_1^*) = Z_1\gamma_1$$

$$E(I_2^* | I_1 = 1) = Z_2\gamma_2 + E(u_2 | -Z_1\gamma_1 < u_1) = Z_2\gamma_2 + \sigma_{12} \frac{\phi(Z_1\gamma_1)}{\Phi(Z_1\gamma_1)}$$

と表される。このとき、それぞれのグループでの医療費の期待値は、条件付き期待値として以下のように表わされる。

(i) 非受診グループ

$$E(Y | I_1 = 0) = X\beta + E(\varepsilon | -Z_1\gamma_1 \geq u_1) = X\beta + \sigma_{12} \frac{-\phi(Z_1\gamma_1)}{1 - \Phi(Z_1\gamma_1)}$$

(ii) 喫煙グループ

$$\begin{aligned} E(Y | I_1 = 1, I_2 = 0) &= X\beta + E(\varepsilon | -Z_1\gamma_1 < u_1, -Z_2\gamma_2 \geq u_2) \\ &= X\beta + \sigma_{\varepsilon 1} \frac{\phi(Z_1\gamma_1)\Phi_1(A_2)}{\Phi_2(Z_1\gamma_1, -Z_2\gamma_2, -\sigma_{12})} + \sigma_{\varepsilon 2} \frac{\phi(Z_2\gamma_2)\Phi_1(A_1)}{\Phi_2(Z_1\gamma_1, -Z_2\gamma_2, -\sigma_{12})} \end{aligned}$$

(iii) 非喫煙グループ

$$\begin{aligned} E(Y | I_1 = 1, I_2 = 1) &= X\beta + E(\varepsilon | -Z_1\gamma_1 < u_1, -Z_2\gamma_2 < u_2) \\ &= X\beta + \sigma_{\varepsilon 1} \frac{\phi(Z_1\gamma_1)\Phi_1(A_2)}{\Phi_2(Z_1\gamma_1, Z_2\gamma_2, \sigma_{12})} + \sigma_{\varepsilon 2} \frac{\phi(Z_2\gamma_2)\Phi_1(A_1)}{\Phi_2(Z_1\gamma_1, Z_2\gamma_2, \sigma_{12})} \end{aligned}$$

$$\text{ただし、} A_1 = \frac{Z_1\gamma_1 - \sigma_{12}Z_2\gamma_2}{\sqrt{1 - \sigma_{12}^2}} \quad A_2 = \frac{Z_2\gamma_2 - \sigma_{12}Z_1\gamma_1}{\sqrt{1 - \sigma_{12}^2}}$$

$\phi(\cdot)$ は標準正規分布の密度関数

$\Phi_1(\cdot)$ は標準正規分布の分布関数

$\Phi_2(X_1, X_2, \rho)$ は、2変量同時正規分布の分布関数で

$$\Phi_2(x_1, x_2, \rho) = \int_{-\infty}^{x_2} \int_{-\infty}^{x_1} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left[-\frac{x_1^2 - 2\rho x_1 x_2 + x_2^2}{2(1-\rho^2)}\right] dx_1 dx_2$$

としている。

従って、新しい誤差項 e_2, v_1, v_2, v_3 を導入して

$$I_1 = Z_1 \gamma_1 + u_1$$

$$I_2 = Z_2 \gamma_2 + \sigma_{12} \alpha + e_2$$

$$Y_n = X_n \beta_n + \sigma_{1n} \lambda_{1n} + v_n$$

$$Y_r = X_r \beta_r + \sigma_{1r} \lambda_{1r} + \sigma_{r2} \lambda_{2r} + v_r$$

$$Y_a = X_a \beta_a + \sigma_{1a} \lambda_{2a} + \sigma_{2a} \lambda_{2a} + v_a$$

の5式が、選択関数及び医療費関数である。ただし、

$$\alpha = \frac{\phi(Z_1 \gamma_1)}{\Phi_1(Z_1 \gamma_1)}$$

$$\lambda_{1n} = -\frac{\phi(Z_1 \gamma_1)}{1 - \Phi_1(Z_1 \gamma_1)}$$

$$\lambda_{1r} = \frac{\phi(Z_1 \gamma_1) \Phi(-A_2)}{\Phi_2(Z_1 \gamma_1, -Z_2 \gamma_2, -\sigma_{12})}$$

$$\lambda_{2r} = \frac{-\phi(Z_2 \gamma_2) \Phi(-A_1)}{\Phi_2(Z_1 \gamma_1, -Z_2 \gamma_2, -\sigma_{12})}$$

$$\lambda_{1a} = \frac{\phi(Z_1 \gamma_1) \Phi(A_2)}{\Phi_2(Z_1 \gamma_1, Z_2 \gamma_2, \sigma_{12})}$$

$$\lambda_{2a} = \frac{\phi(Z_2 \gamma_2) \Phi(A_1)}{\Phi_2(Z_1 \gamma_1, Z_2 \gamma_2, \sigma_{12})}$$

である。

(2-3) 推計方法

推計は two step モデルとして以下の手順で行った。Lahiri-Song では、Full Information Maximum Likelihood も行っている。しかしながら本論文では、今回は近似として two step のみの推計を行った。推計方法は以下のとおりである。

(i) 全サンプルを利用して検診の受診に関するプロビット分析を行う。これにより γ_1 の推定値 $\hat{\gamma}_1$ を求めることができる。

(ii) $Z_1\hat{\gamma}_1$ を計算し、 $\hat{\alpha} = \frac{\phi(Z_1\hat{\gamma}_1)}{\Phi_1(Z_1\hat{\gamma}_1)}$ を求める。

(iii) 検診を受診したサンプルのみから、喫煙の有無に関するプロビット分析を行い、 γ_2 の推定量 $\hat{\gamma}_2$ を求める。選択関数は、

$$I_2 = Z_2\gamma_2 + \sigma_{12}\hat{\alpha} + e_2$$

なので、 $(Z_2 \hat{\alpha})$ を説明変数としたプロビット分析を行う。

(iv) 推計された 3 グループごとに、OLS 推計を行う。推計については、

$$Y_n = X_n\beta_n + \sigma_{1n}\hat{\lambda}_{1n} + v_n$$

$$Y_r = X_r\beta_r + \sigma_{1r}\hat{\lambda}_{1r} + \sigma_{r2}\hat{\lambda}_{2r} + v_r$$

$$Y_a = X_a\beta_a + \sigma_{1a}\hat{\lambda}_{1a} + \sigma_{2a}\hat{\lambda}_{2a} + v_a$$

をそれぞれ利用する。式については上から順に、非受診グループ(n)・喫煙グループ(r)・非喫煙グループ(a)のグループとした。

従って、非受診グループ・喫煙グループ・非喫煙グループのそれぞれの説明変数を

$$(X_n \hat{\lambda}_{1n}) \cdot (X_r \hat{\lambda}_{1r} \hat{\lambda}_{2r}) \cdot (X_a \hat{\lambda}_{1a} \hat{\lambda}_{2a}) \text{ として、それぞれ推計を行う。}$$

(2-4) 内生性について

独立変数の選択については、内生性の問題が生ずる場合がある。この論文の場合、(2-3) の(iii)で推計する喫煙か非喫煙の選択に関しては、自覚症状を独立変数として含めるのが自然である。しかし自覚症状は選択に関して内生性が疑われる。そこで自覚症状に関する 14 種類の質問のダミーについて、Blundell-Smith の方法によって内生性の検定を行った。それによって、胃が不快・げっぷ・いらいらする、の 3 種類のダミー変数が検定をクリアした。実際に、外生変数によってそれらの変数を回帰し、その残差を含めてもう一度プロビット分析を行ったときの尤度と、残差を含めないで推計した尤度と比較して、尤度比検定を行ったところ、統計値は 1.94(自由度 3)であった。自由度 3 のカイ 2 乗分布の上側 10% 点は 6.25 であり、3 つの残差を含めた場合、その 3 つの係数が全て 0 であるという帰無仮説は棄却できない。従って、内生性のテストをクリアしたといえるので、自覚症状としてこの 3 変数を用いた。

[3] 推計結果

(3-1) 選択関数と OLS の結果

表 1 は記述統計量である。年間で一人当たり約 6 万 2 千円の医療費である。女性は全データのうち 12.3% を含み、平均年齢は 42.2 歳である。傷病については呼吸器系が 33.3% を

占めている。表 2 は選択関数に関する 2 段階のプロビット分析の結果である。標準報酬月額(対数)は、1 段階目は正(0.71)で、2 段階目は負(-2.67)で共に有意であった。

表 3・4 は、喫煙グループと非喫煙グループの年度医療費に関する OLS 推計の結果である。この推計のレファレンスグループは、男性・24 歳以下・感染症または寄生虫症である。表 3 と 4 から、女性ダミーは喫煙・非喫煙の両グループとも正であったが、有意ではなかった。表 3 の喫煙者の推計では傷病ダミーはほとんどで有意であり、また年齢階層ダミーについては、40 歳以前では有意ではないが 40 歳以後は全て有意なので、この 40 歳前後に何らかのギャップがありそうである。一方で非喫煙グループについては、年齢ダミーは全て有意ではなかった。素朴に考えた場合には、年齢は関係ダミーの影響はないとも考えられ、また傷病によって年齢の効果が吸収されているとも考えられる。

また表 3 の ram1r と ram2r 、表 4 の ram1a と ram2a はそれぞれ、 $\sigma_{1r}, \sigma_{2r}, \sigma_{1a}, \sigma_{2a}$ の推定値である。

(3-2)シミュレーション

序論にも述べたように、本論文の目的はこのシミュレーション部分にある。上に述べたように表 3 と表 4 の OLS では有意でない変数がいくつかあったが、医療費をより詳しく分けるための関数として考えて、変数を落さず、シミュレーションを行った。その結果は表 5 である。表 5 の数字は、それぞれのグループについて、各自の属性が変わらないことを条件とした場合の、条件付きの外来医療費の期待値である。

表 5 の見方は以下のとおりである。対角部分は、3 つの OLS 推計による、それぞれのグループの平均値である。情報なし・喫煙・非喫煙の 3 グループそれぞれが、年間に使う医療費の平均が、それぞれ 81,760 円・47,670 円・64,140 円であることを示す。非対角部分が、counter-factual simulation である。3 行目 2 列の数字は、仮に非喫煙者が喫煙するようになった場合、外来医療費の期待値は 107,390 円となることを表す。OLS による推計結果の期待値の約 1.67 倍となる。逆に、喫煙者が非喫煙者になった場合の外来医療費の期待値は、55,210 円であり、これは喫煙グループの期待値 47,670 円の約 1.15 倍である。

[4]展望

シミュレーションにおいて、非喫煙者が喫煙者となった場合の医療費が、そうでない場合よりも大きくなることは直感と一致する結果である。非喫煙者が仮に喫煙すると、医療費が約 1.67 倍になり、喫煙者が禁煙すると医療費の期待値が 1.15 倍になることは、被用者本人の場合には喫煙者が非喫煙者より体が頑健であることが予想される。数値については、さらにモデルの精緻化が必要となる。

日本においては一定以上の年齢になると非喫煙者が喫煙を始めることはほとんどない。今回の結果はこれを説明することができる。すなわち、非喫煙者が仮に喫煙を始めた場合、体調が悪くなる(短期的には医療費が上がる)ことを見越して、非喫煙であることを選択し続

けると考えられる。一方喫煙者に関しては、仮に禁煙しても医療費は減らない。平均的にはむしろ増える。そのような健康状態で禁煙するインセンティブは、ないといえる。

所得にあたる標準報酬月額については、プロビット部分では有意であったが医療費の部分では有意ではなかった。所得が高い人は、管理職についているなどの役職が高いことが一般的であり、その場合健康診断を受診しないことは、立場上難しいことが考えられる。健康診断の受診に関して一般職に対しては厳しくないが、管理職は強制的に受診させる機企業もある。これが第1段階目のプロビット推計で、係数が正で有意であったことの理由のひとつと考えられる。第2段階のプロビット推計で、係数が負で有意だったことは、単純考えれば、所得の高い人に喫煙者が多いことを意味する。しかしこの解釈は素朴すぎる。データとして年齢の他に勤続年数があればより分かりやすくなったかもしれない。

また、非説明変数が年度単位の外来医療費であることも重要であろう。今回は短期医療費を対象としたが、入院まで含めればより長期のものも得られる可能性がある。ただし、健康が大きく損なわれると、退職して国民健康保険へ加入ということがありうる。従って、入院・外来とも、企業データによって長期医療費を分析するのは難しいかもしれない。長期医療費の分析については、今後の課題ともいえよう。

参考文献

- Blundell R, Smith R. (1986) "An exogeneity test for a simultaneous equation Tobit model with application to labor supply", *Econometrica* vol 54 679-685
- Lahiri, K. and Song, J. G. (2000) "The effect of smoking on health using a sequential self-selection model", *Health Economics* vol.9 491-511
- Vella F. (1988) "Generating condition expectations from models with selectivity bias", *Economic Letter*, vol 28, 97-103
- Wooldridge, J. M. (2001), *Econometrics of Cross Section Data and Panel Data*
- 泉田 信行(2003)「喫煙が家族の医療需要に対して与える影響について」, mimeo

表1
記述統計量

obs. = 29285

	Variable	Mean	Std. Dev	Min	Max
	年間医療費 (千円)	62.301	200.955	0	8901.89
	標準報酬月額 (対数)	13.043	0.434	11.42954	13.79531
	女性ダミー	12.34%	0.329	0	1
	年齢	42.23	12.243	17	64
自覚症状	胃が不快	2.75%	0.163	0	1
	げっぷ	1.11%	0.105	0	1
	いらいらする	1.45%	0.119	0	1
主傷病	感染症・寄生虫	11.16%	0.315	0	1
	新生物	5.49%	0.228	0	1
	血液・造血器の疾患 並びに免疫障害	0.59%	0.077	0	1
	内分泌、栄養・代謝疾患	5.97%	0.237	0	1
	精神・行動障害	1.85%	0.135	0	1
	神経系の疾患	1.49%	0.121	0	1
	目及び付属器の疾患	16.97%	0.375	0	1
	耳及び乳様突起の疾患	3.40%	0.181	0	1
	循環器系の疾患	11.04%	0.313	0	1
	呼吸器系の疾患	33.31%	0.471	0	1
	消化器系の疾患	12.73%	0.333	0	1
	皮膚・皮下組織の疾患	13.52%	0.342	0	1
	筋骨格系・結合組織の疾患	13.96%	0.347	0	1
	尿路正規系の疾患	5.52%	0.228	0	1
	妊娠、分娩及び産じょく 周産期に発生した病態	0.47%	0.068	0	1
	先天奇形、変形・染色体異常	0.22%	0.047	0	1
	症状、徴候などで他に分類 されていないもの	4.19%	0.200	0	1
	損傷、中毒・その他の 外因の影響	8.49%	0.279	0	1