

厚生科学研究研究費補助金

政策科学推進研究事業

医療費データと接合された検診データ等による
検診の効果分析 (H13-政策-018)

平成13年度 総括・分担研究報告書

主任研究者 小椋 正立

平成14年(2002年)3月

目 次

I. 総括研究報告		
「健康診断の受診行動にかんする計量分析」	-----	1
小椋 正立		
（資料1）「健康診断の受診行動にかんする計量分析」		
（資料2）「健診の効果および受診行動に関する既存研究」		
「既存研究における国民栄養調査使用の動向」		
II. 分担研究報告		
1. 「健康診断の受診と情報としての健康診断の価値」	-----	52
山田 武		
（資料）「健康診断の受診と情報としての健康診断の価値」		
2. 「健康診断の分析の基礎となる患者受診動態の分析」	-----	79
泉田 信行		
（資料1） エピソードベースで測定したパネルデータの属性 と Poisson Regression の推定結果		
（資料2） 「分析に使用する個票データの概要について」		
3. 「喫煙、飲酒など生活習慣間の相関とこの生活 習慣の自覚症状に及ぼす効果の検出」	-----	89
河村 真		
（資料）「喫煙、飲酒など生活習慣間の相関とこの生活習慣 の自覚症状に及ぼす効果の検出」		
4. 「二次予防（定期健康診断と人間ドック）は 医療支出を減らすか」	-----	121
角田 保・鈴木玲子		
（資料）「二次予防（定期健康診断と人間ドック）は医療支出を減らすか」		
III. 研究成果の刊行に関する一覧表	-----	129
IV. 研究成果の刊行物・別刷	-----	129

厚生科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

（総括）研究報告書

医療費データと接合された検診データ等による検診の効果分析

法政大学経済学部教授 小椋正立

要旨：本研究班では健康診断のデータと医療受給データを接続したパネルデータセットを作成し、それを分析することによって、健康診断の効果の分析を行うことを目的とする。本年度は2年計画の初年度として健康診断データ、医療受給データの基礎的な性質を把握することを基本に行った。さらに発展的に、喫煙や飲酒などの危険行動が、一般的な健康指標にどのような影響を及ぼしているかについて、及び健康診断や危険行動と医療費の関係についての関係についても検討を行った。その結果(1)健康診断受診に関して消費者が情報としての価値を見いだしている可能性があること、(2)飲酒・喫煙などの危険行動と自覚症状の間に明瞭な関係が見られること、(3)定期健康診断の受診は、入院外医療費を引き下げる効果を持つこと(4)年齢や給与など定期健康診断の受診率に影響を及ぼす系統的な要因の役割は限られたものに過ぎず、もっぱら個人の健康意識の強弱が受診の有無を決定していることと見られ、定期的に受診している個人の医療費がもっとも低いこと、等が明らかとなった。

分担研究者

泉田信行（国立社会保障・人口問題研究所
研究員）

角田保（大東文化大学経済学部講師）

河村真（法政大学経済学部教授）

鈴木玲子（日本経済研究センター主任研究
員）

山田武（千葉商科大学商経学部助教授）

A. 研究目的

健康診断を受診することにより、生活習慣病の発症を早期に察知し、治療を受ければ、重症化を避けることが可能になり、医療費の適正化に資することが期待できる。また、健康と判断された個人は自らの生活の中から、健康リスクとなる要因を十分に

除去していることについて、不安なく生活できる。これも健康診断事業の効用と言える。

しかしながら、かなりの健康リスクを抱えているにもかかわらず、健康診断の受診を拒否し続けたり、あるいは一次診断の結果に応じた精密検査についても、それを受診しない個人も少なくない。反対に、健康であるとの判定を得ても、なお自分の健康に不安を抱き続けて、医療機関への受診をやめない人もいる。健康診断事業それ自体の意義を確認するだけでなく、医療費適正化の観点からも、これらの要因を除去するためにどのような制度的な誘因を設けるかは、早急に検証すべき重要な課題である。

健康診断事業については他に検討すべき点もある。企業が実施する健康診断により

得られるデータから、こうした健診を従業員が平均的に受診しているのか、受診が関心のある一部の従業員に偏っているのか、また、医療費の高い従業員が受診しているのか、判定結果に対して、企業や従業員は十分に対応しているのか、等について実態は必ずしも明らかではない。

これらの点を明らかにするためには、個人にとって、インプットとしての健康診断の内容に関する情報と、アウトプットとしての医療費の情報が、分析者にもリンクされている必要がある。また、健康水準の変化は長期間にわたって徐々に進むと考えられるため、個人の健康水準、健康診断受診履歴、医療費資源投入量、が長期間にわたって追跡できるデータセットが必要となる。

本研究班では健康診断のデータと医療受給データを接続し、さらにいわゆるパネルデータの形式にしたデータセットを作成し、それを分析することによって、健康診断の効果の分析を行うことを目的とする。

本年度は2年計画の初年度として健康診断データ、医療受給データの基礎的な性質を把握することを基本に行った。さらに発展的に、喫煙や飲酒などの危険行動が、一般的な健康指標にどのような影響を及ぼしているかについて、及び健康診断や危険行動と医療費の関係についての関係についても検討を行った。

B. 研究方法

大別して4種類の方法によって研究を行ってきた。まず、健診の効果と受診に関する先行研究のサーベイを行うことである。

これは本研究の研究方法や問題設定に、先行研究の成果を反映するために必要である。2番目は、健康診断の受診に関する経済理論モデルを構築し、受診行動について経済学的な分析を行い、その含意を検討することである。3番目は、健康保険組合から提供を受けた、健康診断に関するデータと医療費に関する接合データから、健康診断結果と健康水準の関係、健康診断結果と医療費水準の関係について検討を行なうことである。4番目の方法として、とくに生活習慣病と生活習慣の関係に対する健呼応診断のダイナミックな効果を分析するために、公的統計の分析により、国民の健康水準と医療費の関係等に関して健康保険組合データからの結果と比較可能な形の分析を行うことである。

健診の効果と健診受診行動についてと国民栄養調査を用いた先行研究のサーベイについては上山美香研究協力者がこれを実施した。

健康診断受診の経済学的分析については山田武分担研究者が医療需要の古典的なモデルである Grossman (1972) のモデルに健康診断の要素を新たに付与することによってシュミレーションモデルを構築し、分析を行った。

第3の方法についてはに関しては、3つの健康保険組合の健康診断情報及びそれにマッチング可能な医療費の情報について、泉田信行分担研究者および佐藤雅代研究協力者は、それぞれ(1)医療データの分析のために「エピソード」法による構造化をおこなったほか、結合データ相互間のエラーの頻度の分析を行った。河村真分担研究者は(2)健康診断の問診表を用いて自覚症状

の有無と喫煙や飲酒などの危険行動との関連を分析した。角田保分担研究者及び鈴木玲子分担研究者は、共同で(3)一つの企業を選んで、定期健康診断と人間ドックの受診が、医療費に及ぼす効果について、予備的な計量分析を行った。小椋正立主任研究者も同様に一つの企業を選び(4)健保データ、健診判定結果データ、医療費データから、企業が提供している健康診断の受診率に系統的な影響をもたらす要因があるかどうか、一次健診の判定結果と二次検査の受診行動を分析し、さらに健診の受診行動が医療費にどのような影響を及ぼしているかを分析した。

公的統計の分析については、国民栄養調査を利用して分析を行うことを最終的な目標としている。このために、橋本英樹講師（帝京大学医学部講師）、清野富久江氏（厚生労働省健康局生活習慣病対策室）及び吉池信男研究企画・評価主幹（国立健康・栄養研究所）を招聘し健康診断データの医学的な側面からの検討、国民栄養調査の概要、統計的特性について講義を受けた。当該調査については本年度使用申請を行う予定であったが、慎重を期して各氏に情報提供を受け、先行研究サーベイについても広範に行ったため、申請作業は次年度に繰り越すこととした。

C. 研究結果

「健診の効果および受診行動に関する既存研究」および「既存研究における国民栄養調査使用の動向」の2編からなる上山研究協力者の論文は健診の効果分析に関する論文 26 編と国民栄養調査使用にかかる論

文 14 編を要領よくまとめたものである。

「健診の効果」論文においては、先行研究を(1)健診の効果と受診行動の関係、(2)健診の効果分析、(3)健診受診行動の分析、(4)健診受診率上昇のための要因、という切り口で整理している。その結果、先行研究では健診受診行動と医療行為受療行動、保健予防的行動に関連が指摘されていることが明らかとなった。特に、健診受診の決定要因が身体的な状況ではなく、職業(特に職場健診の有無)や生活環境、性別、年齢などによって特徴付けられること、各保健予防的行動には相互に関連があり、健診受診者と未受診者では医療受療行動にも違いが見られること、の2点は重要な指摘である。日常的に健診を受診する人は、日ごろから健康関連情報に敏感であり、健康管理を考えた生活習慣をする傾向にあるのみならず、未受診者に比べて医療受療も多いことが複数の文献で指摘されている。

国民栄養調査に関する既存研究は、大きく、①国民栄養調査成績自体を分析対象とし、そのデータを用いて栄養摂取状況、健康状況などを検討するもの、②国民栄養調査成績から得られた数値をわが国の標準的な栄養摂取・健康状況として、その値を基準値として利用するもの、という2つのタイプにわけられているが、「既存研究」論文で上山は、それをさらに次の4分類に分類し直して分析を行っている。(1)栄養素摂取量を対象とした研究、(2)身体状況・生活習慣を対象とした研究、(3)各調査項目間の関連を分析した研究、(4)国民栄養調査成績を基準値として利用する研究、である。

国民栄養調査を用いた本格的な研究は予想以上に少なく、また、研究テーマには時

代背景の流れに沿った傾向があることが明らかとなった。特に、個票データを用いて、栄養素摂取状況、身体状況、生活習慣に関する豊富な情報を分析した研究が行なわれるようになったのはここ数年のことであり、それ以前の研究は、厚生省が国民栄養調査を集計し報告する『国民栄養の現状』からの国民栄養調査成績を利用したものが大部分を占めていることが明らかとなった。

山田武分担研究者による消費者の健康診断並びに医療機関での受診に関する理論モデル構築は、消費者は健康診断を受診したときの期待効用と、はじめから医療機関で受診するときの期待効用、さらに健康診断も医療機関でも受診しない場合の期待効用を比較して、最も高い期待効用を与える選択肢を選択すると考えることにより経済モデルを構築している。理論的分析では不十分な点について簡単なシミュレーションも行っている。その結果、主要な結論として次のものが得られた。(1)所得が少ない場合や医療サービスの価格が高い場合、健康状態が低下している確率がゼロまたは1に近い場合には健康診断を受診しないことがある。(2)健康診断料よりも初診料が高い場合には、健康診断を受診しない。その結果、健康診断料と初診料の価格比に応じて、健康診断と医療機関での受診の間には代替的な関係が存在する。

データの特性に関して、佐藤雅代研究協力者は健康診断データと医療受給データについてその記述的な特性を包括的に検討した。また、泉田信行分担研究者は医療費データをいわゆる「エピソードデータ」に集約し、医療受診の基礎的な分析を行った。その結果、先行研究において得られてきた

結果と整合的な結果である、(1)男性に比して女性の方がエピソードの発生頻度が高く、(2)40歳を超えるとエピソード数が減少すること、(3)家族の方が本人よりもエピソード数が多いこと、(4)同一世帯の家族構成員数が多いほど個人のエピソード数が増加すること、(5)世帯所得が高いほど個人のエピソード数が多いこと、を示唆する結果を得た。

河村論文は、自覚症状の有無と喫煙や飲酒などの危険行動との関連、について次のような結果を得ている。(1)生活習慣間の相関を見ることにより、非喫煙者に比べ、喫煙者の飲酒の可能性が高い。さらに、喫煙者の中でも、喫煙の頻度が高い者ほど飲酒の頻度が高くなる傾向が認められる。(2)同様に、非喫煙者に比べ、喫煙者は、濃いお茶やコーヒーの飲用の頻度(カフェインの摂取量)が高く、さらに、喫煙者の中でも、喫煙の頻度が高い者は、コーヒー・お茶の飲用の頻度が高まることも認められる。(3)喫煙と飲酒ほど明確な相関ではないが、飲酒の頻度が特に高い者は、コーヒー・お茶の飲用の頻度が飲酒をほとんどしない者に比べ高いことも認められる。(4)自覚症状を訴える可能性に喫煙状況、飲酒状況、コーヒー・お茶の飲用状況など習慣性の強い好意が影響を与えるとする仮説を立て、その効果の有意性を検定した。これによれば、ここで選ばれた「せき、たんが多い」、「胃が不快、痛む、もたれる、はる」、「背中や腰が痛い」、「だるい、疲れやすい、酒に弱くなった」の4自覚症状を訴える可能性に喫煙の状況が有意に正の効果をもたらすことが示された。すなわち、非喫煙に比べ、喫煙、さらに、喫煙の頻度が高いことは、

自覚症状を訴える可能性を高める。(5)さらに、コーヒーやお茶の高頻度の飲用もこれら4つの自覚症状を訴える可能性を高めることも示された。しかし、飲酒の状況は、喫煙の状況と相関が高いため、飲酒の状況がこれら自覚症状を訴える可能性に及ぼす効果を明確に抽出できなかった。(6)年齢、睡眠および食欲の状況の悪化が自覚症状を訴える可能性に及ぼす効果は、記述統計により得られた結果と同様に、正で有意であることも認められた。

健康診断の医療費節約効果について検討した角田保・鈴木玲子両分担研究者の論文は、60ヶ月分のアンバランスなパネルデータを作成した後に、ランダムエフェクトモデルを用いて分析を行っている。個人内の年齢・性別などの属性以外の誤差を、ランダムエフェクトで説明することにより、個人間の誤差を調整した。これにより個人固有の見えない属性をコントロールした。推計する項目については、個人別年月別に、被説明変数は入院外総点数の自然対数とし、説明変数は、年齢・性別・世帯人員数・定期健康診断を受診した月か否か・人間ドックを受診した月か否か、とした。

その結果、定期健康診断を受診し、かつその月に入院外診療を受診した人の医療費を集計すると、その当該月の医療費は、その前後の月よりも高くなっていた。しかし、他の項目でコントロールしてパネル分析を行った結果、定期健康診断を受診することは、医療費を引き下げる効果が見られた。一方、人間ドックについては、逆に引き上げる効果があることがみられた。他の変数の符号は期待通りである。まず年齢が低い方が、入院外医療費が低くなる。また、世

帯人員数が増加すると入院外医療費を引き下げる効果が見られる。これも一般的な結論といえる。

小椋論文では健診データと医療費データから、企業が提供している健康診断の受診率に系統的な影響をもたらす要因を検討している。推定結果によれば、55歳以上の高齢層に低い受診率が見られたが、30歳から54歳までのいわゆる働き盛りについては、小さな差異が見られたに過ぎない。性別や給与による差についても、企業内では、これまでの国保の被保険者や、国民全体を対象とした研究から知られているものよりも、はるかに小さい差しか観察されない。これに対して、転勤や転籍については、明確な影響が見られた。過去の健診の判定結果がどれくらい将来の受診行動に影響を及ぼすかについても、統計的に有意な結果は得られるが、それほど大きなものではない。また、過去半年間に、入院を経験した場合や、投薬を受けた場合には、健康診断の受診率は低下する傾向が見られたが、こうした人は、自分の健康状態について、すでに十分な量の、正確な情報を保有しているためだと考えられる。これに対して、同じ期間の外來医療と受診行動の間に明確な関係は見られなかった。

さらに小椋は健康診断の判定結果を受けた二次検査の設定と受診についても分析した。この点については、既存の研究も同様の結論に達している。つまり企業は特定の重大な健康リスクの可能性のあるものについて二次検査を設定していることが認められるが、それでも年ごとのバラつきが大きく、態勢が安定していない。また従業員は、一次健診の判定結果から重大な健康リスク

の可能性があるものについて、すべてきちんと二次検査を受診しているとは認められない。しかし、この点については、指摘されたリスクについての医療機関での受診・受療の可能性を考慮して、さらに分析を進める必要がある。

小椋はまた医療費との関係についても、5年間、連続して在籍した従業員 2 万人の医療費と健診の受診回数との関係を分析した。それによると、過去のすべての健診の判定結果の情報を利用すると、受診した半期の医療費は受診しない半期に比べて、3600 円ほど安くなる結果が得られた。

D. 考察

これまで費用便益分析の観点から、健康診断の有用性を評価した研究は多い。費用便益分析では社会的な観点から健康診断を評価する。さまざまな形態で政府が補助しているため、政府が関与する事業として健康診断の費用便益分析を実施する意義は大きい。しかし、個人の選択という観点からの評価は十分ではない。費用便益分析では健康診断の成果は患者（あるいは潜在的な患者）を見つけ、死亡率を抑制し、延命することによって評価される。これに対して、個人が健康診断を受診するのは、健康であることを確認するだけでなく、日常生活の中からそれを脅かす要因を除去するためでもある。われわれの研究はこのような個人の選択の効果を念頭においた研究であることが、これまでの研究とは異なる。

先行研究からの含意として、受診率上昇を目的とした研究はいくつか存在するが、その多くは、地域の医療関連インフラと受診率の関係に着目しており、これまでのと

ころ、個別の行動分析と関連付けたものは見当たらない。また、他方では、健診の効果に否定的で、政策としては、むしろ一次予防に資源を投入すべきだとの見解も有力である。どちらのアプローチも、経済学で主流の健康における消費者の主体的な選択を十分に考慮してきたとは言えないのではないだろうか。

したがって、健診が生み出してきた健康リスク情報を、これまで個人がどのように利用し、反応してきたか、その差によってどの程度の健康や医療費に影響が生じてきたのかを明らかにするために、私たちが提供を受けた、健康保険、健康診断、医療レセプト情報を結合したデータセットを用いて、最新の理論モデルと、計量経済学の手法を適用していく必要があることは明らかである。

国民生活基礎調査にかかる研究については、複数年の個票データに基づく詳細な研究結果を蓄積させていくとともに、その他の医療、保健データとリンクさせた分析方法を模索し、とくに幅広い分野で国民栄養調査の持つ豊富な情報を活用していく必要があると考えられる。これまでの研究では健康に関わる行動のうち、医療機関での受診の分析が中心的であったが、健康診断の役割を分析するためには、栄養状況やライフスタイルなどの要因を考慮した研究も不可欠である。

それらを踏まえた本年度のデータ分析等の結果として、(1)健康診断受診に関して消費者が情報としての価値を見いだしている可能性があること、(2)飲酒・喫煙などの危険行動と自覚症状の間に明瞭な関係が見られること、(3)定期健康診断の受診は、入院

外医療費を引き下げる効果を持つこと (4) 年齢、給与など、企業内の定期健康診断の受診率に系統的な差をもたらす要因は存在はするが、その影響力は僅かであり、ほとんどが個人の健康意識の強弱に起因するとみられ、定期的に受診する個人の医療費が目立って低いこと、等が明らかとなった。来年度は本年度得られた研究成果をもとに、理論的・実証的な分析を進める予定である。

E. 結論

先行研究サーベイ、データ分析結果に関する考察結果を踏まえると、次年度は(1)健康保険組合データを用いて、飲酒・喫煙などの危険行動、健康診断受診、医療機関受診に関する総合的な理論的・実証的な分析を行うことが可能であり、有効であること、(2)国民栄養調査等の公式統計を用いた分析を行って健康保険組合データの比較・補完を行う分析を行うべきことが明らかである。

F. 研究発表

無し

G. 知的所有権の取得状況

無し

資料 1 (小椋正立 法政大学経済学部)

「健康診断の受診行動にかんする計量分析」

資料 2 (上山美香 一橋大学大学院経済学研究科)

「健診の効果および受診行動に関する既存研究」

「既存研究における国民栄養調査使用の動向」

「健康診断の受診行動に関する計量経済学分析」

小椋 正立

法政大学経済学部教授

1. はじめに

受診者と非受診者の系統的な異質性

上山の健康診断に関する既存研究のサーベイ論文から明らかなことは、健康診断の効果を計測する場合には、健康診断を受診する人と受診しない人との間に、健康管理や生活習慣に系統的な違いがある可能性が強いため、その違いを調整しなければならないことである。健康診断を受診する人は、受診しない人に比べて、健康に関する知識がより豊富であり、健康管理にもより多くの注意を払う人である。たとえば自分の血圧をチェックし、その結果に応じて食生活を調整する人と、血圧が高くてもこれまでの食生活を変えらる積りの無い人がいるとすれば、健康診断を受診する確率は前者のタイプの方がはるかに高いはずである。前者の方が医療費も低く、寿命も長いとしても、両者の差は健康意識の差に基づくものであり、健康診断の効果であるとは言えない。つまり、後者に健康診断を受診させても、後者が生活態度を変えない限りは、高血圧症の発症を防いだり、遅らせたりすることはできないからである。

したがって、健康診断受診の効果を正確に測定するためには、同じような健康意識の持ち主の間で、健康診断による情報がどれだけ健康に関するリスクを引き下げられるかを計測しなければならない。たとえば、先の例では、自分の血圧が高いことを知っていれば、食塩の摂取量を抑制する行動を取る人が、自分の血圧が高いことを知らないために、従来どおりの食生活を続けることのリスクがどれだけ生涯医療費を引き上げるか、がこれに相当する。

長い間、医療経済学では、健康は学歴と強い正の相関をもっていることが知られてきた(Fuchs)。これは学校教育において健康に関するより正確な情報が伝達される(小椋・鈴木)だけでなく、教育は生活環境や生活習慣と自分の健康との間の因果関係を推論する能力をも涵養するためであろう。このような健康診断の受診行動と受診者系統的な差は、受診コストが高いほど、顕著になると考えられるが、職場で実施される健康診断の場合は、このような異質性はかなり解消されていると考えてよいであろう。第一に、企業は従業員を一定の基準で選択しており、そこには学歴や健康状態も含まれている。第二に、企業側には、できるだけ従業員の受診を奨励するために、受診者のコストを低く抑えるような措置を取る法的な義務がある。第三に、長期雇用制度の下にあるわが国の中規模以上の企業では、従業員の健康診断の受診を奨励することで医療費の抑制を図る、経済的なインセンティブが機能していると考えられる。このため、とくに同一企業内で従業員の健診の受診行動を長期間、分析する場合は、そこには大きな系統的な異質性はないと期待できる。ただ、今

回のデータには学歴や職種が含まれていないため、きめ細かなコントロールができない点は残念である。

2. 職場における健康診断についての予備的な考察

従業員はどれくらい健康診断を受けているのか

企業は毎年1回、従業員が決められた項目の健康診断を受けられる機会を提供する義務がある。しかし、決められた職種を除けば、従業員に健康診断を受診するように強制することはできない。表1は観測期間の5年間に、ある製造業の企業に在籍したことがある約29000人について、健康診断の受診回数の分布を見たものである。観測期間中、一度も健康診断を受診していない従業員は約3600人に上るが、その半数は在籍期数が4期以下の人である。一般にそれぞれの在籍期数に占める未受診者の比率は、1期、2期が60%以上、3期では45%、4期が30%というように、在籍期数が増加するにつれて減少していき、10期は4%である。この反対に、5回以上の検診を受診した従業員の数は1万人を超え、4回以上の受診者数は1万4000人であり、これは在籍者総数の約半分である。観察された5年間に於いて、従業員の在籍期数の分布を見ると、10期が65%、9期が3%、8期が5%と、8期以上で7割以上を占めており、短期在籍者は少数である。平均在籍期数も8期を少し超えたところにある。このような8期以上の在籍者のさらに8割以上の人々が3回以上の検診を受けており、全在籍者の平均受診回数もほとんど3回である。

受診率は一般的にどのような要因に左右されるのか

健康診断の受診率を説明した最近の研究である山田（直）ほか（1999）によれば、受診率に影響を与える要因として、健康資本の賦存量、健康に対するリスク、家計の富、医療サービスの価格、健診のコスト、健康に関する知識などが挙げられている。また、本報告の山田（武）においても、ほぼ同じ要因が受診行動を決定するモデルが提示されている。

性差

しかし、同時に、山田ほかでは、健康診断の受診行動には無視できない性差があって、女性の場合は受診率が低いという結果が示されている。彼らの分析は、私たちのような継続した受診行動の観察に基づいたものではなく、企業に雇用されている女性に分析を限っていないため、私たちの分析結果とは、結論が異なる可能性がある。私たちのデータから受診率の男女差を見ると、表2のようになる。この表を表1と比較すると、在籍期数をコントロールするとあまり顕著な性差はないように見える。たとえば10期すべて在籍した女性は約1650人いたが、そのうちの50%近くが5回の健診を受診しており、4回以上の受診者の合計はやはり7割ちかくに上る。ただ、この期間のすべての女性従業員のうち、10期

すべてに在籍したのは40%に過ぎない。これに対して、男性従業員の場合、その比率は70%を超えている。したがって企業で働く女性の場合、比較的短期の在籍者が多いため、平均的には健診の受診率が低く見える可能性があることになる。

機会費用

また、彼らは、受診の機会費用が高いと受診率は下がることを予想しており、被用者保険と国保の加入者における受診率の格差はそれで説明されると主張している。企業が実施する健康診断の場合、従業員が負担する金銭的費用はほぼゼロと考えられるが、時間費用の問題は残る。たとえば健診のため、午前中の仕事を休めば、その後の仕事のスケジュールに支障が生じると考える場合は、時間費用は高いものになる。したがって、一般的には年齢が上昇すると受診率は上昇するが、機会費用がとくに高い管理職や高賃金の労働者についてはそれが受診率を引き下げることが予想される。したがって賃金水準そのものについては、プラスの所得効果と、マイナスの価格効果をもつので、アプリアリにはその効果がプラスかマイナスかわからないことになる。

医療機関の受診

また健康診断の受診行動について、未だ解決されていない問題のひとつに、医療機関の受診頻度と健康診断の受診頻度との関係がある。クロスセクションデータを用いた老人医療費の研究によって、健康診断の受診率と医療費との間に、マイナスの相関があることが良く知られている。この現象について、第一の解釈は、すでに医療機関に受診している人は、自分の健康状態について必要な情報をすでに保有しているケースが多く、健康診断からとくに新しい情報を得られる可能性が小さいためである、というものである。したがって、両者には負の相関があることが自然である。これに対して、第二の解釈は、クロスセクションで見られる健診受診率と医療費の負の相関は、健康診断の受診率の低さが高い医療費を生み出している、という因果関係を示していると考えられる。健康意識の高い人は、小さな体調の変化があってもすぐに医療機関を受診するが、このような人は当然、健康診断の受診率も高い¹。したがって、この立場にたてば、医療機関の利用頻度が高い人は同時に健康診断の受診率も高い可能性が大きいと考えられる。

健康診断の結果はどのくらい行動に影響を及ぼすのか？

健康診断は治療行為ではないので、それが効果をもつためには、それが受診者の健康状態に関する「ショック」を提供し、受診者がそのショックに対応して、自分の行動を変えることが必要である。前章のサーベイにおいて引用されている、関山らの研究によれば、医療機関受療歴のない健診受診者では、健診結果に異常があった場合でも21.5%しかその

¹健康診断の受診率が低い地域は健康意識が低いいため、生活習慣病の発生を予防できないまま、医療費が高くなっていると考えられる。

後に診療行為を受けていない。全体として健診効果への疑問を提示している山口ほか[1990]においても、健診時にすでに診療行為を受けている人が多数いる一方で、健診で『要精検』とされた人の半数以下しか受診していないことが指摘されている。どちらの側面についても、私たちのデータセットで分析を行うことが可能であると考えられる。

まず、一次検査によって再検査、あるいは医療の必要があると診断された受診者が、二次的な検査を受診したかどうかをチェックするのは簡単である。この点に関する集計結果を表3に示している。観察した5年間に企業が実施した、のべ10万人の健康診断について、二次的な検査が予定されたのが約4千人である。しかし、実際にその人たちが受診したのはその半分弱の1900人強であり、この結果は上の山口ほか(1990)の一般的な健診結果と整合的である。私たちは二次検査の受診・非受診の選択行動についても、次節で詳しく分析する。もっともこの場合、ショックを受けた受診者は、必ずしも指定された健診機関を利用するとは限らず、大病院等、医療機関を利用することも考えられる。したがって、この効果を漏れなく検定するためには、傷病名と初診日を含めた医療機関の受診をも含めたデータセットを作成する必要がある。今回は、医療データについては、半年間の集計による分析だけに止めたため、一次健診の結果を受けて、医療保険を用いて実施された精密検査を追っていない。

第二の検定は、年一回の定期的な検査の受診行動が、何らかの異常の告知によって、どの程度、変化するかを見ることである。たとえばある時点で、健康診断から要観察ないしは、それ以上の警戒信号が得られた場合、少なくともその後の健康診断の受診率が有意に上昇することが不確実性のもとでの合理的な行動であると考えられる。もちろん、この例外として、健康診断の結果を受けて従業員が医療機関に受診し、自分を医療による健康管理の下に置くことが考えられるが、今回はこの可能性を無視して分析を進める。表4はこの点に関する、興味深い集計結果である。表側の三つの変数は、過去の一次健診における判定項目で要経過観察、要再検査、要医療の指摘があったものを1として、それを単純に集計したものである。ただし、同じ項目について何度指摘があっても1として扱っている。この結果によれば、警戒信号数が増えるにしたがって、受診確率が上がっているように見えるのは要経過観察だけであり、要再検査、要医療についてはむしろ非受診の割合が増える傾向さえ窺われる。この結果についても、受診行動の計量分析において、再度、吟味する。

第三の検定は、警戒信号によって、受診者の行動が変化したかどうかに関するものである。これは来年度に取り組む研究課題として、現在、私たちはその枠組みを考えている段階であり、まだあまり具体的なことは言えない。もちろん、私たちのデータセットにはこの点に関する直接的な情報は限られているが、それらを十分に活用して、この問題についても明確な結論を得たいと考えている。なお、これに関連した点として、今年度は、医療費と健康診断の受診行動との関係を表5に示しておく。この表は10期間在籍した人を対象として、5年間の受診回数ごとの医療費(点数)、診療実日数、回数(レセプト数)を入院、

外来、歯科、調剤に分けて計算したものである。数字は各半期ごとの平均値であるから、6か月分の医療費である。これによれば、医療費の合計額では、健診を毎年1回受診している人の医療費がもっとも低く、まったく受診しなかった人よりも3割以上も低い。こうした人について興味深いのは、健診の頻度がより低い人に比べて、外来日数はより多いが、外来医療費はあまり変わらない。また健診を毎年1回受診している人の入院日数は回数がそれ以下の人の半分ちかく、入院費も半分から6割くらいの水準である。さらに受診回数が年1回を超えると、医療費は上昇する傾向があり、とくに8回にはそれが著しいが、これについてはまず、標本数がきわめて小さいことを指摘しなければならない。次に、この8回の内容を見ると、5回を超過する部分の多くは成人健診に加えて人間ドックを受診したケースであり、そこで異常が確認され、その治療のための費用が高い医療費に反映されたものであろう。

3. 健康診断の受診行動に関する計量分析

定式化

私たちはもっとも単純な定式化として、

$$M_i(t) = \beta_1 X_i(t) + \beta_2 Y_i(t) + \beta_3 Z_i(t) + \varepsilon_i(t)$$

あるいは、

$$m_i(t) = \beta_1 X_i(t) + \beta_2 Y_i(t) + \beta_3 Z_i(t) + \varepsilon_i(t)$$

という式を推定した。ここで非説明変数の $M_i(t)$ は第 i 番目の従業員が第 t 期において 1996 年度上期から数えて第 M 回目の健康診断を受診したことを表しており、これに対して、 $m_i(t)$ は第 t 期に健康診断を受診した (=1) か、否か (=0) を表している。説明変数は三つのグループに分かれており、第一グループの $X_i(t)$ は、性別、年齢階層などの個人的な特性を表す諸変数である。第二グループの $Y_i(t)$ は職場における個人の環境を表しており、給与額、累積在籍数、転勤・退職変数のほか、上期か下期か、何年度かを表す変数を含んでいる。第三グループの $Z_i(t)$ は健康状態を表す変数であり、過去の健康診断の結果から得られた個人の健康状態に関する情報や、医療機関への過去の受診などが含まれている。

累積受診回数

まず、最小二乗法によって累積回数を非説明変数として推計した結果を表 6 に示している。累積在籍期数については、それぞれの値ごとにダミー変数を作って説明変数に加えたので、その係数はそれぞれの累積受診回数に対応した平均的な累積受診回数を表している。

これによれば在籍が1期長くなることにより受診回数は0.3から0.4増加するが、累積期数が10に近くなるほど、その幅は0.4に近づいている。

そのほかの変数は、在籍期数に対応しておらず、すべて平均の影響を調整している。まず1996年以前の在籍を考慮して、総在籍年数が5年未満(dzai0)、5年以上10年未満(dzai5)、10年以上20年未満(dzai10)、20年以上の4つに区分し、20年以上をベースとして総在籍年数の影響を見たところ、最初の二つの区分はマイナスの影響を及ぼしている。年齢については、30歳階層をベースとして、20歳と25歳は0.2から0.1ほど累積受診回数が少ないが、35歳から50歳階層までは0.1から0.15ほど累積受診回数率が多い。しかし60歳を超えると累積回数は平均よりもかなり少なくなるようである。また1997年度から2000年度まで、傾向的に受診率は低下している。女性従業員の方が基準よりも0.06回ほど受診回数は多く、また給料が高いほど受診回数は基準よりも下がる傾向にある。また、転勤や転籍をした期は受診率が基準よりも0.2回ほど下がるが、その次の期からは反対に0.9回ほど高くなる。このように健康診断の受診率は、性別、年齢、給与等によって系統的な影響を受けないわけではないが、その大きさはごく限られたものである。

これに対して、過去の検査で要経過観察以上の判定を受けた従業員の受診回数は平均して0.3ないし0.4回多い。さらに、ここではその前期の受診日数を入院(Lk1nissu)、外来(Lk2nissu)、調剤(Lk4nissu)について計算し、説明変数に加えている。その結果によれば、前期の入院と調剤の日数が増えると、受診回数にマイナスの影響を及ぼし、反対に前期の外来日数の増加は、受診回数を増やす結果が得られている。これらの影響は統計的には有意であるが、それぞれの大きさそのものは限られたものである。

受診関数の probit 推定

これに対して、表8は受診するかどうかを同じ変数を用いた probit 関数として推計したものである。在籍何期目かが受診の潜在変数に及ぼす影響は、1期目に比べて2期目は最も小さな値の0.52、3期目は最も大きな値の0.82を示しているが、平均するとほぼ0.7である。下期のダミー変数の係数がマイナス0.8近いので、この会社では、上期に比べて下期に健康診断を受診することはかなり少ない。年齢の影響を見ると、30歳階層をベースとして、20歳階層でマイナス0.1、25歳階層でマイナス0.06であるが、その他の階層では50歳階層まで差は0.01から0.03と非常に小さい。ただし、60歳以上ではマイナス0.6から0.7にも達する。女性については上とは符号が反対で、マイナス0.07となっている。転勤(退職)については、その期の受診に対してマイナスの影響を及ぼしている可能性もあるが、その後の各期について、受診の潜在変数を0.11引き上げている。また1997年以降の各年ダミー変数の係数から判断すると、受診率には、上昇や下降のような一定のトレンドは見られない。

過去の健康診断の判定結果が潜在変数に及ぼす影響については、要観察がプラス0.03、要医療がプラス0.1である。前期の受診日数については外来日数の影響は統計的に有意で

はないが、入院一日につきマイナス 0.006、調剤一日につきマイナス 0.005 となっている。

医療費と健診の受診

上に見たように、わが国の公衆衛生学者の間では、健康診断の受診回数が多い人ほど外来診療の受診回数が多いことから、健康診断は医療費をむしろ増加させる効果を持つ、との小笹ほか（1997）等の仮説に支持が集まっているようである。ここでは単純に職場を通じて提供される健康診断の受診回数の多い人の医療費は、少ない人の医療費に比べて、高いか、安いかを比較することにする。これはかならずしも小笹ほかの仮説そのものを検定していることにはならないが、健康意識の高い人がそうでない人に比べて、より多くの医療資源を消費しているかどうか、という問題に対する一つの分析である。

この問題のために、入院費と外来医療費と調剤費の合計を総医療費 $E_i(t)$ と定義して、

$$E_i(t) = \theta E_i(t-1) + \alpha M_i + \beta_1 X_i(t) + \beta_2 Y_i(t) + \beta_3 Z_i(t)$$

という定式化で推定した。ここで M_i は第 i 番目の人の 5 年間の総受診回数であるが、比較を基準化するために 10 期すべてに在籍した人のみを対象とした。この結果を表 10 に示している。これによれば、前期の医療費の 43% が今期に引き継がれるが、健診の総回数が 1 回増えるごとに、医療費は半期あたり 2570 円安くなる。年齢ダミー、年次ダミー、判定結果ダミーとも、比較的リーズナブルな結果である。

さらに、

$$E_i(t) = \theta E_i(t-1) + \alpha m_i(t) + \beta_1 X_i(t) + \beta_2 Y_i(t) + \beta_3 Z_i(t) + u_i(t)$$

という定式化で推定した結果を表 11 に示している。ここで $m_i(t)$ は健診の受診の代理変数であり、 t 期にこの個人が健康診断を受診すれば 1、受診しなかったら 0 の値をとる。この結果によれば、やはり前期の医療費の 43% が今期に引き継がれるが、受診した期の医療費は 3580 円安くなっている。その他の結果についてもほとんど変わっていない。

4. 結論

ここでは、まず、ある大企業の健診データと医療費データから、企業が提供している健康診断の受診率に系統的な影響をもたらす要因があるかどうかを探った。年齢については、若年層や高齢層に低い受診率が見られたが、30 歳から 54 歳までのいわゆる働き盛りについては、小さな差異が見られたに過ぎない。性別の差についても、給与の差についても、

企業内では、これまで知られていたものよりもはるかに小さい差しか観察されない。これに対して、転勤や転籍については、明確な影響が見られた。

また、健診の判定結果がどれくらい受診行動を変えているかについても、統計的に有意な結果は得られるが、それほど大きなものではない。一次健診で、なんらかの異常の可能性がある場合に、二次検査が予定されるかどうかについては、一応、明確なルールが機能していることが窺われるが、年によってそれが設定されるかどうかのバラつきが大きく、かならずしもその体制が整備されているのではないようである。さらに従業員が二次検査を受診するかどうかについては、かなり曖昧な結果である。つまり重大な健康リスクの可能性のあるものについて、受診率が高い結果とはなっていない。

健康診断は比較的健康的な人に対して行われ、その結果により医療資源の消費を奨励するために、健康診断が医療費を押し上げるとの有力な見解が公衆衛生学者の間にはあるが、データから見る限り、この点に関する因果関係はもう少し複雑である。健診の受診回数が多い人については、外来医療の利用回数が多いことが知られているが、外来医療費そのものは健診の受診回数の少ない人に比べて、高くはない。また、年1回の健診を受診するひとについては、入院医療費は非常に安い。健康状態を健診の判定結果でコントロールして、医療費を比較すると、健診の受診回数1回あたり半期3600円ちかく医療費が安くなっている。この結果には、健診の結果を受けて、医療機関に受診した場合のコストもふくまれている。

このように、健診が過剰な医療資源の消費を助長しているかどうかを判断するためには、さらにきめ細かな分析が必要である。これまでのところ、一般論としては、健診を受診する人は健康意識が高く、正確な情報を得ることによって、自分の健康をより効率よく管理できる、という仮説を棄却することはできない結果となっている。

参考文献（上山論文を参照）

上山美香（2002）「健診の効果および受診行動に関する既存研究」（資料）

小椋・鈴木(1993)「わが国戦後期(1950年から1965年)における乳児死亡率の低下」『日米医療システムの比較研究』総合研究開発機構(NIRA)

表1 在期数と受診回数の分布(全数)

在期数	健診受診回数										Total	
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9		
1	421	304	0	0	0	0	0	0	0	0	0	725
2	612	335	4	0	0	0	0	0	0	0	0	951
3	506	406	192	11	0	0	0	0	0	0	0	1115
4	440	619	336	25	5	0	0	0	0	0	0	1425
5	218	270	148	131	24	0	0	0	0	0	0	791
6	240	282	425	570	67	8	0	0	0	0	0	1592
7	156	143	168	309	234	42	5	0	0	0	0	1057
8	125	130	210	600	376	100	13	0	0	0	0	1554
9	57	60	127	187	311	171	31	7	0	0	0	951
10	811	717	990	2224	3875	7339	3023	203	10	1	1	19193
合計	3586	3266	2600	4057	4892	7660	3072	210	10	1	1	29354
割合	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	Total	
1	0.581	0.419	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
2	0.644	0.352	0.004	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
3	0.454	0.364	0.172	0.010	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
4	0.309	0.434	0.236	0.018	0.004	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
5	0.276	0.341	0.187	0.166	0.030	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
6	0.151	0.177	0.267	0.358	0.042	0.005	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
7	0.148	0.135	0.159	0.292	0.221	0.040	0.005	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
8	0.080	0.084	0.135	0.386	0.242	0.064	0.008	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
9	0.060	0.063	0.134	0.197	0.327	0.180	0.033	0.007	0.000	0.000	0.000	1.000
10	0.042	0.037	0.052	0.116	0.202	0.382	0.158	0.011	0.001	0.000	0.000	1.000
シェア	0.122	0.111	0.089	0.138	0.167	0.261	0.105	0.007	0.000	0.000	0.000	1.000

表2 在期数と受診回数の分布(女性)

在期数	健診受診回数										Total
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
1	169	102	0	0	0	0	0	0	0	0	271
2	189	121	0	0	0	0	0	0	0	0	310
3	136	152	51	3	0	0	0	0	0	0	342
4	96	166	118	8	0	0	0	0	0	0	388
5	40	50	64	43	3	0	0	0	0	0	200
6	67	58	100	129	10	1	0	0	0	0	365
7	35	34	30	65	50	8	0	0	0	0	222
8	22	20	39	77	75	22	0	0	0	0	255
9	9	8	16	23	55	17	2	0	0	0	130
10	72	70	80	149	353	780	138	5	0	0	1647
Total	835	781	498	497	546	828	140	5	0	0	4130
zaiki	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	Total
1	0.624	0.376	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
2	0.610	0.390	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
3	0.398	0.444	0.149	0.009	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
4	0.247	0.428	0.304	0.021	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
5	0.200	0.250	0.320	0.215	0.015	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
6	0.184	0.159	0.274	0.353	0.027	0.003	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
7	0.158	0.153	0.135	0.293	0.225	0.036	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
8	0.086	0.078	0.153	0.302	0.294	0.086	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
9	0.069	0.062	0.123	0.177	0.423	0.131	0.015	0.000	0.000	0.000	1.000
10	0.044	0.043	0.049	0.090	0.214	0.474	0.084	0.003	0.000	0.000	1.000
Total	0.202	0.189	0.121	0.120	0.132	0.200	0.034	0.001	0.000	0.000	1.000