

医療サービスと予防行動の実証分析*

——外来受診・健康診断・労働安全衛生法——

澤野 孝一朗**

1. はじめに

日本では、国民の健康増進の観点から、国民全員をカバーする健康診断制度が用意されている。この健康診断制度は、乳幼児健診から老人保健健診まで、人生の各ステージに応じて多種多様な健康診断が実施されている。本稿では、特に学校を卒業して社会生活を送るようになる壮年期に注目して、職場健診と呼ばれる健康診断制度が、外来医療サービス需要とどのような関係を持っているのかを、実証的に明らかにしようと考えている。

職場健診とは、労働安全衛生法（労安法）に基づいて実施される労働者の健康保持増進政策の一つである。壮年期においては、その対象者以外は、地方自治体等が実施する地域健診対象者となるが、その両者の健康診断制度は次の2点で大きく異なっている。第1の相違は、定期的な健康診断の実施が強制であるか任意であるかの点である。労安法に基づく健康診断は、労働者保護行政の一環として実施されるため、その実施に関する裁量的な選択の余地はない。しかし地域健診は、住民サービスの一環として実施される側面があり、その定期的な実施体制は必ずしも一律であるとは言えない。このように職場健診対象者は、常に健康診断の定期的な受診の機会が提供されている点に特徴がある。

第2の相違は、健康診断の診断結果に基づいて実施される健康保持増進措置に関する点であ

* 本稿は、日本経済学会・春季大会（小樽商科大学）、第3回医療経済学研究会議（キャンパスプラザ京都）での報告に基づくものである。本稿の作成において、井伊雅子（一橋大学）、岩本康志（東京大学）、大竹文雄（大阪大学）、小椋正立（法政大学）、熊谷成将（近畿大学）、島崎麻子（東京大学大学院）、鈴木亘（東京学芸大学）、瀬岡吉彦（大阪経済大学）、西村周三（京都大学）、宮良いずみ（大阪大学大学院）、山田直志（筑波大学）の各氏、学会・セミナーの参加者より有益なコメントを頂いた。また本稿の分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター SSJ データアーカイブから「健康と医療に関する調査1988」（生命保険文化センター）の個票データの提供を受けました。ここに記して、感謝いたします。なお本稿中の誤りについては、すべて筆者の責にあります。

** 名古屋市立大学大学院経済学研究科

〒467-8501 愛知県名古屋市瑞穂区瑞穂町字山の畑1

Tel : 052-872-5754, Fax : 052-871-9429,

Email:sawano@econ.nagoya-cu.ac.jp

る。労安法では、健康診断の結果、労働者の健康を保持するために必要があると認めるときには、就業場所の変更、作業の転換、労働時間の短縮等の措置を講じなければならないと定めている。さらに企業等が労働者の健康を保持増進する積極的措置（福利厚生）も規定されており、労安法は単に健康診断を実施するのみならず、その診断結果をもとに総合的な健康保持増進措置を図っている。地域健診には、このような総合的な措置は含まれておらず、職場健診と異なる相違点の一つである。本稿では、これらの特徴を持つ職場健診を労安法による健康診断サービスと定義し、その特徴を外来医療サービス需要格差の観点から、比較検討しようと考えている。

本稿の分析から得られた点を要約すると、次のとおりである。はじめに単純な外来医療サービス需要に関するモデルを提示し、労安法による健康診断サービスと外来医療サービス需要との関係を明らかにする。次に生命保険文化センターが1988年に実施した『健康と医療に関する調査』データを利用して、外来医療サービス需要関数を推定した。推定方法は、第1段階目に受診するか否かを選択し（受診選択）、第2段階目にサービス量を選択する（サービス量選択）Two Part Modelである。分析結果から、男性については労安法適用者でありかつ健診受診習慣を持つ者は、それ以外の者よりも外来サービス量が少なく、女性については職域や地域に関わらず健診受診習慣を持つ者は、健診受診習慣を持たない者より外来受診確率が高いことがわかった。この強制検査の意義を明らかにする必要性は、早くに地主〔19〕が指摘していたテーマである。本稿の分析結果は、日本のデータを利用して、強制検査の効果に関する一側面を明らかにしている。

以下2節では、健康診断に関する先行研究についてまとめ、3節では労安法による健康診断サービスを明示的に考慮したモデルを提示する。4節では、本稿で採用する推定方法とその意味について、5節ではその推定結果を報告している。最後6節では、本稿の結論の要約と今後の課題について述べている。

2. 先行研究

本節では、日本における健康診断制度とその先行研究を紹介する。はじめに近年における健康診断に関する政策的動向を説明する。次に、本稿が注目する労働安全衛生法に基づく健康診断サービスの特徴について整理する。最後は、健康診断と医療サービスの関係に関する先行研究の概要をまとめている。

近年における健康診断に関する政策的動向

日本では、国民の健康増進の観点から、国民全員をカバーする健康診断制度が準備されてい

る。まず乳幼児については、地方自治体や保健所がその健康診断を実施する（乳幼児健診）。学校教育法に定められる教育機関に通う学生については、学校が健康診断を実施する（学校健診）。学校を卒業して社会生活を送るようになる壮年期になると、一定規模の企業等で働く労働者である場合には職場が実施する健康診断（職場健診）を、それ以外の場合には主に地方自治体が発行する健康診断（地域健診）を受診することとなる。最後に高齢期になると老人保健法で定められる健康診断（老人健診）を受診することができる。これら健康診断について、学校健診と職場健診は法定事項の強制健診制度であるが、それ以外は任意健診である。ただし乳幼児健診はその両親が自発的に受診する誘因があるため健診受診率は高いが、地域健診や老人健診は各個人の意向が反映されるため、その健診受診率は地域間で大幅なばらつきを持っている。すなわち壮年期においては、職場健診による強制健診制度が適用されている人と、地域健診による任意健診制度が適用されている人が混在している。

これら日本の健康診断制度に関して、近年の政策的動向は次のとおりである。職場健診については、2004年8月を目的に検査項目の基準統一を図り、その検査履歴を蓄積し、健康手帳等の交付により、労働者の健康管理を実施して医療費削減を目指すとしている（日本経済新聞、2003年3月24日、朝刊.）。また高齢者医療を担う新保険制度では、組合健保や国保が実施する生活習慣病対策などの予防対策評価を行い、その結果を保険料に反映させる仕組みが提案されている（日本経済新聞、2004年5月14日、朝刊.）。さらに厚生労働省は、2003年の健康増進法施行に呼応して、各個人について一生涯の健康診断データの蓄積を行い、生活習慣病対策を実施することを企図している（日本経済新聞、2004年3月27日、夕刊.）。このため健康診断データの統一的管理基準を策定し、蓄積された情報を記録する生涯健康手帳を交付し、それらのデータを参照して、その比較検討と健康指導を行うとしている。

労働安全衛生法による健康診断サービスの特徴

先の議論で示されたように、壮年期においては職場健診による強制健診制度と地域健診による任意健診制度が適用される人が混在している。このように壮年期における健康診断には強制と任意の相違が存在するが、両者の相違はそれだけに留まらない。職場健診は、労働安全衛生法（以下、略称して労安法）に基づいて実施される。以下では、労安法の健康診断に関する規定を明示的に考慮して、職場健診の内容や実施体制（健康診断サービス）が地域健診とどのように異なるかを明らかにする。

労安法では、「第7章 健康の保持増進のための措置」として健康診断の実施を定めている（第66条）。この規定では、事業主は、労働者に対して、医師による健康診断を行わなければならないとされ、健康診断の結果、労働者の健康を保持するために必要があると認めるときには、就業場所の変更、作業の転換、労働時間の短縮等の措置を講じなければならないと定めている。

さらに病者の就業禁止（第 68 条）、健康教育等の実施（第 69 条）、体育会活動等の便宜供与（第 70 条）、健康増進のための指針公表（第 70 条の 2）、国の援助（第 71 条）が措置されている。このように労安法では、単に健康診断を実施するのみならず、その診断結果をもとに総合的な健康保持増進措置が図られている。このような仕組みは地域健診にはなく、大きな内容の相違となっている。以下では、職場健診とそれに附随する健康保持増進措置をまとめて、健康診断サービスと呼ぶこととする。

また職場健診と地域健診では、その実施体制にも大幅な相違が存在する。労働安全衛生法施行規則では、健康診断の実施体制の細則を定めており、事業主は、常時雇用する労働者に対し、1 年以内ごとに 1 回、定期に、医師による健康診断を行わなければならないとしている（規則第 44 条）。また事業主は、健康診断の結果に基づき、健康診断個人票を作成し、これを 5 年間保存しなければならないと定められている（規則第 51 条）。このように 1 年以内の定期の健康診断の実施やその記録の経年的保存は、地域健診にはない仕組みである。このような実施体制の違いも、職場健診と地域健診の相違となっている¹⁾。

先行研究—健康診断と医療サービス—

健康診断と医療サービスの関係については、従来から多くの議論が行われてきた。地主〔19〕は、健康診断を念頭においた予防医療の理論的分析を行った。その政策的含意に関して、(1)保険と予防医療、(2)予防的検査の信頼性、(3)強制検査の一般化についての議論を行っている。特に強制検査の一般化について、アメリカの実例をもとにして、検査を受けたグループと検査を受けないグループの間には、喪失労働日数・臥床日数で比較しても有意な差が見られないことが報告されている²⁾。

健康診断に関する数量的な評価研究は、市川〔10, 11, 12〕、辻〔23〕、田中・三上〔21〕が代表的である。市川〔11〕は、健康管理政策についての包括的な費用便益分析を行い、健康管

1) 近年、自殺や過労死の急増や時代の変化を受けて、労安法による健康診断制度は再び注目されている。まず職場健診において異常が発見され、再健診の必要があるとされた場合、その 2 次健診の費用を労災保険から給付する制度が検討されていた（日本経済新聞、2000 年 1 月 26 日、朝刊）。また自殺や過労死対策として、職場健診に加え企業独自の社員健康確保策が施されている例もある（日本経済新聞、2004 年 5 月 5 日、朝刊）。さらに職場健診はがん発見を想定していないが、近年のがん早期発見の必要性の高まりから、企業が独自に職場健診の補完的機能としてがん検診を実施している例もある（日本経済新聞、2004 年 7 月 19 日、朝刊）。このように労働者の健康管理には多くの努力が払われている一方、その健康情報の取扱についての問題が少なからず存在する。厚生労働省は、労働者の法定外健康情報について、収集時に本人の同意を得ることを義務づける労安法の改正を検討している（日本経済新聞、2004 年 5 月 10 日、夕刊）。

2) その理由として、異常が発見されても、さらに医師の診断を受けるなど、次の行動に移ることなく放置されている場合が多いことや、異常を発見されることによって、かえって自分の健康についての自信を喪失し、これが健康の悪化を招く可能性があることを指摘している。

理の実施は国民医療費ベースで約1兆4,039億円(1977年)の医療費節約,健康管理費用は約8,939億円(1977年)であるとして,その費用便益比は1.57であり,健康管理は費用対効果が高いことを明らかにしている³⁾.辻〔23〕は,ある組合健保の実績を利用して,受療率変化率と健康診断開始後年数,医療費変化率と健康診断開始後年数の関係について,明らかにしている.田中・三上〔21〕は,勤労者家計の消費行動に注目し,保健医療支出に代表されるヘルスサービスの決定要因について分析している.

最後は,健康診断と医療サービスの関係に関する実証分析についてである⁴⁾.大竹〔13〕は,国民健康保険の地域間医療費格差に関して,健診受診率の高さは外来医療費を節約する側面を持つことを明らかにした.渡辺・大日〔28〕,渡辺〔27〕は,がん検診と外来治療の有無を分析し,外来治療ががん検診と補完的な関係にあることを示した.山田〔25〕,小椋,他〔14〕は,職場健診受診の選択関数を考え,外来医療サービスとは補完的な関係を,入院医療サービスとは代替的な関係を持つことを示している.また山田〔26〕は,日本の健康診断の受診には機会費用の格差が存在することを利用して,2段階最小二乗法(操作変数法:IV)を利用した分析を行い,健康診断の受診は入院確率を低め,平均入院期間を短くすることを明らかにした.

本稿では,地主〔19〕が指摘した強制検査のテーマについて,労安法による健康診断サービスを利用して,その意義を明らかにしようと考えている.そして山田〔26〕,山田〔25〕,小椋,他〔14〕で明らかにされた職場健診の意義に関して,追加的な議論を行おうと考えている.

3. モデル

本節では,外来医療サービス需要の決定において,労安法による健康診断がどのような役割を果たすのかを説明しようと考えている.いまある消費者は,健康消費財 h とその他の合成財 x から効用を得ており,その限界効用はプラスかつ逓減する準凹関数性を持つものと仮定する.ここで健康消費財 h は,外来医療サービス量 q と労安法による健康診断サービス e の2つの投入要素から生み出されると考え,その関数関係は $h=h(q, e)$ で表現できるものとする⁵⁾.このとき以下なる消費者の効用関数を定義することができる.

$$v(q, x; e) = u(h(q, e), x) \quad (1)$$

次に消費者の直面する予算制約式について考える.所得はある定額所得 y ,医療サービス価格は p ,合成財価格は基準化価格1とすると,予算制約式は以下のとおりである.

3) 市川〔10〕は,健康づくり運動の成果を国民医療費ベースの医療費節約額で測定しており,約1兆4,400億円(1977年)であるとしている.また市川〔12〕では,市川〔11〕の推計の基礎となる健康管理政策の概要をまとめている.

4) その他に予防行動のサーベイとして, Kenkel〔4〕がある.

5) 澤野〔16〕では,外来医療サービス量と余暇時間の関係で定式化して同様の分析を行っている.

$$pq+x=y \quad (2)$$

この消費者は、(2)式の制約のもとで(1)式で示される効用水準が最大になるような外来医療サービス量 q とその他の合成財 x を選択しようと考えている。この効用最大化問題を解くと、以下なる外来医療サービス需要関数を導出することができる。

$$q=q(p, y; e) \quad (3)$$

ここで労安法による健康診断サービスについて明示的に考える。労安法による健康診断サービスは、原則として労安法で定められる労働者であることを条件として提供されるサービスである。このため消費者の間には、この条件を満たす者と満たさない者が存在する。いま労安法による健康診断サービス対象者である場合は1、そうでない場合には0となる労安法変数 e^i を定義する。この労安法変数を健康診断サービス e と置き換えて、(3)式の外来医療サービス需要関数を1次項まわりで線形近似すると、以下の線形需要関数を導出することができる。

$$q=a_0+a_1p+a_2y+a_3e^i+\varepsilon \quad (4)$$

いま ε は正規分布を仮定した誤差項である。(4)式において、本稿が最も注目すべき係数は、労安法変数の係数 a_3 の統計的有意性とその符号条件である。仮に労安法による健康診断サービスが、消費者の外来医療サービス需要と何らかの関係を有していれば、 a_3 は統計的有意な係数となる。そして労安法による健康診断サービスが外来医療サービスと代替的な関係にあればマイナスの符号を、補完的な関係にあればプラスの符号を取ることが予想できる。本稿では、この労安法による健康診断サービスと外来医療サービスの関係を明らかにしようと考えている。

4. 推定方法

本節では、推定モデルと分析方法について説明する。以下では、はじめに本稿の分析で利用する生命保険文化センターの『健康と医療に関する調査』データの特性について紹介し、その後本稿の分析で利用する推定モデルと推定方法について説明する。最後は、変数名の定義とデータの特定化に関する説明を行っている。

データ：『健康と医療に関する調査』

本稿で利用するデータは、生命保険文化センターが1988年9月～10月にかけて行った『健康と医療に関する調査』から得られたものである。調査対象は、20歳以上70歳未満の男女個人である。調査地域は、全国200地点であり、サンプル抽出は層化二段無作為抽出にて行っている。調査方法は、調査員による面接聴取法を採用している。サンプル数は3000人、有効回収数2263人で、有効回収率は75.4%であった。

表1 医療サービス需要とサンプル特性

	受診確率（受療率）		自己負担額（千円）	
	本調査	患者調査（厚生省）	本調査	家計調査（総務庁）
入院診療	0.055	0.010	121.048	10.611
外来診療	0.326	0.052	10.109	10.897

注1) 自己負担額は一人あたり年額表示であるが、入院診療の自己負担額のみ世帯あたり年額である。

注2) 患者調査（厚生省）の入院受療率と外来受療率は、昭和62（1987）年調査の20歳以上70歳未満の患者数を利用して求めている。

注3) 家計調査（総務庁統計局）の入院診療と外来診療の自己負担額は、昭和63（1988）年調査の入院料と診察代を利用して求めている。

表1は、『健康と医療に関する調査』のサンプル特性について、まとめたものである。一般に医療サービスの需要においては、第1段階目に受診する否かの決定（受診確率）を行い、第2段階目に需要量（支出額）の選択を行うプロセスで見ることができる。はじめに表の左側の欄は、受診確率について、本サンプルと『昭和62（1987）年患者調査』（厚生省）の受療率を比較したものである。表の上段の入院診療について、下段は外来診療について見たものである。本サンプルの受診確率は、両者とも高めの値を取っている。『患者調査』（厚生省）の受療率は、10月の調査時点患者数が人口数に占める割合として求められる。一方、本サンプルの受診確率は、過去1年間に受診した人が調査対象者に占める割合である。相違の一部は、上記のデータ調査方法と定義の違いによるものと考えられる。

次に表の右側の欄は、支出額（自己負担額）について、本サンプルと『昭和63（1988）年家計調査年報』（総務庁統計局）の支出額と比較したものである。表の上段は入院診療についてのものであり、『家計調査年報』（総務庁統計局）の支出額は「世帯あたり入院料」を利用している。『家計調査年報』（総務庁統計局）は、家計があたかも平均的に入院医療サービスを利用した場合、支出すると考えられる金額を求めている。しかし本サンプルの支出額は、入院診療を利用した人に関する平均支出額を掲載している。相違の原因は、この定義の違いによる所が大きい。

最後は、表の下段の外来診療についてである。外来診療の一人あたり自己負担額は、入院診療とは異なり、非常に類似した金額となっている。『家計調査年報』（総務庁統計局）では、子供や老人を含む全世帯員の平均値の「一人あたり診察代」を利用している。本サンプルの支出額は、外来診療を利用した人に関する平均支出額である。これより『家計調査年報』（総務庁統計局）の「診察代」は、非常に適切に日本の外来医療サービスに関する動向を表しているものと考えられる。

表2 サンプル特性—労安法と健診受診習慣—

	健診受診習慣 あり	健診受診習慣 なし
労安法 (職場健診機会)	「労安法・健診グループ」	「労安法・未健診グループ」
労安法以外 (地域健診機会)	「地域・健診グループ」	「地域・未健診グループ」

推定モデルと推定方法

推定モデルは、(4)式で示される線形需要関数がある基本形である。しかし労安法に基づく一連の措置は、健康診断サービスの機会提供であり、その対象者が実際にその機会を活用しているか否かは自明ではない⁶⁾。本稿では、労安法適用の有無に関する医療サービス需要格差を観察するのではなく、労安法による健康診断サービスの有無が医療サービス需要とどのような関係を持つのかを明らかにしたいと考えている。すなわち労安法適用であってかつ健康診断を受診している人が、それ以外の人々とどのように異なるのかを数量的に表現しようと考えている。以下では、この比較を行うための推定モデルを説明することとする。

表2は、本稿で利用するデータである『健康と医療に関する調査』に関して、そのサンプル特性をまとめたものである。表の第1行目には、健康診断の受診機会に関する相違を示しており、全サンプルは職場健診機会を示す「労安法」と地域健診機会を示す「労安法以外」に分類できることを示している。表の第1列目には、調査対象者における健診受診習慣の有無を示しており、全サンプルは健診受診習慣を持つと回答した「あり」と健診受診習慣を持たないと回答した「なし」に分類できることを示している。この両特性の分類を利用すると、全サンプルは次なる4つにグループ化できることがわかる。そのグループとは、(1)労安法適用であり健診受診習慣を持つグループ(労安法・健診グループ)、(2)労安法適用であるが健診受診習慣を持たないグループ(労安法・未健診グループ)、(3)労安法適用外であるが健診受診習慣を持つグループ(地域・健診グループ)、(4)労安法適用外であり健診受診習慣を持たないグループ(地域・未健診グループ)の4つである。本稿では、「労安法・健診グループ」として示される労安法適用で健診受診習慣を持つグループが、それ以外のグループとどのように異なるのかを、医療サービス需要の観点から明らかしようと考えている。

いま調査対象者が健診受診習慣を持つ場合には1、それ以外の場合には0を取る変数を健診

6) Yamada and Yamada [8], 山田 [26] は、日本の健康診断の受診選択に関する決定要因を分析し、健康診断コストがその重要な要因になっていることを示した。山田 [23], 小椋, 他 [15] は、職場健診受診の選択関数を考え、外来医療サービスとは補完的な関係を、入院医療サービスとは代替的な関係を持つことを明らかにした。澤野・大竹 [17] は、先行研究を利用して、これら予防行動としての健康診断の側面とその特徴を明らかにしている。

受診習慣変数 f と定義する。このとき (4) 式を修正した線形需要関数は、以下のとおりである。

$$q = a_{10} + a_{11}p + a_{12}y + a_{13}f + a_{14}e^I * f + \varepsilon \quad (5)$$

ここで労安法変数 e^I と健診受診習慣変数 f のクロス項 $e^I * f$ は、当該サンプルが労安法適用で健診受診習慣を持つグループ (表 2 の「労安法・健診グループ」) に属していることを示す変数である。すなわちその係数 a_{14} は、労安法適用で健診受診習慣を持つグループとそれ以外のグループ間における医療サービス需要格差を示している。本稿では、この係数 a_{14} を中心的に観察しようと考えている。

本稿が推定する関数は、外来医療サービス需要関数である。一般に医療サービスには外来診療・入院診療・歯科診療の 3 つのタイプがあるが、本稿では分析対象を健康診断との代替性が強いと考えられる外来医療サービスに限定する。また医療サービス需要関数推定では、(1)受診するか否かの受診確率選択、(2)受診決定後のサービス量選択に分離して推定する Two Part Model が望ましいと考えられている (Duan, et. al [1], Hurd and McGarry [2], Ten-Wei Hu et al [7])。このため (5) 式の推定においても、Two Part Model を採用する。第 1 段階である外来受療選択については、過去 1 年間に病院や診療所に行った場合 (入院を除く) を 1、それ以外の場合には 0 を取る選択としてプロビット推定を、第 2 段階の外来サービス量については、過去 1 年間に支払った自己負担額を利用して OLS 推定を行うこととする。さらに Sindelar [5, 6] が医療サービス需要関数の推定において男女別で行うことの望ましさを主張したことを考慮して、(5) 式を男女別の需要関数で推定する。

変数名の定義とデータの特定化

表 3 は変数名とその定義についてまとめている。まず主要な説明変数である医療サービス価格は医療保険制度の外来自己負担率⁷⁾、所得には個人や世帯の所得と金融資産を利用した。労安法による健康診断サービスの有無を示す変数 (労安法変数) は、労安法適用者である「民間企業の管理職」「民間企業の従業員」「公務員」の場合を 1、それ以外の場合は 0 となる労安法ダミー変数として作成した⁸⁾。健診受診習慣変数の作成方法は、次のとおりである。『健康と医療に関する調査』では「あなたは、ここにあげる生活習慣について健康のために日頃の程度努力されていますか。それぞれについてお答えください」として聞かれている。回答は、「I.

7) 調査時点 (1988 年 9 月) での自己負担率は、次のとおりである。外来診療は、健保 (船員・共済)・本人が 10%、それ以外が 30% である。入院診療は、健保 (船員・共済)・本人が 10%、健保 (船員・共済)・家族が 20%、それ以外が 30% である。

8) 労働安全衛生法は、民間企業労働者 (労働基準法で定める労働者) が全部適用、地方公務員 (地方公務員法で定める職員) が一部適用、国家公務員 (国家公務員法で定める職員) が適用除外 (一般職) と一部適用 (公営企業などの一般職以外) であるが、これらの情報は利用できないため、これらの職域を労安法適用と定義する。

表3 変数名とその定義

変数名	定義
食習慣	食習慣に気をつけている場合1, それ以外の場合には0を取るダミー変数
休養	休養の努力に気をつけている場合1, それ以外の場合には0を取るダミー変数
非飲酒	飲酒しない場合1, それ以外の場合には0を取るダミー変数
非喫煙	喫煙しない場合1, それ以外の場合には0を取るダミー変数
健康診断	定期的な健診を受けている場合1, それ以外の場合には0を取るダミー変数
運動習慣	運動習慣がある場合1, それ以外の場合には0を取るダミー変数
労安法	民間企業のサラリーマン・公務員の場合1, それ以外の場合には0を取るダミー変数
余暇制約	民間企業のサラリーマンの場合1, それ以外の場合には0を取るダミー変数
営業職	民間企業で営業職の場合1, それ以外の場合には0を取るダミー変数
配偶者	配偶者がいる場合1, それ以外の場合0を取るダミー変数
年齢	実年齢(歳)
学歴	短大もしくは大学を卒業している場合1, それ以外の場合には0を取るダミー変数
就労	就労している場合1, それ以外の場合0を取るダミー変数
持家	持家がある場合1, それ以外の場合0を取るダミー変数
本人収入	本人の年収額(百万円, 10カテゴリーの各中位数)
世帯収入	世帯の年収額(百万円, 8カテゴリーの各中位数)
金融資産1	金融資産500万以上1000万円未満の場合1取るダミー変数
金融資産2	金融資産1000万以上3000万円未満の場合1取るダミー変数
金融資産3	金融資産3000万以上の場合1取るダミー変数
外来負担率	加入する医療保険の自己負担率(外来)

表4 記述統計量

変数名	男性		女性	
	Mean	Std Dev	Mean	Std Dev
食習慣	0.734	0.443	0.827	0.379
休養	0.763	0.426	0.820	0.385
非飲酒	0.243	0.430	0.676	0.469
非喫煙	0.410	0.493	0.817	0.388
健康診断	0.740	0.440	0.644	0.480
運動習慣	0.376	0.486	0.302	0.460
労安法	0.566	0.497	0.198	0.399
余暇制約	0.462	0.500	0.147	0.355
営業職	0.058	0.234	0.004	0.060
配偶者	0.908	0.291	0.856	0.352
年齢	48.069	13.269	46.090	13.222
学歴	0.306	0.462	0.140	0.348
就労	0.844	0.364	0.522	0.500
持家	0.769	0.423	0.773	0.419
本人収入	3.705	3.413	0.906	1.530
世帯収入	4.798	4.491	3.935	4.209
金融資産1	0.110	0.314	0.133	0.340
金融資産2	0.156	0.364	0.076	0.265
金融資産3	0.040	0.198	0.022	0.146
外来負担率	0.190	0.100	0.263	0.078

努めてそうしている, II. なるべくそうしている, III. あまりそうしていない, IV. まったくそうしていない, V. 酒(たばこ)はのまない, VI. わからない」の選択肢から選ばれている。本稿では、「IV. まったくそうしていない」と「III. あまりそうしていない」を基準にして、「II. なるべくそうしている」か「I. 努めてそうしている」と回答した場合1として、健診受診習慣ダミー変数を作成している。その他に外来医療サービス需要に影響を与える要因として、健診受診習慣以外の生活習慣である食習慣・休養・非飲酒・非喫煙・運動習慣、余暇制約や配偶者の有無・職種(営業職)などのライフ・スタイル要因、その他の個人属性のデータ(年齢・学歴・就労の有無・持家の有無)を推定に利用している。これらの変数に関して、表4にその記述統計量をまとめている。

5. 推定結果

表5はTwo Part Modelにおける第1段階の選択を示す外来受診確率に関する推定結果、表6は第2段階の選択を示す外来医療サービス量に関する推定結果である。表5と表6の左側の欄は、男性サンプルの推定結果について、右側の欄は女性サンプルの推定結果について示されている。以下では、外来受診確率と外来サービス量について、労安法適用で健診受診習慣を持つグループ(労安法・健診グループ)とそれ以外のグループ間における格差を観察してゆくこととする。

労安法による健康診断サービスの効果

表5の外来受診確率に関する推定結果から分かることは、次のとおりである。男性サンプルについては、「労安法*健康診断」の係数は統計的に有意でない。また女性サンプルについても「労安法*健康診断」の係数は統計的に有意でない。つまり表2において「労安法・健診グループ」で示されるグループと、それ以外のグループの間には、外来受診確率に関して男女とも格差がないことを示している。すなわち外来受診確率に関しては、労安法による健康診断サービス固有の効果というものは、数量的には観察されないことになる。

しかし女性サンプルにおいては、(5)式の健康診断変数 f である「健康診断」変数が統計的に有意である。表2においては、「労安法・健診グループ」と「地域・健診グループ」の合計グループと、「労安法・未健診グループ」と「地域・未健診グループ」の合計グループの格差を示す変数である。つまり女性に関しては、職場健診か地域健診に関わらず健診受診習慣を持つグループは、持たないグループよりも外来受診確率が高いことを示している(補完的關係)。

表6の外来サービス量に関する推定結果から分かることは、次のとおりである。男性サンプルについては、「労安法*健康診断」の係数は統計的に有意である。しかし女性サンプルでは、

表5 外来医療サービス需要関数推定

(外来受診確率・Two Partモデル)

変数名	男性サンプル			女性サンプル		
	限界効果	t-statistic	P-value	限界効果	t-statistic	P-value
定数項	-0.1881	-1.8334 *	[.067]	-0.2863	-2.2179 **	[.027]
健康診断	0.0330	0.7077	[.479]	0.1042	3.2444 ***	[.001]
労安法*健康診断	0.0465	0.8506	[.395]	-0.0482	-0.6853	[.493]
食習慣	-0.0201	-0.2297	[.818]	-0.0440	-0.5229	[.601]
食習慣*営業職	0.0685	0.6914	[.489]	-0.0633	-0.3155	[.752]
食習慣*配偶者	0.0762	0.8284	[.407]	0.0821	0.8909	[.373]
休養	0.0366	0.7604	[.447]	-0.0449	-1.1002	[.271]
休養*余暇制約	-0.0908	-1.7458 *	[.081]	0.0660	1.0293	[.303]
非飲酒	-0.0594	-0.5719	[.567]	-0.1199	-1.2838	[.199]
非飲酒*配偶者	0.1015	0.9128	[.361]	0.0619	0.6127	[.540]
非喫煙	0.1064	1.1319	[.258]	0.0979	0.9163	[.360]
非喫煙*営業職	-0.0644	-0.4406	[.659]			
非喫煙*配偶者	-0.0474	-0.4712	[.637]	-0.0806	-0.6955	[.487]
運動習慣	-0.0724	-1.6230	[.105]	-0.0143	-0.4274	[.669]
運動習慣*余暇制約	0.0097	0.1534	[.878]	-0.0714	-0.8414	[.400]
年齢/100	0.1284	0.8521	[.394]	0.4097	3.2816 ***	[.001]
配偶者	0.0384	0.5089	[.611]	-0.0630	-0.5406	[.589]
学歴	0.0370	0.9752	[.329]	-0.0205	-0.4983	[.618]
就労	-0.0694	-1.3076	[.191]	-0.0182	-0.5762	[.564]
持家	0.0106	0.2846	[.776]	0.0256	0.7619	[.446]
本人収入	-0.0056	-0.7059	[.480]	0.0106	1.0418	[.298]
世帯収入	-0.0073	-1.3684	[.171]	-0.0047	-1.1637	[.245]
金融資産1	-0.0190	-0.3973	[.691]	0.0630	1.3635	[.173]
金融資産2	0.1107	2.0607 **	[.039]	0.0002	0.0035	[.997]
金融資産3	0.0699	0.7629	[.446]	-0.1098	-1.2399	[.215]
外来負担率	-0.2821	-1.4762	[.140]	0.0586	0.2450	[.806]
サンプル数	948			1191		
変数平均	0.3154			0.3678		
対数尤度	-568.758			-763.271		

注1) ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準でパラメーターが有意であることを示す。

注2) 受療選択は外来を受診するか否かであり、外来受診の場合1を取る変数である。

注3) 変数平均は、各推定における被説明変数の平均値である。

「労安法*健康診断」の係数は統計的に有意でない。このことは、表2において「労安法・健診グループ」で示されるグループと、それ以外のグループの間には、外来サービス量に関して、男性についてのみ格差が存在していることを示している。

この男性サンプルに関する推定結果は、(5)式におけると労安法変数 e^l と健診受診習慣変数 f のクロス項 $e^l * f$ に関する係数 a_{14} が、マイナス (-12.064) となることを示している。このことは表2において「労安法・健診グループ」で示されるグループは、それ以外のグループよ

表6 外来医療サービス需要関数推定

(外来サービス量・Two Partモデル)

変数名	男性サンプル			女性サンプル		
	係数	t-statistic	P-value	係数	t-statistic	P-value
定数項	-25.252	-1.438	[.153]	59.742	2.503 **	[.013]
健康診断	7.162	1.196	[.234]	8.087	1.388	[.166]
労安法*健康診断	-12.064	-1.774 *	[.078]	4.789	0.382	[.703]
食習慣	26.412	1.724 *	[.087]	8.628	0.510	[.611]
食習慣*営業職	-8.883	-0.756	[.451]	0.223	0.005	[.996]
食習慣*配偶者	-19.825	-1.278	[.203]	-4.632	-0.256	[.798]
休養	-8.119	-1.396	[.165]	-4.054	-0.571	[.568]
休養*余暇制約	0.744	0.115	[.908]	-9.121	-0.867	[.387]
非飲酒	-14.284	-1.010	[.314]	-20.123	-1.333	[.184]
非飲酒*配偶者	11.647	0.780	[.437]	17.789	1.087	[.278]
非喫煙	19.189	1.561	[.121]	-70.415	-4.229 ***	[.000]
非喫煙*営業職	-2.240	-0.143	[.886]			
非喫煙*配偶者	-18.491	-1.435	[.153]	64.370	3.470 ***	[.001]
運動習慣	-2.197	-0.429	[.669]	-6.686	-1.167	[.244]
運動習慣*余暇制約	6.791	0.885	[.377]	-2.238	-0.154	[.878]
年齢/100	37.710	2.011 **	[.046]	0.585	2.663 ***	[.008]
配偶者	14.210	0.894	[.373]	-78.178	-3.619 ***	[.000]
学歴	5.025	1.057	[.292]	4.010	0.493	[.623]
就労	-5.638	-0.883	[.379]	-5.343	-0.947	[.345]
持家	4.440	0.965	[.336]	10.124	1.608	[.109]
本人収入	2.317	2.473 **	[.015]	-2.248	-1.093	[.276]
世帯収入	-0.281	-0.409	[.683]	0.121	0.173	[.863]
金融資産1	-4.073	-0.699	[.486]	-4.684	-0.624	[.533]
金融資産2	-9.123	-1.651	[.101]	0.648	0.066	[.947]
金融資産3	46.631	4.017 ***	[.000]	0.093	0.005	[.996]
外来負担率	15.588	0.607	[.545]	20.168	0.415	[.679]
サンプル数	173			278		
変数平均	16.179			16.730		
標準誤差	22.473			39.317		
調整済決定係数	0.337			0.123		
対数尤度	-769.819			-1402.090		

注1) ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準でパラメーターが有意であることを示す。

注2) 変数平均は、各推定における被説明変数の平均のことであり、外来サービス量の単位は千円である。

注3) 決定係数は、自由度調整済を利用している。

りも外来サービス量が少ないことを示している(代替的關係)。すなわち男性についてのみ、外来サービス量の少なさという意味で、労安法による健康診断サービス固有の効果が数量的に現れている。

このように男性の外来サービス量について、労安法による健康診断サービスの効果が観察された理由は、本稿の分析内では説明することができない。しかしこの結果に関して、次なる2点の解釈が可能である。第1は、男女差に関するものである。表5の外来受診確率推定におい

て、男性の健診受診習慣は統計的な関係を持たないが、女性は補完的な関係を持つことを示していた。これは健康診断を受診し、その診断結果を手にした場合、女性は医療機関にかかる傾向があるが、男性はそうではないことを示している。これまで外来受診における時間的機会費用に関する研究から、男性は女性より時間的機会費用が高く、受診抑制の一因となっていることが明らかにされている（田中・西村〔20〕、小椋〔14〕、知野〔22〕）。すなわちこの結果は、男性が健康診断を受診した結果、医療機関にかかった方が良い場合においても、外来受診の時間的機会費用の大きさから受診を控える場合があることを示唆している。

第2は、男性の外来受診確率と外来サービス量に関する結果の相違に関するものである。まず外来受診確率推定の結果から、男性は健康診断を受けて診断結果を受け取ったとしても、自発的には医療機関にかからないことが言える。しかし診断結果を分析した産業医や企業等の労務管理部門等による強い勧めによって、はじめに配置転換や労働時間の短縮等の措置（労安法による健康保持増進措置）が講じられ、その後に医療機関にかかる場合が考えられる。いま健康財生産（健康回復）の投入要素は、外来医療サービスと余暇時間である場合を考える（澤野〔16〕）。労働強度の緩和や労働時間短縮は、投入要素である余暇時間の増加と同じであるので、代替的な関係を持つ外来医療サービス需要は低下する。すなわち労安法による健康保持増進措置の実施が、健康財生産（健康回復）において余暇時間という要素を追加的に投入することになり、結果として外来サービス量の低下を招くことが予想される。

もちろんこれらの解釈は、あくまでも推論に過ぎない。この解釈の妥当性を判断するには、労働者本人の健康診断や医療受診に関するプロフィールが必要である。西村〔24〕も指摘しているように、予防行動評価のためにはデータベース整備が不可欠であるが、この点に関する日本の遅れは非常に大きい。今後、厚生労働省の企図する生涯健康手帳計画と合わせ、この点に関する研究環境整備の進展が期待されている。

今後に残された課題⁹⁾

本稿では、職場健診と地域健診の相違を、外来医療サービス需要格差の点から比較検討した。しかし本稿の分析に残された課題は、決して少なくない。以下では、今後の課題としてその問題点の整理と議論を行うこととする。

本稿の分析では、職場健診としての労安法による健康診断サービス対象者とそれ以外の人（地域健診対象者）の比較を行っている。しかし労安法は、健康診断サービス以外にも労働者保護を目的にした多岐にわたる法制度であり、労安法ダミー変数にはそれらの効果が含まれている

9) 以下の議論は、第3回医療経済学研究会議（キャンパスプラザ京都）における質疑を中心にまとめられている。岩本康志（東京大学）、小椋正立（法政大学）、鈴木亘（東京学芸大学）、西村周三（京都大学）、山田直志（筑波大学）の各氏より詳細なコメントを頂いた。ここに記して感謝いたします。

ことを排除することができない。また比較対象とした地域健診にも、地方自治体が実施するもの、国民健康保険組合が実施するもの、老人保健法に基づいて実施するもの、地域医療機関が自発的に実施するものと多岐にわたり、その実施体制と内容は一律ではない。これらの要因を明示的に考慮していない本稿の分析は、あくまでも労安法による健康診断サービスの持つある一面のみを明らかにしたとしか言えないであろう。これらの問題点を解決するには、第2節で述べられた健康診断基準の統一と、個人の健康診断情報の統一的管理を行い、その情報をこの種の政策評価研究に活用してゆく必要があると言える。

次に個人の健康診断に関する意志決定の問題である。本稿では、アンケート調査項目を直接に利用したため、個人の健診受診は嗜好やその地域的習慣から規定される生活習慣であると定義して分析を行った。この点に関して、2点の問題点が残されている。第1は、アンケート調査固有の問題であり、果たしてアンケート調査対象者が質問に対して、正確に回答しているか否かの問題があることである。これは嘘の回答をするか否かという問題があることに加え、健康な人は楽観的な回答を、健康でない人は悲観的な回答を明記してしまうデータ・バイアスの問題が存在するためである。この点は、今後医療や健康に関するアンケート調査設計を行う場合に、十分に注意されなければならないものと考えられる。

第2は、健康診断の受診決定と医療サービス間にある内生性の問題である。本稿では、労安法による健康診断サービスの有無という制度間格差の比較を行い、個人の健康診断受診に関する意志決定の点は明示的に分析を行わなかった。仮にこの点の分析を行うとするのならば、外来医療サービスと健康診断受診の同時選択問題を考え、両関数の識別問題を解決しなければならない。しかし外来医療サービスと健康診断受診は同じような要因が影響するため、それぞれに独立に影響を与える要因を見つけ、関数を統計的に識別するのは難しい(澤野・大竹 [18])。この点は、近年に Kenkel [3], Yamada and Yamada [8], 山田 [26], 井伊・大日 [9], 渡辺・大日 [28], 渡辺 [27], 澤野・大竹 [17] と健康診断の受診選択に関する研究成果が蓄積されてきており、今後解決が期待される最大の問題であると考えられる。

6. 結 論

この論文の目的は、医療サービスと予防行動の一つである健康診断との関係を実証的に明らかにすることであった。日本では、学校卒業後から老人保健適用前の期間である壮年期に、職域を中心とした健康診断(職場健診)と、地域を中心とした健康診断(地域健診)を受診する機会がある。職場健診は、労働安全衛生法(労安法)により定められる制度であり、地域健診には含まれない多くの措置が実施されている。これらの措置を含んだ職場健診を労働安全衛生法による健康診断サービスと呼び、その特徴を外来医療サービス需要の側面から分析した。本稿の分析から、男性については労安法適用者でありかつ健診受診習慣を持つ者は、それ以外の

者よりも外来サービス量が少なく、女性については職域や地域に関わらず健診受診習慣を持つ者は、健診受診習慣を持たない者よりも外来受診確率が高いことがわかった。したがって労安法の健康診断サービスは、男女間で異なる効果を持つことが分かった。

最後は、医療サービスと予防行動研究に関する今後の課題についてである。従来、このテーマは重要性が指摘されながらも、利用可能なデータの制約によって、十分な研究が行うことができなかった。近年では、これらの問題意識を受けて、個人パネル・データ等の整備が進められてきており、今後の研究進捗が期待される。しかし本稿の議論でも述べられているように、調査データが政策評価に利用しやすいものとなっているか否は自明ではない。多額の費用と多大な労力をかけてデータ収集を行う以上、何を評価してゆくのかを念頭に置いた調査項目設定とデータ収集は、必要不可欠な視点であると考えられる。特に医療サービスと予防行動の関係を明らかにするには、各個人の直面する制度間格差の正確な情報記録と、医療サービスと予防行動を統計的に識別できる要因を明示的に設定しておくことが重要である。今後、これらの問題点を念頭においた調査設計やデータ収集が行われることが必要であると考えられる。

参考文献

- [1] Duan, N. et. al., A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 1, No. 2, 1983, pp. 115-126.
- [2] Hurd, M. and K. McGarry., Medical Insurance and the Use of Health Care Services By the Elderly, *Journal of Health Economics*, Vol. 16, 1997, pp. 129-154.
- [3] Kenkel, D. S., The Demand for preventive medical care, *Applied Economics*, Vol. 26, 1994, pp. 313-325.
- [4] Kenkel, D. S., Prevention, in A. J. Culyer and J. P. Newhouse eds., *Handbook of Health Economics*, Vol. 1, Elsevier Science, 2000, pp. 1675-1720.
- [5] Sindelar, J. L., Differential Use of Medical Care by Sex, *Journal of Political Economy*, Vol. 90, No. 5, 1982, pp. 1003-1019.
- [6] Sindelar, J. L., Behaviorally Caused Loss of Health and the Use of Medical Care., *Economic Inquiry*, Vol. 20, 1982, pp. 458-471.
- [7] Ten-Wei Hu, et. al., The Effects of Economic Reform on Health Insurance And the Financial Burden for Urban Workers in China, *Health Economics*, Vol. 8, 1999, pp. 309-321.
- [8] Yamada, T. and T. Yamada., Differentials in the Demand for Health Check-up, *The Quarterly of Social Security Research*, Vol. 36, No. 3, 2000, pp. 391-422.
- [9] 井伊雅子・大日康史, 「第9章 予防行動の分析」, 井伊雅子・大日康史著『医療サービス需要の経済分析』, 日本経済新聞社, 2002年, pp. 173-194.
- [10] 市川洋, 「健康づくり運動の効果と測定」, 『季刊社会保障研究』, 第15号2巻, 1979年, pp. 21-30.
- [11] 市川洋, 「健康管理の費用と効果」, 『季刊社会保障研究』, 第16号1巻, 1980年, pp. 81-96.
- [12] 市川洋, 「健康管理の医療費に与える影響」, 『健康保険』, 第34号3巻, 1980年, pp. 12-25.
- [13] 大竹文雄, 『国民健康保険における地域間格差に関する調査報告書』, 大阪地域医療研究会, 1990年.
- [14] 小椋正立, 「第8章 医療需要の価格弾力性に関する予備的考察」, 金森久雄・伊部英男編『高齢化社会の経済学』, 東京大学出版会, 1990年.

- pp. 189-220.
- [15] 小椋正立, 他, 「職場における健康診断と医療機関の受診に関する分析—高血圧症のケース」, 『日本経済研究』, 第 49 号, 2004 年, pp. 117-139.
- [16] 澤野孝一朗, 「勤労者福祉と労働時間規制—時短政策が外来診療に与えた影響—」, 『日本労働研究雑誌』, 第 502 号, 2002 年, pp. 47-59.
- [17] 澤野孝一朗・大竹文雄, 「予防行動における医療保険の役割—喫煙情報の経済学的価値」, 『医療経済研究』, 第 13 号, 2003 年, pp. 5-21.
- [18] 澤野孝一朗・大竹文雄, 「医療サービスと予防行動に関する研究サーベイ—予防政策評価のための一試論—」, 『医療経済研究』, 第 15 号, 2004 年, pp. 37-49.
- [19] 地主重美, 「予防医療の経済分析」, 『季刊社会保障研究』, 第 16 号 1 巻, 1980 年, pp. 77-80.
- [20] 田中滋・西村万里子, 「人的資本理論に基づく医療需要の経済分析」, 『季刊社会保障研究』, 第 20 号 1 巻, 1984 年, pp. 67-80.
- [21] 田中滋・三上美美子, 「勤労者家計における保健医療費支出と診療代支出の動向—年間収入階級別および勤務先企業規模別の分析」, 『季刊社会保障研究』, 第 16 号 1 巻, 1980 年, pp. 97-111.
- [22] 知野哲郎, 「タイムコストと受診行動—わが国における医療機関選択の考察」, 『医療と社会』, 第 4 号 1 巻, 1994 年, pp. 1-25.
- [23] 辻正重, 「医療政策検討用シミュレーターの開発」, 『季刊社会保障研究』, 第 16 号 1 巻, 1980 年, pp. 65-76.
- [24] 西村周三, 「医療経済学とはどんな学問か?」, 『ESP』, 第 12 月号, 2002 年, pp. 34-37.
- [25] 山田武, 「健康診断の受診と情報としての健康診断の価値」, 『医療と社会』, 第 13 号 1 巻, 2003 年, pp. 39-52.
- [26] 山田直志, 「第 5 章 健康診断の需要と不確実性」, 小椋正立・デービットワイズ編『日米比較医療制度改革』, 日本経済新聞社, 2002 年, pp. 161-200.
- [27] 渡辺励, 「がん検診受診行動に関する要因分析」, 『医療と社会』, 第 13 号 2 巻, 2003 年, pp. 113-132.
- [28] 渡辺励・大日康史, 「第 3 章 がん検診の経済分析」, 大日康史編著『健康経済学』, 東洋経済新報社, 2003 年, pp. 93-124.

(2005 年 5 月 20 日受領)