

表 10-1 累積医療支出の分布

	1年	2年	3年	4年	5年	10年	15年	20年	25年	30年	35年	39年
1分位	0%	0%	0%	0%	0%	1%	2%	2%	3%	3%	3%	3%
2分位	0%	1%	1%	1%	2%	3%	4%	5%	5%	5%	5%	5%
3分位	0%	2%	2%	3%	4%	5%	5%	6%	6%	6%	6%	6%
4分位	2%	3%	4%	5%	5%	6%	7%	7%	7%	7%	7%	7%
5分位	3%	4%	5%	7%	7%	7%	8%	8%	8%	8%	8%	8%
6分位	4%	6%	8%	9%	9%	9%	9%	9%	9%	9%	10%	10%
7分位	7%	9%	10%	10%	10%	11%	11%	11%	11%	11%	11%	11%
8分位	9%	12%	13%	12%	13%	13%	13%	13%	13%	13%	13%	13%
9分位	17%	16%	18%	18%	18%	17%	16%	16%	16%	15%	15%	15%
10分位	58%	46%	38%	33%	32%	28%	26%	24%	23%	22%	21%	21%

図表 10-2 分位別平均累積医療支出 (単位千円)

	1年	2年	3年	4年	5年	10年	15年	20年	25年	30年	35年	39年
1分位	0	0	1	2	6	57	157	303	481	723	1041	1368
2分位	0	8	18	29	47	191	382	619	881	1218	1666	2135
3分位	1	24	36	67	86	270	502	783	1091	1488	2012	2566
4分位	9	35	55	97	121	338	610	934	1282	1735	2328	2969
5分位	15	47	82	134	157	410	722	1089	1483	1988	2657	3386
6分位	23	67	119	175	204	490	849	1262	1707	2264	3017	3848
7分位	33	97	161	204	235	590	1002	1472	1971	2595	3445	4380
8分位	45	127	195	243	299	723	1207	1751	2313	3021	3988	5045
9分位	85	166	278	358	405	937	1535	2178	2837	3646	4760	5999
10分位	290	490	590	657	739	1567	2406	3288	4157	5216	6678	8358
平均値	50	106	154	197	230	557	937	1368	1820	2389	3159	4005

## 厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

### （分担）研究報告書

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

分担研究者 山田武 千葉商科大学

#### 研究要旨

ある大企業の健康保険組合の20歳から59歳の男性加入者2767人を対象とした支払い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使って、医療サービス需要と健康診断需要について推定した。推定結果の符号は予想とおおむね一致し、健康の不確実性は医療サービス需要と健康診断需要に正の影響をもつ。ただし、健康の不確実性は医療サービスの受診行動には影響を与えているが、健康の不確実性が健康診断受診に与える影響は非常に限定的であった。従来の研究では年齢ダミーや既往歴などが健康の指標となってきた。（平均的な）健康の指標だけを利用するのは、健康の分散を無視して意思決定する個人を想定していることになる。しかし、推定結果は平均的な健康だけでなく、健康の分散も考慮して消費者が行動することを示している。

#### A.研究目的

本論文の目的は、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することにある。

Grossmanモデルの健康資本の考え方に従えば、消費者は確実な健康資本を所与として医療サービスや消費を選択する。しかし、実際の消費者は確実な健康資本知っているだけでなく、健康資本の不確実性に直面する。消費者は不確実な健康資本のもとで医療サービスと消費を決定しなければならないのである。たとえば、Dardanoni and Wagstaff(1990)が示したように、健康資本の期待値の減少やリスク（分散）の増加は医療需要を増加させる。一方、健康資本の期待値が同じであれば、健康資本のリスク（分散）が大きいほど健康診断の価値は高まると考えられる。健康のリスクが大きいことによってリスクプレミアムが増加するならば、相対的に正確な健康状態を知ることの価値が高まるからである。もっとも、健

康の期待値の低下は健康診断の価値を低めるだろう。なぜならはじめから病気とわかっているのであれば健康診断を受ける必要はないからである。

#### B.研究方法

ある大企業の健康保険組合の20歳から59歳の男性加入者2767人を対象とした支払い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使って、医療サービス需要と健康診断需要について推定した。健康の不確実性を実証分析に取り入れるためには健康の不確実性の代理変数が必要である。ここでは、健康の期待値の代理変数として期待健康日数、健康の分散の代理変数として月当たりの受診日数の1回の差分の標準誤差を採用した。

#### C.研究結果

推定した結果は、予想とおおむね一致する。健康の不確実性は医療サービスの受診行動に

は影響を与えているが、健康の不確実性が健康診断受診に与える影響は非常に限定的であった。

#### D. 考察

従来の研究では年齢ダミーや既往歴などが健康の指標となってきた。(平均的な)健康の指標だけを利用するのは、健康の分散を無視して意思決定する個人を想定していることになる。しかし、推定結果は平均的な健康だけでなく、健康の分散も考慮して消費者が行動することを示している。

#### E. 結論

本論文の目的は、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することにある。従来の研究では年齢ダミーや既往歴などが健康の指標となってきた。(平均的な)健康の指標だけを利用するのは、健康の分散を無視して意思決定する個人を想定していることになる。しかし、推定結果は平均的な健康だけでなく、健康の分散も考慮して消費者が行動することを示している。

#### F. 研究発表

2004年日本経済学会秋期大会

#### G. 知的所有権の取得状況

なし

資料 山田 武 (千葉商科大学)

「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」

## 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

山田武

千葉商科大学商経学部

### 1 はじめに

本論文の目的は、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することにある。従来理論的な分析では医療費や健康の不確実性が明示的に取り入れられてきた。しかし、実証分析では健康の不確実性は十分には考慮されてこなかった。健康状態が考慮される場合では、消費者は確実な健康状態を知っていることを前提として分析されることも多い。しかし、実際の消費者は確実な健康状態を知っているわけではなく、健康状態の確率分布を知っているにすぎないと考えられる。したがって、消費者は健康の不確実性のもとで医療サービスや消費の意志決定をしなければならない。

消費者は健康診断を通じてより確実な健康状態を把握することもできる。消費者は健康診断を通じて健康についてより確実な情報を得て意志決定するか、それとも健康の不確実性のもとで意志決定するかを選択することができる。政府の健康政策である健康21では生活習慣病をターゲットとした各種の政策や目標が策定されているが、生活習慣病のなかには深刻な自覚症状をとまわずに病状が深刻化する疾病も含まれる。特に自覚症状が明確ではない生活習慣病の場合、健康診断は健康の不確実性に関する情報を消費者に供給すると考えられる。最近の健康診断では生活習慣病を意識して、生活習慣病関連の指標が多く含まれている。

Grossman モデルの健康資本の考え方に従えば、消費者は確実な健康資本を所与として医療サービスや消費を選択する。しかし、実際の消費者は確実な健康資本知っているわけではなく、健康資本の不確実性に直面する。消費者は不確実な健康資本のもとで医療サービスと消費を決定しなければならないのである。たとえば、Dardanoni and Wagstaff (1990) が示したように、健康資本の期待値の減少やリスク（分散）の増加は医療需要を増加させる。一方、健康資本の期待値が同じであれば、健康資本のリスク（分散）が大きいほど健康診断の価値は高まると考えられる。健康のリスクが大きいことによってリスクプレミアムが増加するならば、相対的に正確な健康状態を知ることの価値が高まるからである。もっとも、健康の期待値の低下は健康診断の価値を低めるだろう。なぜならはじめから病気とわかっているのであれば健康診断を受ける必要はないからである。

ある大企業の健康保険組合の20歳から59歳の男性加入者2767人を対象とした支払い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使って、医療サービス需要と健康診断需要について推定した結果は、予想とおおむね一致する。健康の不確実性を実証分析に取り入れるためには健康の不確実性の代理変数が必要である。ここでは、健康の期待値の代理変数として期待健康日数、健康の分散の代理変数として月当たりの受診日数の1回の差分の標準誤差を採用した。推定の結果、健康の不確実性は医療サービスの受診行動には影響を与えているが、健康の不確実性が健康診断受診に与える影響は非常に限定的であった。従来の研究では年齢ダミーや既往歴などが健康の指標となってきた。(平均的な)健康の指標だけを利用するのは、健康の分散を無視して意思決定する個人を想定していることになる。しかし、推定結果は平均的な健康だけでなく、健康の分散も考慮して消費者が行動することを示している。

以下の構成は次の通り。第2節では健康の不確実性が医療サービス需要や健康診断需要に与える影響について、第3節では使用するデータの特長について説明する。第4節では推定結果を紹介し、第5節で考察した後、第6節でまとめる。

## 2 健康の不確実性

Arrow(1963)<sup>1</sup>が指摘しているように、消費者は医療支出の不確実性だけでなく、健康の不確実性にも直面する。消費者が自分自身の健康状態を確実に把握することができないため不確実性が生じる場合もあるし、外生的な要因による不確実性もある<sup>2</sup>。医療保険を購入することによって医療支出の不確実性は緩和されるが、健康のそのものの不確実性がなくなるわけではない。したがって、消費者は健康の不確実性のもとで、受診するかどうかを意思決定しなければならない。

健康の不確実性はいくつかの方法で取り扱われてきた。不確実性を考慮せず健康をとりあつかうか、あるいは健康状態は健康か病気のたとえば2つの状態に限定するContingent Valuation Methodなどが代表的な方法だろう<sup>3</sup>。前者は消費者または医師などが健康状態をひとつの指標で

<sup>1</sup> Arrow, K.H. (1963), "Uncertainty and the welfare economics of medical care," *American Economic Review*, 53, 941-973

<sup>2</sup> Dardanoni, V and A. Wagstaff (1990) はこれら以外に、治療成果の不確実性もあげている。Dardanoni, V and A. Wagstaff (1990), "Uncertainty and the demand for health care," *Journal of Health Economics*, 9, 23-38

<sup>3</sup>健康の不確実性を示すために、健康と病気の2つの状態を明示的に取り上げ、それぞれに確率を与える方法も頻繁に使われている。この場合には、健康は医療を必要としない状態であり、病気は医療を必要とする状態を示している。消費者はこのような不確実性のもとで医療や消費を選択することになる。この方法では健康の期待値は意味を持たない。なぜなら、平均的な健康は分



示す方法である。たとえば、国民生活基礎調査の健康票では「よい」「まあよい」「ふつう」「あまりよくない」「よくない」のうちから健康状態を選択するように求めている。ここでは健康の不確実性があるにしてもひとつの指標で答えることを求められる。Grossman(1972)<sup>4</sup>は健康資本という概念を導入することによって、健康そのものを経済学的に取り扱うことを可能にした。その後多くの研究者がGrossmanモデルを使っているが、消費者は健康資本には不確実性がないと暗に仮定していることが多い。もっとも、これらの健康の評価は、健康の期待値を示していると思えることができるかもしれない。たとえば、国民生活基礎調査の質問に回答する場合、健康の分布を考慮して健康の期待値を回答しているとも考えられるし、Grossmanモデルのいう健康資本は健康の期待値かもしれない。マクロデータで検討する場合には健康資本の不確実性は集計することによって喪失してしまう。

もっとも、消費者の受診行動を分析する際に、不確実性があるにもかかわらず不確実性を考慮しない、あるいは健康の期待値だけを利用するのは望ましくない。なぜなら同じ健康の期待値であっても分散が異なればことなれば、医療サービスの需要量は異なると考えられるからである。また、健康水準が確実にわかっているのであれば、健康診断によって追加的な情報を得ることには意味がないことになる。

健康の不確実性を明示的に取り上げた論文としては Cropper(1977)<sup>5</sup>、Dardanoni and Wagstaff(1990)<sup>6</sup>、Selden(1993)<sup>7</sup>、Liljas(1998)<sup>8</sup>、Picone, Uribe and Wilson(1998)<sup>9</sup>などをあげることができる。たとえば、Dardanoni and WagstaffはGrossmanモデルに健康資本の不確実性の仮定を追加した医療需要の理論モデルを報告している。彼らの研究によれば期待健康資本の低下は医療需要を増加させる。またリスクの増大(健康資本の分散の増大)も医療需要を増加させる。期待健康資本の低下は、不確実性を含まないGrossmanモデルと同じ結果を示してい

---

析上必要ないからである。

<sup>4</sup> Grossman, M(1972), "On the concept of health capital and the demand for health care," *Journal of Political Economy*, 80, 223-255

<sup>5</sup> Cropper, M.L. (1977), "Health, investment in health, and occupational choice," *Journal of Political Economy*, 85, 1273-94

<sup>6</sup> Dardanoni, V and A. Wagstaff (1990), "Uncertainty and the demand for health care," *Journal of Health Economics*, 9, 23-38

<sup>7</sup> Selden, T. (1993), "Uncertainty and health care spending by the poor: The health capital model revised," *Journal of Health Economics*, 12, 109-115

<sup>8</sup> Liljas, B. (1998), "The demand for health with uncertainty and insurance," *Journal of Health Economics*, 17, 153-170

<sup>9</sup> Picone, G., M. Uribe, and R. M. Wilson (1998), "The effect of uncertainty on the demand for medical care, health capital, and wealth," *Journal of Health Economics*, 17, 171-186

る。一方、リスクの増大が医療需要を増加させるという結果は、リスクが増加するとリスクプレミアムが増加することに対応する。もっとも、健康資本の不確実性を明示的に考慮した実証分析の先行例はみあたらない。健康の不確実性を表す指標を開発するのが困難だからかもしれない。

健康の不確実性に直面した消費者には健康診断を受診することで便益を享受することができる。健康の不確実性のもとでの選択した医療需要量は確実な健康を知っている場合の医療需要量とは一致しないだろう。その結果、過剰あるいは過少に受診することによって、厚生を引き下げることになる。したがって、費用を支払って健康診断を受診し、健康に関する情報を買うことによって厚生を引き上げることが可能になる。そこに健康診断を受診する便益がある。しかし、健康状態を熟知している消費者にとっては健康診断を受診する動機は存在しない。たとえば、すでに病気に罹患していて、定期的に医療機関で受診している消費者は自分自身の健康状態をよく把握していると考えられる。これらの消費者は健康診断を受診して追加的な情報をえる便益は小さいから、健康診断を受診しない可能性が高くなる。

健康の分散が大きいほど健康診断を受診することによってえられる便益は大きくなると考えられるから、健康診断の需要量は増加する。ただし、健康資本の期待値の低下と健康資本の分散の増大は必ずしも一致しないことに注意すべきである。特定の疾患で定期的に医療機関で受診している消費者の健康の期待値は低いかもしれないが、自分自身の健康状態をよく知っているという意味で、健康の分散は小さいとも考えられるからである。これらの人々にとってはわざわざコストを支払って健康診断を受診するインセンティブは低いと考えられる。

以下の実証分析では、これまでの議論に従って、健康の不確実性、特に健康の期待値と健康の分散が医療サービス需要や健康診断需要に与える影響について分析する。

### 3 データと推定方法

使用するデータはある健康保険組合の被保険者男性のパネルデータである。1998年度から2001年度の4年間、継続して健康保険組合に加入し、1999年度に20歳以上59歳以下の男性2767人が対象である。対象者の4年間分の健康保険支払データ（レセプトの支払い関連部分）と定期健康診断の受診状況に関するデータを接続してデータベースを作成した。推定するモデルは次の通りである。

医療サービスの需要関数

$$M_{it} = a_0 + a_1 e\_health_{it} + a_2 s\_health_{it} + a_3 wage_{it} + a_4 age30_{it} + a_5 age40_{it} \\ + a_6 age50_{it} + a_7 age60_{it} + a_8 fy2000 + a_9 fy2001 + e_{it}$$

健康診断の需要関数

$$K_{it} = b_0 + b_1 e\_health_{it} + b_2 s\_health_{it} + b_3 wage_{it} + b_4 age30_{it} + b_5 age40_{it} \\ + b_6 age50_{it} + b_7 age60_{it} + b_8 fy2000 + b_9 fy2001 + u_{it}$$

それぞれの式の被説明変数のMとKはそれぞれ、医療サービスの需要量と検診の需要量を示す。または右辺の説明変数はそれぞれ e\_health は健康の期待値、s\_health は健康のリスク、wage は各年度の平均標準報酬、age30、age40、age50、age60 はそれぞれ30歳代、40歳代、50歳代、60歳代の標準報酬月額、fy2000とfy2001はそれぞれ2000年度ダミーと2001年度ダミーである。eならびにuは誤差項である。添え字のiは個人を、tは時間を表す。a1からa9、b1からb9はそれぞれ推定すべきパラメタである。

#### ・医療サービスの需要量M

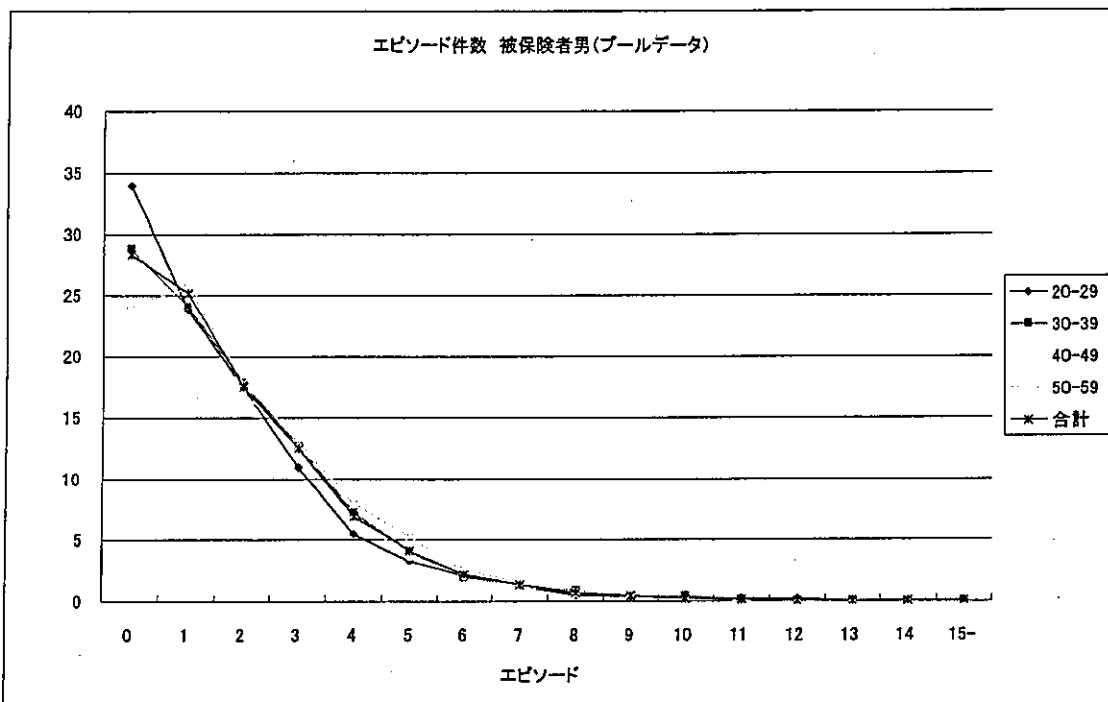
医療サービスの需要関数の推定では、被説明変数の医療サービスの需要量として年間治療開始件数を使う。一般にひとつの治療は複数の月にわたるため、複数のレセプトを接合する作業が必要になる。ここでは、支払い情報データに含まれる診療開始日をつかって、複数のレセプトを1つのエピソードにまとめた。したがって、エピソードの件数と治療開始件数は一致する。医療サービスの需要関数の推定では、受診日数が被説明変数として使われることもしばしばある。たとえば年間受診日数を被説明変数とした場合には、さまざまなエピソードの受診日数を合算することになる。

消費者の受診行動の実証分析では、患者が受診日数まで決定するモデルと、受診するかどうかは患者が決定するが、受診日数は医師が決定する2段階モデルがある。患者が医師に診断や治療を依頼するようなプリンシパルエージェントモデルを念頭に置いた場合には2段階モデルはより現実的なモデルであると考えられる。本論文でも、患者と医師の関係を考慮して2段階モデルを採用し、そのうちの前半部分、すなわち、患者が受診するかどうかを決定する部分を推定する。

2段階モデルを採用するモデルの多くは、一定期間のうちに1回でも受診するかどうかを第1段階に採用しているのに対して、この論文では1一定期間のうちに何回エピソードを開始したかを需要量として採用する。年間受診日数がひとつのエピソードに対応する場合には、両者の意味は同じであるが、一定期間内に複数のエピソードが含まれる場合には、受診日数は複数のエピソード

の日数を合計することになる。一方、エピソードを需要の単位とする場合にはこのような問題は発生しないというメリットがある。

図1は1年間のエピソードを年齢階級別に示している。どの年齢階級も右に長い裾を持つ分布になっていて、エピソードの分布が非常に偏っていることを示している。このことから、需要関数の推定には、ポアソン回帰や負の二項分布モデルが適当であると考えられる。

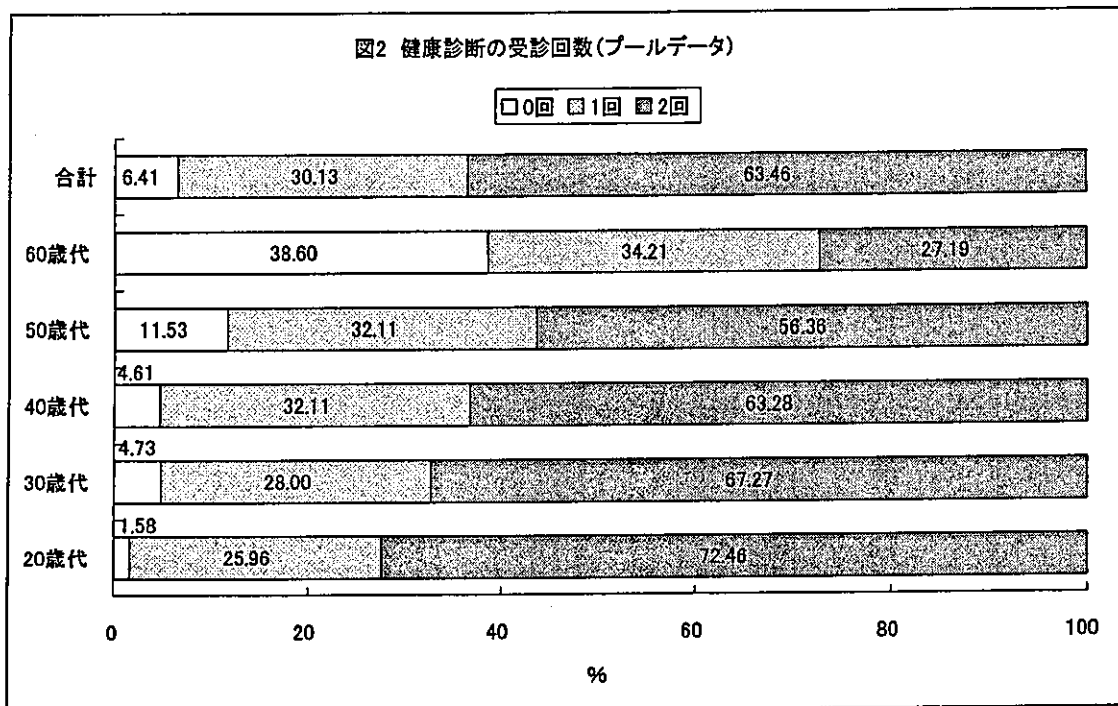


・健康診断の需要量

一方、Kは定期健康診断の受診回数である。労働安全衛生規則44条1項では事業者は常時使用する労働者に対し、1年以内に1回、定期健康診断を実施しなければならないことを定めている。その結果、見かけ上労働者が負担することなく定期健康診断を受診することができる。事業主は定期健康診断を実施する義務を負っているが、受診率は必ずしも100%というわけではない。平成13年国民生活基礎調査によれば、役員などを除く一般の被用者（一般常雇者）では受診率は73%である。事業者を実施が義務づけられているわりには、受診者が少ないようにもみえる。これは実質的に労働者に選択の余地があるからである。

本論文で対象とするサンプルはある大企業の健康保険組合の加入者である。この企業では全員を対象として春と秋の2回にわたって定期健康診断を実施しているが、1回でも受診した加入者派

の比率は94%にも及ぶ。図2は当該健康保険組合の受診回数の頻度を示している。なお、人間ドックでの受診は含まれない。一般に人間ドックは定期健康診断の検査を含む広範囲な検査を実施する。人間ドックを受ける場合には、人間ドックの一部を定期健康診断と見なして費用の一部を補助している事業主もある。ただし、定期健康診断の結果については事業主が保存するケースが多いが、人間ドックの結果については費用の一部を被用者が負担していることもあり、必ずしも事業主（または健康保険組合）が保存しているわけでないようだ。当該健康保険組合は人間ドックの受診結果についてはデータを保持していない。



全体での受診率が94%であるから、平成13年の国民生活基礎調査の73%と比較すると受診率が非常に高いことがわかる。しかも、この94%には人間ドックは含まれないため、人間ドックを含む受診率はより高くなると考えられる。ただし、年齢階級別では、年齢があがるにつれて、非受診者(0回)や1回受診が増加し、2回受診は減少する。受診回数が増加すれば情報量が増加するという意味で、質が上昇するとも考えられる。そこで、実際の推定ではパネルデータによるロジットモデルとプールデータによる順序ロジット(ordered logit)モデルの両方を推定する。

#### ・健康の不確実性

健康の不確実性を含む実証分析のためには、健康の期待値と健康のリスクに関する具体的な定義が必要である。健康資本を直接測定するのはむずかしいため、消費者の健康評価が使われること

もある。たとえば、国民生活基礎調査の健康票では「よい」「まよい」「ふつう」「あまりよくない」「よくない」が質問されている。一方、Grossman(1972)は健康資本(ストック)の概念を導入しただけでなく、健康のフローの概念も導入している。健康資本は勤労などを実現するために必要な健康のフローを派生するのである。健康資本を直接観察するのはむずかしいが、健康のフローはある程度観察可能である。ここでは、健康のフローを健康日数(=365-外来受診日数-入院日数)を使って評価できるとする。また、消費者は過去の経験から今年の健康の不確実性を推定すると仮定する。具体的には、健康のフローの期待値を1年前の健康の期待値(=(365-外来受診日数-入院日数)/12)から推定し、健康のリスクの度合いを1年前の各月の歯科をのぞく外来と入院の受診日数の差分の標準偏差から推定する。差分の標準偏差は各月の受診日数の変動に対応する。標準偏差の推定方法から、毎月の受診日数が多くても少なくても、毎月同じ日数であれば標準偏差は0となり、リスクの度合いは小さいということになる。一方、毎月の受診日数がばらつく場合には標準偏差は大きくなる。

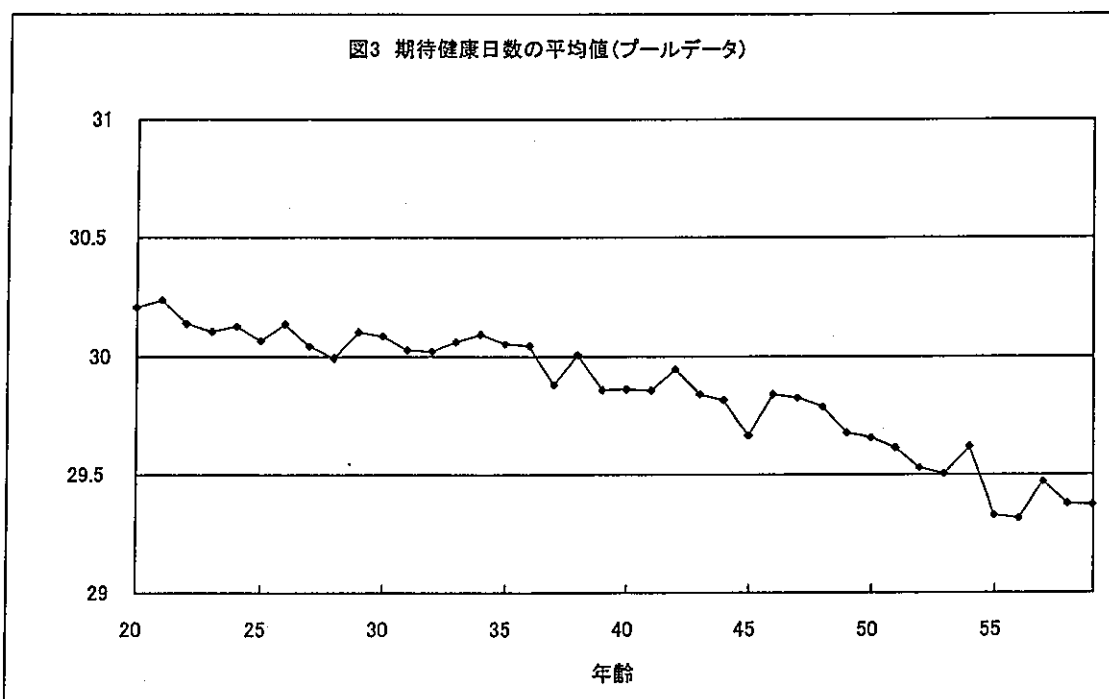
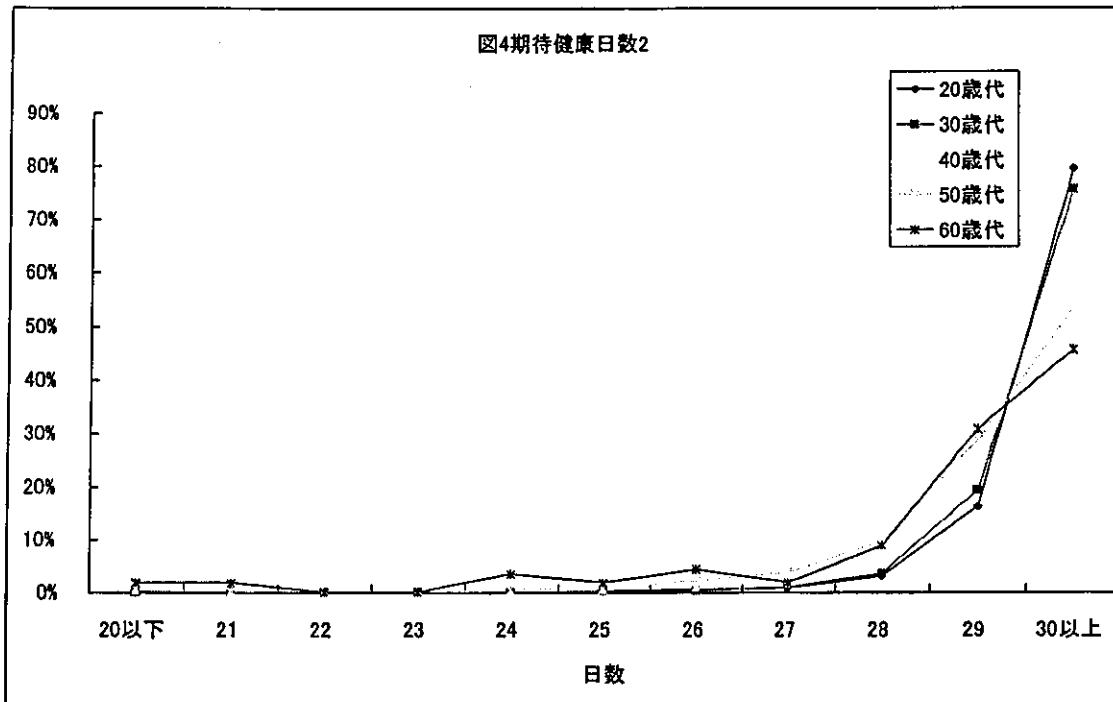


図3は年齢ごとの期待健康日数の平均値である。図3をみると期待健康日数は年齢とともに低下している。ただし、各年齢ごとの期待健康日数の分布は30.4(=365/12)が最も多い。つまり、各年齢とも年間を通じて受診しなかった加入者が最も多いのである。また、定義から30.4日で切断された極端な分布になっている。期待健康日数が30.4日の比率は年齢とともに低下する(図4参照)。



#### 4 推定結果<sup>10</sup>

推定結果は表1に示されている。表1は連続変数については平均値で評価した限界効果を、ダミー変数については0から1に変化したときの限界効果を示している。推定結果は予想された結果とおおよそ一致する。

表1の医療サービス需要関数の被説明変数は受診開始件数（エピソード数）である。健康の期待値の代理変数である期待健康日数（e\_health）は負の効果を、また、健康の不確実性の度合いを示す受診日数の標準偏差（s\_health）は正の効果を示している。具体的には、期待健康日数が1日増加すると、受診開始件数が0.1475件減少する。一方、受診日数の標準偏差が1増加すると受診開始件数は0.0426件増加する。前者は、健康の期待値が増加すると受診開始件数が減少する、言い換えると健康の期待値が減少すると、受診開始件数が増加することを意味している。一方、後者は、健康の分散が増大しても受診開始回数が大きくなることを意味している。つまり、消費者は健康の期待値だけでなく、不確実性の度合いも考慮して受診開始を決定していることになる。

<sup>10</sup> 基本統計量は表3を参照。

平均標準報酬の推定値はプラスで統計的に有意であるが、その規模は非常に小さい。60歳以上を示す年齢ダミーをのぞく年齢ダミーは統計的に有意ではない。年齢ダミーが統計的に有意ではないことは非常に興味深い。これまで年齢ダミーは医療需要をコントロールする健康状態の代理変数として多くの論文で採用されている。しかし、図3をみると年齢とともに期待健康日数が低下するという意味で、平均的にいえば年齢は健康状態を表す指標となる。しかし、図4が示すように年齢階級にかかわらず高い健康水準を維持している加入者も多い。つまり、マイクロデータの場合には年齢は健康の代理変数としては問題があることが示唆される。

表1の健康診断需要は2種類の方法で推定されている。健康診断需要1はパネルのロジットモデルで、被説明変数は受診したかどうか（受診した=1, 受診しない=0）である。一方健康診断需要2はプールの順序ロジットで、被説明変数は健康診断の受診回数である（0回, 1回, 2回）。両者の推定方法はことなるが、基本的には予想された結果を示している。

まず、健康診断需要1についてみると、期待健康日数、受診日数の標準偏差のそれぞれ符号は正、統計的に有意である。これは健康の期待値が減少すると健康診断を受診する傾向が減少すること、健康のリスクが増加すると健康診断を受診する傾向が高まることを意味する。これは予想と一致する。具体的には期待健康日数が1日増加しても、あるいは健康の標準偏差が1日増加しても受診確率が0.1%増加する。いずれの場合でもその効果は非常に限定的であるといわざるを得ない。

医療サービスの需要関数では年齢ダミーは有意ではなかったが、健康診断の需要関数では年齢ダミーはどれも統計的に有意で、負である。これは年齢が進むにつれて定期健康診断の受診率が低下することをいみする。ただし、他の年齢ダミーと比較すると60歳代ダミーが飛び抜けて大きい。つまり、健康診断需要に関していえば、期待健康日数や受診日数の標準偏差などの健康の分散の指標は大きな効果を観察することはできなかった。

ただし、健康の期待値  $e\_health$  と受診日数の標準偏差  $s\_health$  の間には多重共線性が生じているため、推定結果の解釈には注意が必要である。

## 5 考察

本論文の特徴は、健康のリスクを明示的に取り入れているところにある。従来の研究では年齢ダミーや既往歴などが健康の指標となってきた。（平均的な）健康の指標だけを利用するのは、健康の分散を無視して意思決定する個人を想定していることになる。しかし、推定結果は平均的な



健康だけでなく、健康の分散も考慮して消費者が行動することを示している。ただし、健康診断需要に関する限りその効果は非常に小さく、むしろ年齢が大きな影響を持っていることが観察された。ただし、当該健康保険組合は健康診断の受診率は、定期健康診断だけに限定しても非常に高く、当該企業特有の効果が働いている可能性もある。しかも、年に2回定期健康診断を受診する機会を提供しているために、どちらか一方だけでも受診することが可能になっている。その結果、受診率を高く見積もることになる。実際、春または秋に限定して健康診断受診を推定すると、期待健康日数や受診日数の標準偏差の影響は大きく推定される。

また、次の点を明らかになった。もともと健康状態が低い消費者は自身の健康状態をよく知っているから、健康診断を受診するインセンティブも低い。その結果、強制的な健康診断であってもコンプライアンスは維持されないだろう。定期健康診断以上のより豊富な情報を提供する人間ドックを選択するかもしれない。また、定期健康診断の結果にはバイアスがかかることになる。健康診断の受診者の健康状態が改善することは必ずしも、全体の健康状態が改善したことを意味するとは限らない。もともと健康水準の低い消費者は受診しないからである。一方、健康の不確実性が大きな消費者にとっては健康診断の価値は大きいから、回数の制限や時期の制限は、医療機関への受診を増加させている可能性もある。

もっとも、本論文の改善すべき点も多い。まず、健康の不確実性の表現である。現在の変数では期待値と標準偏差に強い相関が観察される。推定結果をより頑強にするためには異なる定義によって補完することが望ましい。また、医療サービス受診関数と健康診断受診関数のそれぞれの誤差項が相関している可能性を考慮する必要もあるだろう。

## 6 まとめ

本論文の目的は、健康の不確実性が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することにある。健康の期待値の低下は医療サービス需要に正の効果を持ち、健康の分散の増加は医療サービス需要に正の効果を持つと予想される。前者は不確実性のないときと同じであるが、後者は危険回避的な消費者は保険をかけるように医療サービス需要を増加させることを意味する。一方、健康の期待値の低下は医療サービスの需要量を増加させるというプロセスを経て、健康診断需要に負の影響をもち、健康の分散の増加は情報としての健康診断の価値を高めるため、健康診断需要に正の効果を持つと予想される。ある健康保険組合の20歳から59歳の男性加入者2767人を対象としたパネルデータの結果は、予想される結果とおおむね一致する。ただし、健康の期待値や健康のリスクが健康診断受診に与える影響は限定的であった。

従来の研究では年齢ダミーや既往歴などが健康の指標となってきた。(平均的な)健康の指標だけを利用するのは、健康の分散を無視して意思決定する個人を想定していることになる。しかし、推定結果は平均的な健康だけでなく、健康の分散も考慮して消費者が行動することを示している。健康の分散を考慮する消費者はリスクを回避するためにより頻繁に受診するし、健康診断が提供する情報にも高い価値を見いだすからである。本論文では健康の分散の指標として健康の期待値の代理変数として期待健康日数、健康の分散の代理変数として月当たりの受診日数の1回の差分の標準誤差を採用した。これらの指標は医療サービスの受診行動にはある程度有効な指標であることがわかったが、健康診断の受診行動に与える影響は限定的であった。当該健康保険組合の健康診断受診率が非常に高いことが影響しているかもしれないが、今後は健康の分散の指標の改善も必要である。

表1 推定結果 (限界効果)

	医療サービス需要 被説明変数は治療開始件数 panel negative binomial model 限界効果			健康診断需要1 被説明変数は健診受診 (0/1) panel logit model 限界効果			健康診断需要 被説明変数は健診回数 (0/1/2) pool ordered logit model 推定値		
	推定値	Z値	有意水準	推定値	Z値	有意水準	推定値	Z値	有意水準
e_health 期待健康日数	-0.1475	-6.3	***	0.0009	2.65	***	0.1208	4.9	***
s_health 受診日数の標準 偏差	0.0426	2.23	**	0.0005	2.03	**	0.1192	4.45	***
wage 平均標準報酬	0.0004	1.71	*	0.0000	3.4	***	0.0026	12.62	***
Age30 30-39歳ダミー	0.0827	0.94		-0.0127	-2.39	**	-0.6598	-8.02	***
Age40 40-49歳ダミー	-0.0327	-0.31		-0.0168	-2.73	***	-1.2849	-13.04	***
Age50 50-59歳代ダミー	0.0355	0.28		-0.0867	-2.83	***	-1.9612	-16.51	***
Age60 60歳ダミー	0.5315	2.22	**	-0.7834	-7.84	***	-3.3121	-15.55	***
Fy2000 2000年度ダミー	0.0593	1.62		-0.0003	-0.61		0.0006	0.01	
Fy2001 2001年度ダミー	0.1500	4.02	***	-0.0029	-3.22	***	-0.3456	-6.18	***
log of Likelihood		-13999			-1516			-6605	
n		8301			8301			8301	

\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%で統計的に有意であることを示す。

表 2 健診パターン

	秋非受診	秋受診
春非受診	6.41%	14.72%
春受診	15.41%	63.46%

表 3 基本統計量

	n	平均	標準偏差	最小	最大
治療開始件数	8301	1.868811	1.9792	0	23
検診回数	8301	1.570534	0.6109	0	2
期待健康日数	8301	29.83252	1.1783	9.7	30.4
受診日数の標準偏差	8301	0.877735	1.1349	0	13.7
平均標準報酬	8301	577.6302	197.3194	136.5	1061.7
20-29 歳ダミー	8301	0.1754006	0.3803	0	1
30-39 歳ダミー	8301	0.2267197	0.4187	0	1
40-49 歳ダミー	8301	0.3188772	0.4661	0	1
50-59 歳ダミー	8301	0.2652692	0.4415	0	1
60-歳ダミー	8301	0.0137333	0.1164	0	1
Fy2000	8301	0.333333	0.4714329	0	1
Fy2001	8301	0.333333	0.4714329	0	1