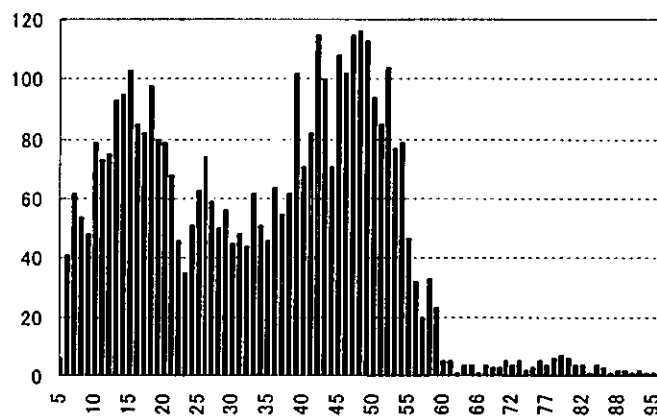
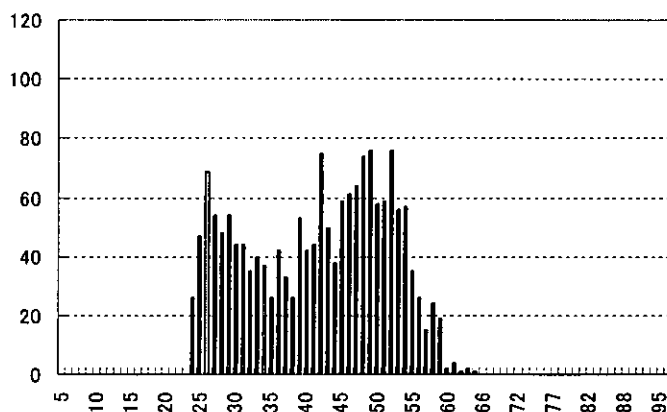


付表1 当該健康保険組合の年齢構成—全体像

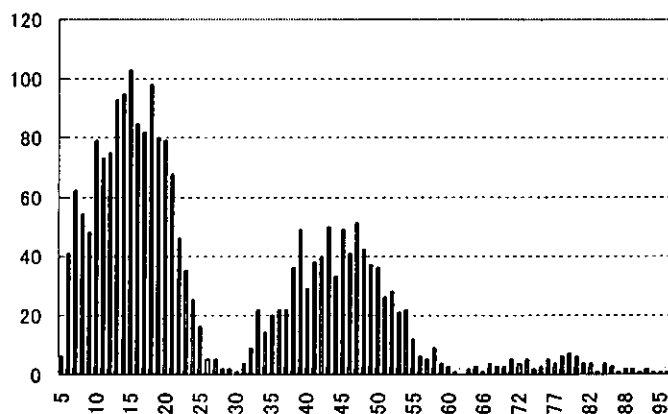
年齢構成—全体



年齢構成—本人合計

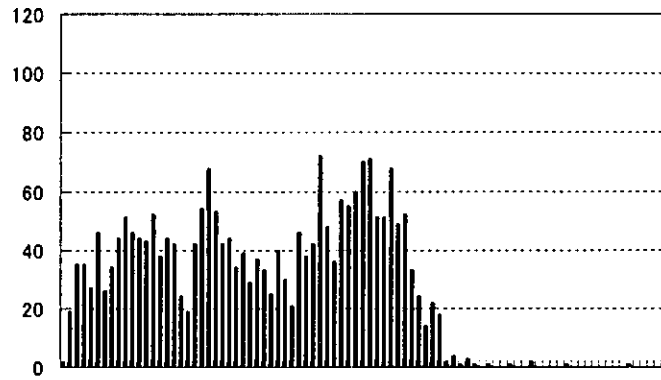


年齢構成—家族合計

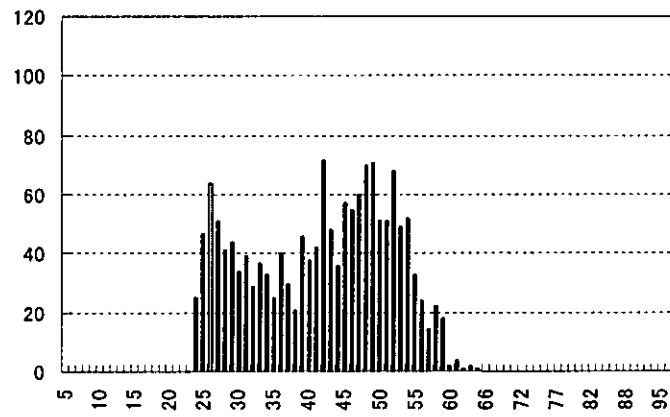


付表2 当該健康保険組合の年齢構成－男性

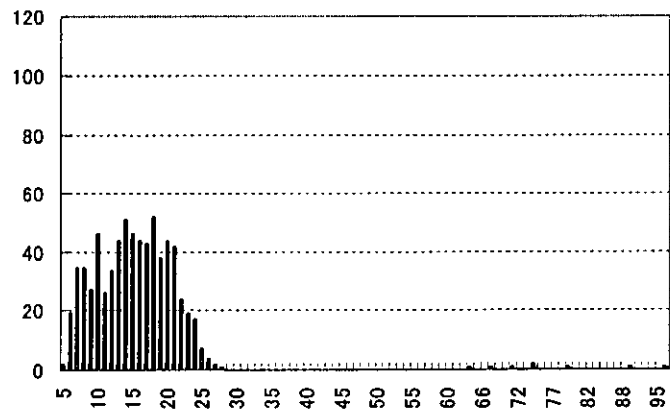
年齢構成－男性合計



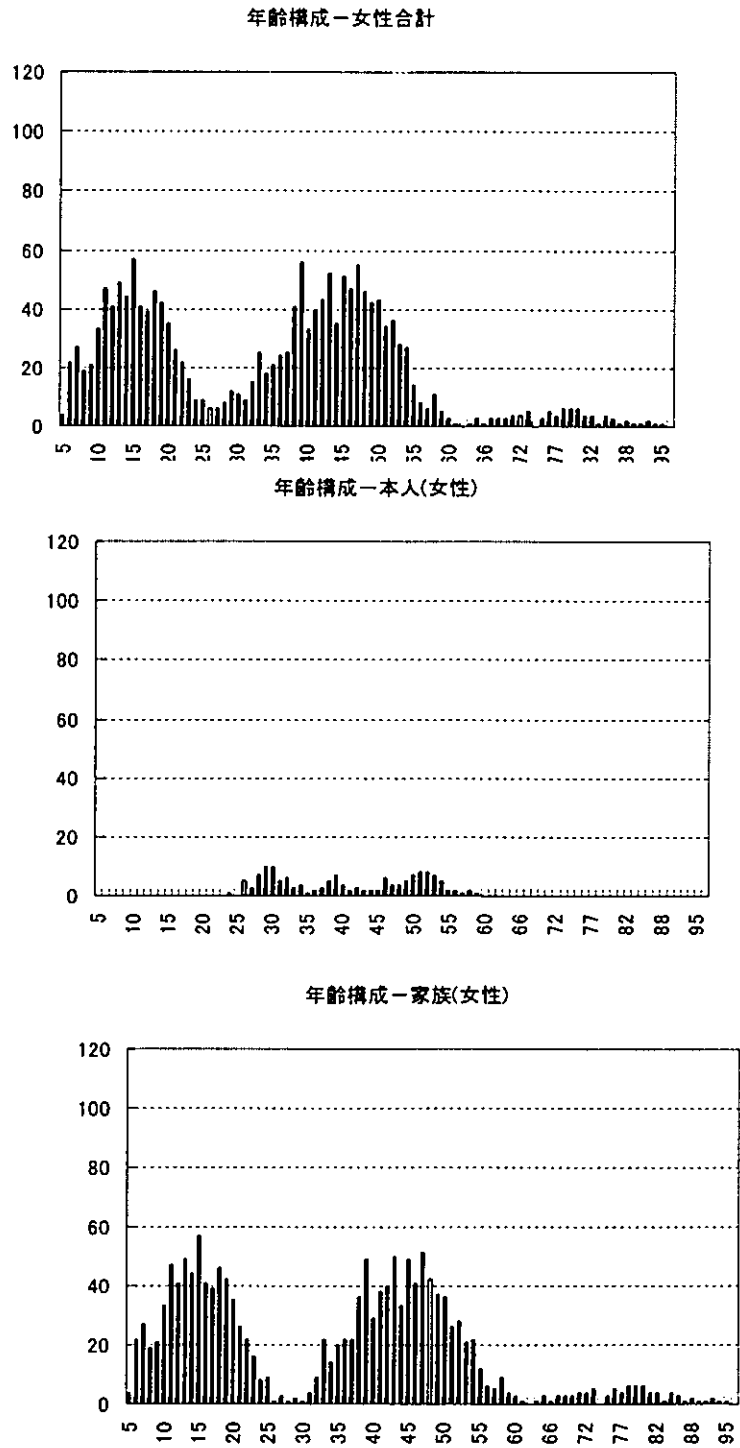
年齢構成－本人(男性)



年齢構成－家族(男性)



付表3 当該健康保険組合の年齢構成－女性



付表4 医療費の対年収費の詳細

個人(Percentiles)

	1996年度	1997年度	1998年度
1%	0.13%	0.13%	0.13%
5%	0.27%	0.26%	0.26%
10%	0.43%	0.42%	0.41%
25%	1.03%	1.00%	0.95%
50%	2.57%	2.42%	2.36%
75%	5.83%	5.70%	5.36%
90%	12.07%	12.10%	11.10%
95%	19.76%	20.85%	18.59%
99%	66.11%	73.29%	70.62%

世帯(Percentiles)

	1996年度	1997年度	1998年度
1%	0.00%	0.00%	0.00%
5%	0.00%	0.00%	0.00%
10%	0.15%	0.13%	0.10%
25%	0.80%	0.80%	0.73%
50%	2.17%	2.16%	2.03%
75%	4.58%	4.44%	4.15%
90%	8.71%	8.83%	8.17%
95%	13.80%	14.37%	13.88%
99%	46.41%	56.02%	43.53%

	1999年度	2000年度	2001年度
1%	0.14%	0.15%	0.15%
5%	0.29%	0.30%	0.32%
10%	0.45%	0.47%	0.50%
25%	1.07%	1.13%	1.18%
50%	2.66%	2.77%	2.86%
75%	5.93%	6.35%	6.54%
90%	12.49%	12.75%	13.95%
95%	20.75%	20.87%	21.99%
99%	71.39%	65.69%	79.06%

	1999年度	2000年度	2001年度
1%	0.00%	0.00%	0.00%
5%	0.00%	0.00%	0.00%
10%	0.13%	0.18%	0.00%
25%	0.81%	0.94%	0.82%
50%	2.23%	2.45%	2.43%
75%	4.70%	4.87%	4.93%
90%	9.25%	9.14%	9.45%
95%	14.79%	14.65%	14.40%
99%	47.37%	41.09%	48.44%

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

健康の不確実性が医療サービスの受診行動に与える影響について

（分担）研究者 山田武 千葉商科大学商経学部助教授

（分担）研究者 鈴木亘 大阪大学大学院国際公共政策研究科助教授

研究要旨

本論文の目的は健康の不確実性が消費者の受診行動に与える影響について理論的実証的に分析することにある。理論モデルの示すとおり、健康の不確実性は消費者の受診行動に影響を与えている。健康の平均値が上昇するとはエピソード件数は減少し、健康の不確実性が増加するとエピソード数が増加する。したがって、消費者は健康の不確実性を考慮して受診行動を決定していることが明らかになった。

A.研究目的

消費者の受診行動に健康が重要な役割を果たすのはいうまでもない。病気の時に受診し、健康なときには受診しないと考えるのがごく自然である。しかし、消費者は自分自身が病気なのかどうかを正確に判断することはできない。この意味で、消費者は健康の不確実性に直面することになる。不確実性については健康よりも医療支出について、医療保険の重要性が強調されてきた。消費者は保険に加入することによって、医療支出の不確実性を緩和することができる。ただし、保険に加入することによって健康の不確実性そのものなくなるわけではない。消費者は健康の不確実性のもとで、受診するかどうかを決定しなければならない。

本論文の目的は、健康の不確実性が医療サービスの受診行動に与える影響について、理論モデルをもとに実証的に分析することにある。

B.研究方法

Dardanoni and Wagstaff(1990)のアプローチを若干変更した理論モデルを念頭に、①外来受診日数と入院日数の合計の標準偏差、②外来受診日数と入院日数の合計の1階の差分の標準偏差、③外来受診点数と入院点数の合計の標準偏差、④外来受診点数と入院点数の合計の1階の差分の標準偏差の4種類の指標を健康の不確実性と定義して実証分析を行った。推定方法はNegative Binomialモデルを用い、これら健康の不確実性がエピソード件数に与える効果およびその効果の程度を推計した。

データは1997年9月から1999年8月までの2年間に111健康保険組合に加入していた20歳以上59歳以下の被保険者とその配偶者（女性に限定）約54万人の支払情報データに関する個票を利用した。

C.研究結果

理論モデルは健康の平均値（平均健康日数）の増加はエピソード件数に負の効果を持ち、健康の不確実性（受診日数の差分の標準偏差）の増大はエピソード件数に正の効果を持っていることを示していた。平均健康日数について平均値で評価すると、平均健康日数が1日増加すると、エピソードが0.2377件から0.4030件の間で減少した。また、この効果が最も大きいのは被保険者女性で、平均健康日数が1日増加すると、エピソード件数が0.4件減少する。反対に言えば、平均健康日数が1日減少すると、エピソード件数が0.4件増加することになる。一方、効果が一番小さいのは男性で、平均健康日数が1日増加すると、エピソードが0.23件減少する。また、同じ女性であっても、配偶者女性にくらべて被保険者女性の平均健康日数の効果が大きくなっている。

受診日数の差分の標準偏差について平均値で評価すると、標準偏差が1日増加すると、エピソードが0.2845件から0.3007件の間で増加した。また、この効果が最も大きいのは被保険者女性で、標準偏差が1日増加するとエピソードが0.3件増加する。一方、被保険者男性と被保険者女性ではほぼ同じように、0.28件増加する。

#### D. 考察

推定の結果は、理論モデルを支持する結果となった。理論モデルの示すとおり、健康の

不確実性は消費者の受診行動に影響を与えている。健康の平均値が上昇すると、エピソード件数は減少し、健康の不確実性が増加するとエピソード数が増加する。

#### E. 結論

本論文の目的は健康の不確実性が消費者の受診行動に与える影響について理論的実証的に分析することにある。理論モデルの示すとおり、健康の不確実性は消費者の受診行動に影響を与えている。健康の平均値が上昇するとはエピソード件数は減少し、健康の不確実性が増加するとエピソード数が増加する。したがって、消費者は健康の不確実性を考慮して受診行動を決定していることが明らかになった。

#### F. 研究発表

特になし

#### G. 知的所有権の取得状況

特になし

資料 1 (山田武 千葉商科大学商経学部助教授)  
(鈴木亘 大阪大学大学院国際公共政策研究科)  
「健康の不確実性が医療サービスの  
受信行動に与える影響について」

資料 2 (花岡智恵 法政大学大学院社会科学研究科)  
「健康状態の自己評価はなにを表しているのか」

## 健康の不確実性が医療サービスの受診行動に与える影響について

山田武

千葉商科大学

### 1 目的

本論文の目的は、健康の不確実性が医療サービスの受診行動に与える影響について、理論モデルをもとに実証的に分析することにある。消費者の受診行動に健康が重要な役割を果たすのはいうまでもない。病気の時に受診し、健康なときには受診しないと考えるのがごく自然である。しかし、消費者は自分自身が病気なのかどうかを正確に判断することはできない。この意味で、消費者は健康の不確実性に直面することになる。不確実性については健康よりも医療支出について、医療保険の重要性が強調されてきた。消費者は保険に加入することによって、医療支出の不確実性を緩和することができる。ただし、保険に加入することによって健康の不確実性そのものなくなるわけではない。消費者は健康の不確実性のもとで、受診するかどうかを決定しなければならない。

健康はさまざまな側面があるため、取り扱うのは容易ではない。理論的には Grossman (1972)<sup>1</sup>によって、健康資本という概念が取り入れられ、それ以降多くの研究が Grossman の定式化を踏襲している。実証分析においても健康の自己評価や医師の評価が使われることがある。これらの分析では消費者自身あるいは医師が健康を評価し、ある確実なインデックスに変換できることを前提としている。実際には消費者は健康の不確実性に直面する。したがって、消費者の受診行動はある確実な健康に依存するのではなく、不確実な健康に依存すると考えられる。Dardanoni and Wagstaff (1990)<sup>2</sup>は健康の不確実性を考慮した理論モデルは報告しているが、不確実性を明示的に考慮した消費者の受診行動に関する実証分析の報告例はないようである<sup>3</sup>。

Grossman の定式化に不確実性を取り入れた理論モデルは、すでに Dardanoni and Wagstaff (1990)で示されている。本論文では Dardanoni and Wagstaff (1990)のアプローチを若干変更した理論モデルから次の結論を得た。まず、健康の平均値が増加すると医療サービス需要が増加する。健康の不確実性が増加すると医療サービス需要は増加する。

---

<sup>1</sup> Grossman, M (1972), "On the concept of health capital and the demand for health care," *Journal of Political Economy*, 80, 223-255

<sup>2</sup> Dardanoni, V and A. Wagstaff (1990), "Uncertainty and the demand for health care," *Journal of Health Economics*, 9, 23-38

<sup>3</sup> 健康のインデックスを使用した研究例は珍しくない。これらの健康のインデックスは健康の平均値と見なすことができるかもしれない。しかし、健康の不確実性そのものを含めた実証研究例はみあたらない。



健康の不確実性を含む実証分析のためには、不確実性の具体的な定義が必要である。健康の不確実性にはいくつかの考え方がある。たとえば、個人の健康に起因する不確実性や、インフルエンザなどの外的要因による不確実性、あるいは、治療成果の不確実性などである。ここでは、治療効果による不確実性ではなく、個人の健康に起因する不確実性や外的要因による不確実性を念頭に置いて理論モデルを考える。

実証分析では健康資本のフローである健康日数（365-外来受診日数-入院日数）を使って評価できるものとする。また、消費者は過去の経験から今年健康の不確実性を推定すると仮定する。具体的には、健康の平均値を1年前の健康の平均値日数（=（365-外来受診日数-入院日数）/12）から推定し、健康の不確実性の度合いを1年前の各月の歯科をのぞく外来と入院の受診日数の1階の差分の標準偏差から推定する。

これらの健康の不確実性の指標を使った実証分析の結果からもそれを支持する結論を得た。データは1997年9月から1999年8月までの約54万人の健康保険組合の加入者（被保険者男女と配偶者女）で、推定方法はNegative Binomialモデルである。被説明変数は1998年9月からの1年間のエピソード件数、説明変数は1997年9月から1年間の1年前の平均健康日数、各月の外来と入院の受診日数の1階の差分の標準偏差、1998年9月からの1年間の平均標準報酬、年齢階級ダミー変数である。健康の平均値を示す平均健康日数の推定値は負、健康の不確実性の度合いを示す各月の外来と入院の受診日数の1階の差分の標準偏差の推定値はプラスでどちらも統計的に有意であった。このことは、消費者が治療を開始するかどうかの選択にあたっては、健康の平均値や不確実性の度合いが影響することを示している。

以下、第2節ではGrossmanの定式化に不確実性を取り入れた理論モデルを構築し健康の不確実性が受診行動に与える影響を理論的に説明する。第3節以下では、理論モデルをもとに実証分析を進める。第3節ではデータについて、特に、健康の平均値と健康の不確実性を中心に説明し、第4節では回帰分析の結果を報告し、同時に考察を加える。第5節で本論文をしめくくる。

## 2 理論モデル

本節は健康の不確実性が受診行動にどのような影響を与えるかを理論的に明らかにすることを目的とする。不確実性を含まないモデルはGrossman(1972)にならって、以下のように定式化される。

$$\begin{aligned}\max U &= U(C, H) \\ \text{s.t. } Y &= C + PM \\ H &= H_0 + M\end{aligned}$$

上の最大化問題で、C:消費財で価格は1、H:健康（資本）、 $H_0$ :健康（資本）の初期値、M:医療サ

ービス,  $Y$ : 所得,  $P$ : 医療サービスの価格である。消費者は消費と健康からなる効用を最大化する。ただし、予算制約と健康の生産関数の制約の下で効用を最大化することになる。Grossman モデルの最大の特徴は健康資本という概念をつかって健康を明示的に理論モデルに付け加えたことにある。上の最大化問題を医療サービスについて解くと、医療サービスの需要関数が得られる。一般的な仮定の下で、健康資本の増加は医療サービスの需要を抑制することになる。

健康に不確実性がある場合には上の最大化問題は次のように置き換えられる<sup>4</sup>。

$$\begin{aligned} \max U &= EU(C, H) \\ \text{s.t. } Y &= C + PM \\ H &= \bar{H}_0 + \alpha e + M \end{aligned}$$

または、

$$\max U = EU(Y - PM, \bar{H}_0 + \alpha e + M)$$

$\bar{H}_0$  は健康の初期値の平均値（以下では健康の平均値と呼ぶ）、 $e$  は健康の平均値からの乖離を示し、 $e$  の期待値は 0 と仮定する。 $\alpha$  は不確実性のスケールである。不確実性のない最大化問題との違いは、健康が平均値に置き換えられていること、また  $\alpha e$  によって健康の平均からの乖離が付け加えられている点にある。上の最大化問題の 1 階の条件は次式で与えられる。

$$E[-PU_C + U_H] = 0 \quad (1 \text{ 式})$$

また、2 階の条件は 1 階の条件をもう一度医療サービス  $M$  で微分することによって得られる。

$$E[P^2 U_{CC} - 2PU_{CH} + U_{HH}] < 0$$

以下では 2 階の条件が満たされると仮定する。具体的には

$$\text{仮定 A} \quad U_{CC} < 0, U_{HH} < 0, U_{CH} > 0$$

が満たされると仮定する。これらは消費や健康の限界効用は逓減し、また、消費と健康は補完関係にあることを意味する。ここでの関心は健康の平均値  $\bar{H}_0$  や不確実のスケール  $\alpha$  が医療サービス需要  $M$  にどのような影響を与えるかである。1 階の条件 (1 式) を全微分して整理すると、健康の平均値  $\bar{H}_0$  が医療サービス  $M$  に与える影響は次のようになる。

$$\frac{dM}{d\bar{H}_0} = \frac{E[PU_{CH} - U_{HH}]}{E[P^2 U_{CC} - 2PU_{CH} + U_{HH}]} < 0 \quad (2 \text{ 式})$$

符号を決定する際には仮定 A を使っている。健康の分布はそのままで平均値だけが増加した場合には、医療サービス需要は減少する。反対に平均値が減少した場合には医療サービス需要は増加する。これは不確実性のない時の最大化問題の拡張版である。次に、不確実のスケール  $\alpha$  が医療サービス需要に与える影響は次のようになる。

<sup>4</sup> Dardanoni and Wagstaff (1990) では健康に関する抽象的な分布関数を使って分析しているが、ここでは特に分布関数を設定せずに分析する。

$$\frac{dM}{d\alpha} = \frac{E[PU_{CH}e - U_{HH}e]}{E[P^2U_{CC} - 2PU_{CH} + U_{HH}]} \quad (3 \text{ 式})$$

仮定 A より分母の符号は負であるが、分子の符号は定まらない。このままでは式全体の符号が確定しないので次のような仮定 B<sup>5</sup>を追加する。

$$(\text{仮定 B}) \quad E[U_{CH}e] \leq 0, E[U_{HH}e] > 0$$

この仮定 B を付け加えると、不確実性のスケール  $\alpha$  の増大によって医療サービス需要が増大することになる。

以上の不確実性を含む理論モデルからは、健康の平均値が増大すると医療サービス需要が減少すること（2 式）、また、健康の不確実性が増大すると医療サービスへの需要が増加すること（3 式）が明らかになった。健康の平均値の変化の影響は不確実性のない場合と同じである。一方、不確実性が大きくなった場合には、消費者は医療サービスの需要量を増加させる。これは不確実性が増大すると保険需要が増大するのと同じ現象と見なすことができる。

不確実性を含むモデルでも、含まないモデルでも消費者が医療サービスの需要量を決定するという意味で、やや現実的ではない。多くの場合には医師が診断し、治療内容を決定するから患者の選択の余地は限られている。患者が主体的に選択できるのは受診するかどうか程度であると考えられる。患者が受診するかどうかを決定し、治療内容を医師が決定するモデルは Two Part モデルと呼ばれている。以下の実証分析では Two Part モデルのうちのはじめのパート、すなわち患者が受診するかどうかを決定する段階を対象として分析する。

### 3 データ

#### 【対象期間と対象】

実証分析に使用するデータは 1997 年 9 月から 1999 年 8 月までの 2 年間に 111 健康保険組合に加入していた 20 歳以上 59 歳以下の被保険者とその配偶者（女性に限定）約 54 万人の支払情報データ<sup>6</sup>に関する個票である<sup>7</sup>。そのうち、被保険者男性が約 28 万人、被保険者女性が約 10 万人、配偶者女性が約 15 万人である。加入者の年齢構成は付図表 1 を参照。対象期間は 1997 年 9 月に

<sup>5</sup> この仮定は Sandmo, A. (1970), "The Effect of Uncertainty on Saving Decisions," *Review of Economic Studies*, 37, 353-360 によって貯蓄に関する 2 期間モデルの分析にあたって採用された仮定である。

<sup>6</sup> 支払い情報データとはレセプトに含まれる情報のうち、治療内容にあたる適用部分をのぞいたものである。なお、使用したデータのうち、組合や個人を特定する情報はすでにマスキングしているため、組合や個人を特定することはできない。

<sup>7</sup> データの使用にあたっては厚生労働省保険局のご協力をいただきました。

被用者保険の被保険者の一部負担が変更になった直後で、この期間中には一部負担の変更はない。また、実際の加入者には60歳以上の加入者の中には退職後の任意継続が含まれる可能性があるため分析対象からは除外した。任意継続制度は退職後も在職時と同じ給付が受けられるが、保険料の対象となる標準報酬が実際の報酬とは異なること、また、保険料を全額支払う（事業者負担がない）ことなどの違いを考慮して分析の対象からは除外した。

#### 【変数】

推定式の被説明変数は1998年9月から1999年8月までの1年間のエピソード件数、説明変数は、健康の平均値として1997年9月から1998年8月までの年間健康日数（365日から年間外来受診日数と年間入院日数を除いた日数）、健康の不確実性として1997年9月から1998年8月までの各月の外来受診日数と入院日数の合計の1月ごとの差分の標準偏差を採用する。つまり、消費者は1年前（1997年9月から1998年8月）の健康から今年（1998年9月から1999年8月）の健康を推測すると仮定する。また、これ以外に1998年9月から1999年8月までの1年間平均標準報酬、20-29歳ダミー、30-39歳ダミー、40-49歳ダミー、50-59歳ダミーなどである。（変数の要約は図表9を参照。）

#### 【被説明変数】

被説明変数は1998年9月から1999年8月までの1年間のエピソード（episode）<sup>8</sup>件数である。エピソードとは治療の開始から終了までを含む治療の単位である。日本では患者の一部負担をのぞく治療費は保険制度に請求される。このとき使われる請求書が通称レセプトで、受診した月ごとに作成される。一般に1エピソード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。

理論モデルでは消費者は健康の不確実性のもとで医療サービスの需要量を決定することになる。しかし、一般に実際の消費者は診断や治療内容を決定することはできない。消費者にできるのは受診（エピソード）を開始するかどうかだけである。具体的な治療内容は実質的に医師が決定すると考えられる。いわゆるTwo Partモデルでは第1段階で消費者は受診するかどうかを決定する。消費者が選択できるのはあるエピソードを始めるかどうかで、エピソード件数はちょうど受診開始を決定した回数に一致する。エピソード件数は診療開始日をグルーピングしたものであるから、ちょうど消費者が受診を開始した件数に他ならない。エピソードには今期治療を開始したものと、前期以前に治療を開始したものの両方が含まれる。また、高血圧症などは治療が長期間にわたるものも、風邪のように短期間に治療が終了するものもある。それぞれのエピソードは質的に異なる側面を持つが、どちらも1エピソードとしてカウントした。

<sup>8</sup> エピソードの概念について詳しくは山田武（2002）「国民健康保険支払い業務データを利用した医師誘発需要仮説の検討」季刊社会保障研究、第38巻、第1号

図表 1 は 1998 年 9 月から 1999 年 8 月までの 1 年間のエピソード件数の分布を示している。図表 1 は被保険者男性・被保険者女性・配偶者女性<sup>9</sup>のそれぞれの分布が長い右裾を持っているという特徴を持っている。特に被保険者男性は 0 件が最も多く、女性の場合でも 1 件（被保険者）または 2 件（配偶者）である。図表 2 から図表 4 はそれぞれ年齢階級別の被保険者男性・被保険者女性・配偶者女性はエピソード件数の分布を示している。いずれの場合でも各年齢階級はおなじようにこのように長い右裾という特徴をもっている。以上の特徴から実証分析にあたっては、ポアソン回帰モデルや Negative Binomial（負の二項分布）モデルが考えられるが、平均値よりも分散が大きいであることを考慮して Negative Binomial モデルを採用した。

図表 5 は年齢階級別の平均エピソードである。エピソードは 20 歳未満では急速に減少する。その後は属性に応じて異なる経路をたどっているように見える。まず、被保険者男性は 35 歳ごろまでなだらかに増加し、若干低下するが 50 歳ごろから再び増加する。一方、同じ女性であっても被保険者女性と配偶者女性では異なる経路をたどっている。20 歳代のちは配偶者女性が被保険者女性を上回るが、35 歳ごろからは被保険者女性が配偶者女性を上回る。また、男性と同じく 35 歳ごろからいったん低下するが、45 歳ごろから再び増加する。なお、一貫して女性のエピソードは男性よりも高い。

なお、付図表 2・付図表 3 は子供男性・子供女性の年齢階級別のエピソード件数の分布を示している。男女ともに、0-4 歳階級では逆 U 字型に広がった分布をしているが、年齢が増えるとともに徐々に最頻値が左に移動し、大人と同じような分布になっていく様子がわかる。

#### 【説明変数】

消費者は 1 年前の健康から今期の健康を推測すると仮定し、健康の平均値 ( $\bar{H}_0$ ) の代理変数として平均健康日数を、健康の不確実性 ( $\alpha e$ ) の指標として外来受診日数と入院日数の合計の 1 階の差分の標準偏差を使用する。なお、これらの指標の推定には 1997 年 9 月から 1998 年 8 月のデータを使用する。

#### ・健康の平均値

データの制約から健康そのものを観察することはできない<sup>10</sup>が、健康のフローを観察することは可能である。たとえば 1 月を 30 日とし毎月の外来受診日数と入院日数をのぞいた日数の年間平均値は健康のフローの平均値と見なすことができる。健康であったからこそ医療機関で受診のために時間を割く必要がなかったという意味で、30 日から外来受診日数と入院日数をのぞいた日

<sup>9</sup> 本論文の直接の対象ではないが 20 歳未満の子供についても図を取り上げた。なお、子供の男女別年齢階級別の相対度数は付図表 2・3 に示されている。

<sup>10</sup> 費用便益分析では健康の自己評価を直接・間接的に健康の自己評価を顕示させる方法がある。ここではそのような方法を採用することはできないという意味である。

数は、ストックである健康からのフローのサービスということができる。本論文ではこれを平均健康日数<sup>11</sup>を呼び、健康の平均値 ( $\bar{H}_0$ ) を代理させる。なお、実際の推定では年間健康日数を12で割ったものを使う。

図表6は1997年9月から1998年8月までの1年間の平均健康日数を示している。全体を通して、健康日数は20歳ごろまで増加し、その後減少に転じている。1歳から19歳までは被扶養者の子供の年間健康日数で、15歳以下では女子の健康日数が男子の健康日数を上回っている。幼稚園や保育園に通学する4歳・5歳でいったん足踏みするが、その後健康日数は増加する。一方、20歳以上では男女または被保険者と配偶者で健康日数には違いが見られる。まず、年齢を通じて被保険者男性がもっとも健康日数が多く、20歳以降徐々に低下する。35歳ぐらいまでは被保険者女性が配偶者女性よりも健康日数が多い。これには出産などが影響しているかもしれない。また、35歳以降はどちらも（被保険者も配偶者も）同じような経路をたどる。35歳以降若干持ち直すが、45歳ごろからは減少に転じる。

ここでは受診日数や入院日数だけを使って健康日数を定義しているが、この方法では過剰にあるいは過少に健康日数を推定する可能性がある。たとえば、インフルエンザで会社を休んだ3日のうち受診したのは1日だけであれば、健康のフローは1日ではなく3日減少したと考えるのが自然である。残念ながら支払い情報データには休業に関する情報はデータには含まれていない。その結果、平均健康日数は過剰に推定されている可能性がある。一方、平均健康日数は30.42日 (=365/12) が上限で、それ以上の平均健康日数は存在しない。また、平均健康日数が30.42日の加入者も少なくない。これらの加入者については平均健康日数が30.42日までに制限されているために、健康が過小評価されている可能性がある。しかし、この方法は支払い情報データから簡単に推定することができる簡便なアプローチであると考えられる<sup>12</sup>。

#### ・健康の不確実性

一方、健康の不確実性 ( $\alpha e$ ) 示す指標はいくつか考えられる。ここでは、4種類の指標、外来受診日数と入院日数の合計の標準偏差 ( $a1$ )、外来受診日数と入院日数の合計の1階の差分の標準偏差 ( $a2$ )、外来受診点数と入院点数の合計の標準偏差 ( $b1$ )、外来受診点数と入院点数の合計の1階の差分の標準偏差 ( $b2$ ) について検討した。なお、差分については12ヶ月のうち差分をとれる11ヶ月を対象にして推定する。

$a1$  と  $a2$  は日数をベースとした不確実性である。健康の平均値を求める際に健康のフローとして健康日数を採用した。 $a1$  と  $a2$  は健康日数の不確実性であるという意味で共通する。理論モデル

<sup>11</sup> Grossman(1972)がHealthy Daysと呼んだのにあわせて、ここでは健康日数と呼ぶ。

<sup>12</sup> 実際に平均健康日数を推定すると、平均日数がマイナスになる場合がある。たとえば1年を通じて入院し、途中で転院した場合や、頻りに複数の医療機関で受診した場合がこれにあたる。これらの場合には平均健康日数を0日として処置した。

は健康の不確実性  $\alpha e$  の平均はゼロであることを仮定していた。各個人の月ごとの外来受診日数と入院日数の合計はゼロ以上であるから当然平均もゼロ以上となり、条件を満たさない。したがって、 $a1$  は望ましくない。一方  $a2$  の平均値はおおよそ 0 になるという意味で理論モデルの要請を満たす<sup>13</sup>。

$a1$  と  $a2$  は日数をベースとしているが、同じ 1 日でも実施される治療内容には大きな差がある。したがって、治療内容を反映すると考えられる治療費ベースの不確実性が  $b1$  や  $b2$  である。ただし、外来点数や入院点数はゼロ以上になるから、平均値がゼロになるという理論的な条件を満たさない。そのため、 $b1$  は条件からはずれる。一方、 $b2$  の平均値もおおよそゼロに近いという意味で望ましい性質をもっている<sup>14</sup>。

以上から、外来受診日数と入院日数の合計の 1 階の差分の標準偏差 ( $a2$ )、外来受診点数と入院点数の合計の 1 階の差分の標準偏差 ( $b2$ ) が残る。本論文では、外来受診日数と入院日数の合計の 1 月ごとの差分の標準偏差 ( $a2$ ) を採用した。その理由は次の通りである。まず、健康日数との関連から日数ベースの不確実性はわかりやすい指標であるという点である。また、治療費は不確実性を質的な側面に踏み込んでいるという意味では望ましい性質を持っているが、消費者にとっては治療費を把握するのは意外とむずかしいと思われる。消費者は治療費の一部を自己負担する。ただし、高額療養費制度によって消費者の自己負担には上限があり、また、本論文が対象とする健康保険組合の多くは付加給付制度を持っているため、実質的な自己負担率は、通常の一部負担率よりも低くなっていると予想される。その結果、治療費そのものの変動を理解しているとは考えられない。むしろ行動が制限される受診日数はわかりやすいコストに思われる。したがって、 $a2$  の外来受診日数と入院日数の合計の 1 階の差分の標準偏差を健康の不確実性を示す度合いとして採用することにした<sup>15</sup>。

図表 7 は外来受診日数と入院日数の合計の 1 階の差分の標準偏差を示している<sup>16</sup>。子供のうちは男女とも年齢が低下するとともに、標準偏差も低下する。つまり、子供は年齢とともに不確実性の度合いが低下する。標準偏差はほぼ一貫して男性が女性よりも大きい。一方、大人の場合には標準偏差の流れは女性と男性、女性でも被保険者と配偶者では異なるように見える。被保険者男性は徐々に標準偏差が増加する。一方、女性の場合には 20 歳代から 30 歳代の配偶者女性の標準偏差が大きい、徐々に低下する。被保険者女性の場合には徐々に配偶者女性に追いつく。そし

<sup>13</sup>  $a2$  について平均値はほぼ 0 になるが (被保険者男性 0.0024, 被保険者女性 0.0022, 配偶者女性 -0.0036), 統計的に平均値が 0 ではないという帰無仮説を棄却することはできなかった。

<sup>14</sup>  $b2$  について平均値を調べてみると、若干 0 よりも大きくなり (被保険者男性 6.3994, 被保険者女性 5.4599, 配偶者女性 3.0725), 統計的に平均値が 0 ではないという帰無仮説を棄却することはできなかった。

<sup>15</sup> 高額療養費、各種付加給付をのぞいた治療費を使った分析は今後の課題としたい。

<sup>16</sup> 標準偏差は年齢ごとに差分をプールして推定している。

て、40歳代にはいるとどちらも増加を続ける。20歳代・30歳代の配偶者女性の標準偏差が大きいのは出産に関係していることを予想させる<sup>17</sup>。

外来受診日数と入院日数の合計の1階の差分の標準偏差にも問題がないわけではない。この指標は毎月の健康の不確実な変化を反映することが期待される。反対に慢性的な治療が継続的に続けられる場合には標準偏差には影響しないことが望まれる。たとえば、糖尿病の治療で毎月2日通院しているとすれば、分散は0である。ところが、アトピー性皮膚炎で2月に1日受診する場合には、健康には変化がないにもかかわらず、分散が観察されることになる。

また、平均健康日数とのある程度の相関の発生もさげられない。図表8はある健康保険組合の被保険者男性の健康日数と標準偏差の関係を示している。定義から平均健康日数が30.42日(=365日/12)の場合、標準偏差は0になる。散布図はこの点を頂点に点が広がっているように見える。実際、平均健康日数が減少しなければおおきな標準偏差はえられない。その結果、健康日数が30.42日を頂点として散布図は広がるのである。

健康日数が減少したからと言って標準偏差が大きくなるとは限らない。たとえば、毎月3日ずつ通院した場合には平均健康日数は27.42日(=30.42-3)であるが、標準偏差は0である。しかし、健康日数が減少しなければ大きな標準偏差は発生しないのも事実である。全サンプルを使った場合でも健康日数と標準偏差の間には比較的高い相関が発生する。その結果、回帰分析の推定結果には多重共線性が影響していると考えられる。ただし、今回使用するサンプル数は非常に多く(被保険者男性が約28万人、被保険者女性が約10万人、配偶者女性が約15万人)、多重共線性の影響はある程度緩和されていると考えられる。

#### ・平均標準報酬

平均標準報酬は1998年9月から1999年8月までの12ヶ月間の標準報酬で、単位は千円である。ボーナスは含まれない。

#### ・年齢ダミー

20-29歳ダミー、30-39歳ダミー、40-49歳ダミー、50-59歳ダミーは加入者の年齢がカテゴリーに一致するときには1、それ以外は0をとる2値変数である。医療サービスの需要に関する実証分析では、年齢または年齢階級ダミー変数は健康の代理変数として使われていることが多い。本論文では、健康は年間健康日数や外来受診日数と入院日数の合計の1月ごとの差分の標準偏差で表される。したがって、これらのダミー変数は年間健康日数や外来受診日数と入院日数の合計の1月ごとの差分の標準偏差以外の要因を反映することが予想される。

---

<sup>17</sup>



年間健康日数や外来受診日数と入院日数の合計の1月ごとの差分の標準偏差は日数ベースの指標で、治療内容などは反映されていない。これらの指標によってカバーされない要因が年齢階級ダミーに影響すると予想される。

・性別ダミー

男性が0、女性が1をとる2値変数である。図表1や図表5からも明らかなように男性と女性ではエピソードのパターンが異なるように見える。両性のデータをあわせて使う場合にはこのダミー変数を使用する。

・配偶者ダミー

配偶者が1、被保険者が0となる2値変数である。被保険者と被扶養者（配偶者）のデータをあわせて使う場合にはこのダミー変数を使用する。

#### 4 推定結果

推定では、被保険者男性・被保険者女性・配偶者女性をそれぞれ分けた推定と、全サンプルを対象とした推定を実施する。以下では属性別の推定結果を中心に説明する。

推定に当たってはまずポワソン回帰を実施したが、すべての推定式で推定結果のあてはまりは統計的に有意ではなかった。これは被説明変数の分散が平均を上回るためである。そこで、分散が平均を上回る場合に対応するNegative Binomialモデルを使って推定した。推定結果は図表11に示されている。

表11は被保険者男性、被保険者女性、配偶者女性、全体について被説明変数をエピソード件数として推定した結果である。推定結果はどれも比較的良好である。本論文の関心は、健康の不確実性が受診行動に与える影響について検討することである。理論モデルは健康の平均値（平均健康日数）の増加はエピソード件数に負の効果を持ち、健康の不確実性（受診日数の差分の標準偏差）の増大はエピソード件数に正の効果を持っていることを示していた。実証分析の結果も、理論モデルの符号と一致する。以下では推定値そのものではなく、平均値で評価した各推定値の効果を使って説明する。

平均健康日数について平均値で評価すると、平均健康日数が1日増加すると、エピソードが0.2377件から0.4030件の間で減少する。平均健康日数の定義は365日から1年前の年間外来受診日数と入院日数をのぞいて12で割ったもので、理論モデルの健康の平均値の代理変数である。この数字が高いほど、消費者は今年の健康の平均値は高くなると推測する。いいかえると医療機

関にいかなかった日数が多いほど健康の平均値は高まるから、今年のエピソード(治療開始件数、ただし、過去からの継続分を含む)は減少することになる。この効果が最も大きいのは被保険者女性で、平均健康日数が1日増加すると、エピソード件数が0.4件減少する。反対に言えば、平均健康日数が1日減少すると、エピソード件数が0.4件増加することになる。一方、効果が一番小さいのは男性で、平均健康日数が1日増加すると、エピソードが0.23件減少する。また、同じ女性であっても、配偶者女性にくらべて被保険者女性の平均健康日数の効果が大きくなっている。

受診日数の差分の標準偏差について平均値で評価すると、標準偏差が1日増加すると、エピソードが0.2845件から0.3007件の間で増加する。受診日数の差分の標準偏差は1年前の12ヶ月間の外来受診日数と入院日数の合計の1ヶ月ごとの差分についての標準偏差で、健康の不確実性の代理変数である。この数字が高いほど、消費者は健康が不確実性にさらされていると推測する。その結果、消費者はリスクをさけるために頻繁に受診するようになる。この効果が最も大きいのは被保険者女性で、標準偏差が1日増加するとエピソードが0.3件増加する。一方、被保険者男性と被保険者女性ではほぼ同じように、0.28件増加する。

これらの結果は消費者が健康の不確実性を考慮して受診行動を選択していることを裏付けている。もっとも、すでに指摘したように平均健康日数と受診日数の差分の標準偏差の間には相関が認められるから、それぞれの推定値が多重共線性の影響を受けている可能性もあることに注意すべきである。

平均標準報酬の推定値は正で統計的に有意である。つまり、報酬が増加するとエピソードが増加することになる。この効果は個人レベルでは非常に小さく、標準報酬が千円増加したときに0.0006件から0.0011件が増加するにすぎない。

年齢階級ダミーの推定値はどれも統計的に有意で、興味深い結果を示している。これらの推定のリファレンスグループは20歳代である。推定結果からは被保険者男性の30歳代ダミーをのぞいて、すべての年齢階級ダミー変数は負になっている。特に、被保険者女性・配偶者女性の40歳代と50歳代では比較的な大きな数字(-0.5109から-0.9401)がえられる。

医療サービスの需要などの実証分析では年齢は健康の代理変数として使われることが多い。しかし、ここでは、健康の平均値や健康の不確実性は別に取り上げられているから、年齢階級ダミーは日数ベースの健康の平均や標準偏差では十分に反映することができなかつた不確実性や、健康以外の要因を反映していることになる。たとえば、平均健康日数や受診日数の1階の階差の標準偏差が理論モデルの健康の期待値や不確実性を十分に表せず、高齢になるほど不確実性が高まるのであれば、これらのダミー変数は正になるはずである。ところが、実際には負の値をとってい

る。

これらの負の推定値が、健康への選好が変化したことを反映したとすれば、健康への関心が低下したと考えることもできる。しかし、一般的には40歳代・50歳代の健康への関心が低下するという説明には説得力が欠けると思われる。一方、年齢とともに生活習慣病などの治療が長期間にわたる疾病が多くなる。高血圧症で治療中に、風邪をひいたとしても、高血圧症を担当する医師の治療を受けたとすれば新しいエピソードは発生しない。慢性疾患を患っていないければ発生したはずの、新しいエピソードが慢性疾患のエピソードに埋没してしまう可能性がある。また、女性の場合には、20歳代から30歳代の出産期には比較的受診する機会が多くなる可能性もある。いずれにしてもこれらのダミー変数の意味についてはより詳しい分析が必要である。

## 5 まとめ

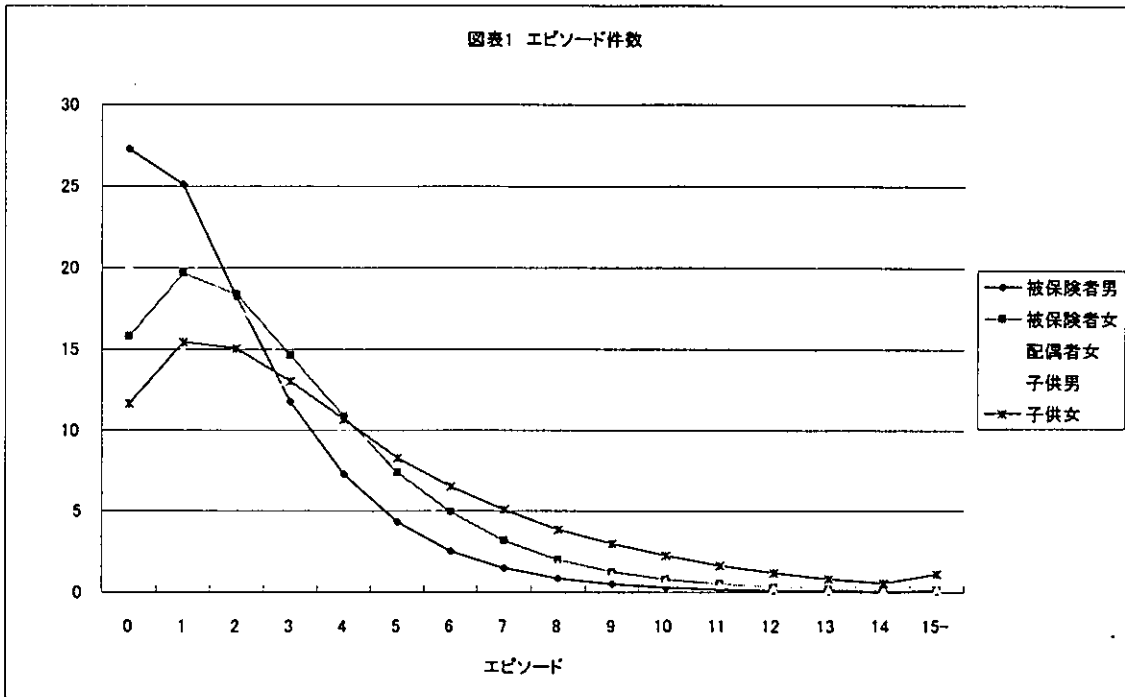
本論文の目的は健康の不確実性が消費者の受診行動に与える影響について理論的実証的に分析することにある。理論モデルの示すとおり、健康の不確実性は消費者の受診行動に影響を与えている。健康の平均値が上昇するとはエピソード件数は減少し、健康の不確実性が増加するとエピソード数が増加する。したがって、消費者は健康の不確実性を考慮して受診行動を決定していることが明らかになった。

今後いくつかの点については分析を深める必要がある。特に、消費者の選好については重要な課題である。本論文ではすべての消費者は同じ効用関数を持っていることを仮定している。同じ不確実性のもとでは、同じ受診行動をとることが前提となっている。しかし、実際には、健康に対してより慎重な消費者もいれば、そうでない消費者もいるだろう。また、選好の違いが日数ベースの不確実性の評価と関係する可能性がある。今回の分析は大規模なデータではあるが、横断面データであるために、個人効果には対処することができない。パネルデータによる分析では選好の違いを個人効果に還元できる可能性があるため、より詳細な分析が可能になる。

もう一つの課題は不確実性と医療支出の関係である。消費者は健康の不確実性のもとで受診するかどうかを決定しなければならない。その結果、頻繁に受診する消費者は多くの医療資源を消費するのかどうかは、マクロな医療費を考える上で重要な課題である。

最後に本論文から、日数ベースの不確実性は消費者の受診行動に一定の影響を及ぼしていることが明らかになった。これらの変数は消費者の健康診断の受診行動影響を分析するためにも有益な変数になると考えられる。

図表1 エピソード件数



図表2 被保険者男性

