

医療保険制度と年齢階層別にみた受診行動

1. はじめに

(1) 問題意識等

(背景)

先進国では医療費の支払いにおいて公的医療保障が果たす役割が大きい。わが国の公的医療保険制度¹では、保険料は病気のリスクの大きさに依存せずに決まっており、また、支払い能力によって診療内容に差異をもたらす危険があるとされるいわゆる混合診療も禁止されてきた。こうしたことから、保険制度の設計にあたり所得水準によって医療アクセスに何らかの制約が生じることを避けるための配慮が重視されていると考えられる。特に、相対的に所得が低くかつ医療需要が大きい高齢者では、医療費の支払いに対して公的な介入を行うことの意義が大きいと考えられる。

他方わが国では、今後の急速な高齢化の進展を控え、高齢者の医療保険制度のあり方が重要な論点になっている。昨年末に医療制度改革大綱が取りまとめられた医療制度改革の議論においても、医療保険制度体系、特に高齢者医療保険制度の見直しが大きな論点の一つとされ、65歳以上を対象とする新たな高齢者医療制度が創設されることとされた。こうした医療保険制度再編の結果として保険者間の財政調整が図られるとしても、同一保険制度に括られる同世代の高齢者の置かれた経済的環境は、それ以下の年齢階層の場合と比較してより多様であると考えられるため、一部では所得水準などが制約となって、受診アクセスが制限される可能性も考えられる。こうした問題意識は、公的医療保険制度の体系が見直されたり、被保険者の負担範囲の見直しが進められるにつれて、随時検証が必要な論点と考えられる。

(本稿の問題意識)

以上を踏まえ、本稿では同一世代内の受診の特徴を整理する。このために各人にとっての医療サービスの必要性を一定の想定の下に推計し、この必要性がどの程度充足されているかを世代内の所得階層ごとに比較することとしたい。こうした手法を取る背景には、医療サービスの性質が通常財と異なることがある。すなわち、医療サービスが必要になるリスクは個人の身体状態に依存し、またリスクが発生しても診療を受けるかどうかは軽度の疾病の場合個人の判断に委ねられる。このレポートでは、必要性を推計する際には、特に、「体調が悪い時に通院して診療行為を受けるか否か」、すなわち入院外の受診に焦点を当てる。これは、入院については入院する・しないの選択の余地が本人にない場合が多いと考えられる一方で、若干の体調不良の場合、入院外の受診の有無には個人の選択の幅が大きいと考えられることから、ここでは選択の結果所得水準と入院外の受診行動との間に一定の関係が見られるかどうかを検討する。なお、分析に際しては、

¹ 本稿では公的医療保険制度を、遠藤・藤原・櫛(2004)にならい「国民から保険料として強制的に資金を徴収して医療費支払いの一部に充てる制度」と定義する。

今回の医療制度改革で新たな高齢者医療制度が創設されたことに鑑み、見直しが行われた高齢者層²に特に注目して検証を行う。

(2) 分析の手法

ここでは予め本稿における分析方法を概説する。まず、医療サービスの中でも入院外サービスの利用について、年齢等の基本属性の他、身体的な状況認識や、社会的要因といった医療サービスの需要側の属性を基に、受診の必要度（以下、「受診ニード³」）を推計した。次に所得と医療アクセス制約の関係を測るために、推計された受診ニードが実際の受診行動に結びついているか、両者の差を求めて所得階層別に比較した。受診ニードと実際の受診の間に正の乖離があるほど、受診ニードが満たされていないことが示唆される。なお、推計に用いるデータは、厚生労働省『国民生活基礎調査』の個票データである。具体的な分析方法は本多（2003）をベースとし、検証の対象年次を90年代後半以降直近時点（2004年）まで延ばすとともに、政策面での含意を得るために同一年齢階層内での制度間比較などの検証を多面的に行った。

ここで、所得水準と医療アクセスの関係を論じる観点からは、所得の定義が重要な位置を占める。本稿では、先行研究に倣い、OECDにおける調整方式⁴を用いて調整一人当たり可処分所得を求め、所得として用いている。

本稿の構成は以下の通りである。第2節において、先行研究について概観し、第3節ではデータの基本属性、第4節で実証分析の推計方法を具体的に述べる。第5節では第4節での推計の結果について論じ、第6節で、若干のインプリケーションとともに全体のまとめを行っている。

² 新たな高齢者医療制度の対象とされたのは、前期高齢者が65 - 74歳、後期高齢者が75歳以上であるが、社会保障審議会での議論の過程では年金制度等との整合性などの観点から、両制度とも対象年齢を更に引き下げるべき、との意見もあった。

³ 所得等の経済変数以外の個人の属性（年齢、性別、健康状態等）を反映した各個人の受診の必要性を指し、第4節において述べられるプロビット分析に基づいて推計される。

⁴ OECDでの調整方式。世帯可処分所得を子供の人数で調整して一人当たりとした。具体的には以下の式に基づき、世帯可処分所得を除した。

成人の人数を x 、子供（16歳未満）の人数を y とし、 $(x+0.75y)^{0.75}$

2. 先行研究

わが国は国民皆保険、フリーアクセスを前提に医療制度を構築してきたことなどから、医療サービスへのアクセスに関する先行研究例は限定的である。そうした中、最近の医療保険給付率の相次ぐ見直しを契機に、低所得者を中心に医療サービスへのアクセスに制約があるという問題が生じているか否かを検証する研究が見られるようになってきた。自己負担率の引上げ改正は国民にとっては医療サービス価格の上昇に相当するため、需要が十分価格弾力的であれば負担軽減につながる可能性も考えうる。同時に、医療サービスの価格弾力性が高くても、過度の受診抑制が生ずれば、その結果国民の健康状態が悪化することも考えられる。

澤野(2001)では、医療サービス・エンゲル曲線を推定することにより、医療費自己負担は所得に関して逆進性を持っており、所得に関係しない一律の負担率引上げは逆進性の強化につながることを指摘した。また、97年に被保険者の自己負担率が1割から2割に引き上げられた際に、同曲線の傾きは変化したとはいえないことから、各所得階級の需要の価格弾力性は類似しているとの結論を得ている。さらに、価格弾力性の値が非常に小さいことから、追加的な家計の自己負担増は平均して年間一人当たり約2400円から5300円程度の支出増をもたらしたとの結果を得ている。

遠藤・駒村(1999)では平成5年と昭和56年の「所得再分配調査」を用いて、世代間・世代内の医療アクセス問題について先駆的な検証を行っている。その結果によれば、高齢者では非高齢者と比べて医療保険給付額が大きくばらつきも大きい。全体にみて所得と医療需要の間には負の相関があり、公的医療保険制度を通じて世代間・世代内とも医療アクセス制約が大きく改善されていること、こうした改善度は昭和56年より平成5年の方が顕著であることが明らかにされた。

他方、医療アクセスについては患者自己負担の面から評価する方法もある。遠藤・篠崎(2003)では、所得と自己負担額の間を1980年代以降について時系列変化などの観点から分析している。それによると、医療費の対家計支出比率は90年代半ば以降急速に上昇している。併せて、患者の自己負担増及び高齢化の進展を通じて、医療費の逆進性が入院医療費を中心に高まっていることを指摘している。

これらに対して、所得と医療費負担の間に逆の因果関係を検証した例もみられる。具体的には、低所得であるために医療アクセスに制約が生じるのではなく、もともと健康状態が悪いために所得損失が発生し、同時にそうした層での医療サービスの必要性は高い、という関係が導かれる。特に、国民生活基礎調査を用いて健康状態、就業選択、及び所得の関係を論じた大石(1999)では、健康状態の悪化が就業に有意に負の影響を及ぼすことが示された。また岩本(2000)でも、健康状態の悪化により30歳以上男性で所得が1%程度失われることを実証している。これらにより、低所得であるために医療サービスアクセスに制約があるのではなく、健康状態が悪い人の受診サービスニーズが相対的に高いため、ニーズを満たすだけの受診確率に達しない可能性が高くなりやすく、同時にそうした人々は就業機会が制約されるため、低所得状態になりやすい、などの結果が観察されている可能性があると考えられる。いずれにせよ、ニーズと所得との間の因果関係がどちらの方向であるにせよ、医療アクセスの現状と制度改正の影響を受けた

変化を分析することには意義があると考えられる。

本多（2003）は、海外の先行研究例等を参考にしながら新たな手法で所得と医療サービスアクセスに関する検証を行っており、前述の通りその基本的なアイデアにおいて本レポートの先行研究となるものである。具体的には、国民生活基礎調査 1992 年から 1998 年までの 3 回分の調査結果を用いて、当該期間中の医療アクセス状況とその変化を検証している。本多（2003）で用いられた手法は、ローレンツ曲線の考え方を健康度や医療受診行動に応用し、健康状態の変化に伴い発生する医療受診の必要度に応じて、受診や医療費といった医療資源が利用されているかをみるものである。検証の結果、1995 年までは高所得者層に有利な不公平が発生していたが、97 年改正を契機に被保険者本人の負担率の優遇分が軽減されたため、そうした層での必要度以上の需要が抑制されたと推測している。これにより、本多（2003）では被保険者本人にとっては受診の機会費用がちょうど負担率 1 割分程度に相当しており、被扶養者との負担率が 1 割異なることでちょうど公平性が確保されたと推測している。

（自己負担率引上げと需要の弾力性）

所得階層別の需要の動向を検討する際には、需要の価格弾力性の水準が大きな意味を持つ。需要の価格弾力性の推計には、制度改正を挟んで個人ベースの時系列での需要の推移を把握することが必要なため、データの利用可能性の制約からわが国での既存研究例はさほど多くはない。同一個人データを利用した結果ではないが、内閣府（2005）では 97 年と 2003 年の自己負担率引上げ前後のデータを用いた Difference-in-Difference 推定の結果、需要の価格弾力性は極めて小さく、かつ所得階層別に見ても大きな差異がないことを指摘している。

（国際的にみたわが国の医療アクセス）

遠藤・篠崎（2003）では、総医療関連支出⁵の概念を用いて OECD 諸国の医療支出比率及びカクワニ指数⁶の比較を行っている。それによると、わが国では 80 年代から 90 年代にかけての平均的な医療関連支出比率は 1.6% 程度であり、低所得者の医療サービスへのアクセスの公平度とともに先進諸国⁷のほぼ中位値水準である。

公的医療保険制度の存在が医療費支出などにどのような影響を及ぼすかを分析した遠藤・藤原・櫛（2004）では、OECD 諸国 13 カ国のデータを用いて、同制度の存在により医療費の対 GDP 比が引き下げられる効果があること、及び同制度の存在により医療費負担の逆進性が緩和され、低所得者の医療アクセスが改善されていることを明らかにしている。

⁵ 公的医療保険対象となる財サービスへの支出と、保険対象外の医療関連の財・サービス支出の合計。遠藤・篠崎（2003）では、本来は前者のみを用いて比較するのが適当と考えられるが、多数国間での比較可能性が最も高いことから総医療関連支出概念を用いて検証を行っている。

⁶ 医療費支出の累進性、逆進性を測るための指標。所得の不平等度を表すジニ係数と、所得と医療費支出の関係の偏りの程度とを比較した指標。所得の累積度数と医療費支出の累積度数の両者に囲まれた面積の 2 倍で計算され、後者が前者より右下に向かって膨らんでいる場合、高額所得者が所得に比してより多くの医療費を支出しているため支出は累進的（カクワニ指数は正）、逆の場合は逆進的（同指数は負）となる。

⁷ 日本、カナダ、アメリカ、スウェーデン、イギリス、ドイツ、オランダ、韓国の 8 カ国を比較。

これらの既存研究を踏まえ、本レポートでは、被保険者本人の負担が 1 割であった 1995 年から、稼得者層での自己負担率が原則 3 割にまで引き上げられた 2004 年までの約 10 年間のデータを用いて、入院外受診行動と所得水準の関係を中心に、受診者側の特徴に注目しながら検証を行う。

3. データ

(1) データ出所

厚生労働省「国民生活基礎調査」(以下基礎調査、1995年、1998年、2001年、2004年)の個票データを利用した。基礎調査では3年に1度大規模調査が行われ、世帯員の健康状態や所得の内訳等の詳細が調査されているため、大規模調査に該当する年次のデータを用いている。基礎調査は全国の世帯⁸を無作為抽出し、約4万世帯のすべての世帯員(約12万人)を調査客体とするものであるが、調査時点で長期入院や老人・社会福祉施設等に入所している世帯員は調査対象とされない。

本レポートでは、基礎調査の年次ごとの世帯票、健康票、所得・貯蓄票(または所得票)の調査項目を同時に使用するため、世帯については、各票の県番号、地区番号、単位区番号、世帯番号によって各票を接合した。また、世帯員の属性については、各票の性、出生年月によって各票を接合した。そのうえで、原則として69歳以下、70歳以上毎に分けて推計に用いている。

接合の結果、整合的に推計・集計に用いることができたサンプル数は、世帯数では各年およそ19,000前後、世帯員ベースでは各年およそ6万から8万程度で、そのうち10～15%程度が70歳以上に当たる。なお、推計に必要な調査項目が利用可能なサンプルのみを用いたため、調査時点での入院者は含まれていない。調査時点は調査年の6月であるが、所得は調査年の前年1年間の所得である。

本稿で用いたデータの基本属性は以下の通りである。集計に際しては、全国の調査地区ごとのウエイトを用いた推計を行っている。なお、全年齢層、69歳以下、70歳以上毎に分けた記述統計量については、付図表1参照。

(2) データの基本属性

本稿では、基礎調査の調査項目のうち世帯員の身体属性に関する項目と、就労・経済状態に関する項目を用いた(付図表1)。そのうち主なものについて、69歳以下と70歳以上に区分して示した結果が図表3-1である。これらデータの平均属性の経年変化をみると、受診ダミーの平均、平均年齢は上昇し、また個人の身体状況(健康状態の意識、自覚症状数⁹、日常生活への有無)は年々悪化している。この他は、借り入れをしている世帯がやや減少することを除き、目立った傾向はみられない。

⁸ ただし、1995年調査は、阪神・淡路大震災の影響により、兵庫県については調査を実施していない。

⁹ 基礎調査では、「あなたはここ数日、病気やけがなどで体の具合が悪いところ(自覚症状)がありますか」という問に対して「ある」と回答した場合、どのような症状か、あてはまるすべての症状を回答させている。本稿の分析では、該当すると答えた症状の合計数を個人の健康状態を表す変数として用い、これを「自覚症状数」と呼ぶ。

図表 3-1 使用データの基本属性（所得階層 5 分位別）

1995年 N=82026 69歳以下						70歳以上				
変数名										
受診ダミー(受診した=1)	0.27	0.27	0.25	0.26	0.29	0.66	0.71	0.69	0.72	0.71
年齢	37.58	36.09	35.49	37.45	41.01	77.08	76.63	76.08	76.38	77.06
性別(男性=1)	0.47	0.49	0.49	0.50	0.51	0.35	0.38	0.44	0.40	0.42
健康状態の意識	よい	0.33	0.35	0.36	0.36	0.35	0.15	0.15	0.16	0.18
	まあよい	0.17	0.18	0.18	0.19	0.19	0.18	0.16	0.16	0.15
	ふつう	0.40	0.39	0.38	0.38	0.39	0.44	0.46	0.46	0.48
	あまりよくない	0.08	0.07	0.07	0.06	0.07	0.20	0.20	0.20	0.19
	よくない	0.01	0.01	0.00	0.00	0.01	0.03	0.02	0.01	0.02
自覚症状数	0.96	0.83	0.81	0.76	0.81	1.76	1.92	1.84	1.79	1.68
日常生活への影響有無	0.09	0.07	0.06	0.06	0.07	0.25	0.23	0.25	0.26	0.28
仕事の有無	0.48	0.48	0.50	0.57	0.67	0.15	0.14	0.14	0.15	0.26
ホワイトカラーダミー	0.26	0.28	0.32	0.38	0.50	0.06	0.06	0.05	0.08	0.17
ブルーカラーダミー	0.13	0.13	0.12	0.12	0.10	0.02	0.02	0.02	0.02	0.03
貯蓄の有無ダミー	0.76	0.87	0.92	0.93	0.95	0.73	0.84	0.89	0.93	0.96
借入金の有無ダミー	0.49	0.52	0.56	0.59	0.60	0.19	0.24	0.28	0.37	0.42
調整一人当たり可処分所得	94.58	169.32	224.38	292.66	500.68	66.12	130.17	183.45	251.09	462.31
1998年 N=71694 69歳以下						70歳以上				
受診ダミー(受診した=1)	0.27	0.27	0.25	0.25	0.28	0.67	0.72	0.74	0.71	0.70
年齢	38.28	37.71	36.74	38.15	42.21	77.20	76.77	76.18	76.41	76.84
性別(男性=1)	0.46	0.48	0.49	0.49	0.52	0.33	0.39	0.46	0.41	0.44
健康状態の意識	よい	0.29	0.29	0.32	0.28	0.29	0.11	0.13	0.11	0.15
	まあよい	0.16	0.17	0.18	0.19	0.19	0.15	0.15	0.16	0.17
	ふつう	0.43	0.44	0.41	0.44	0.43	0.46	0.47	0.45	0.46
	あまりよくない	0.11	0.09	0.08	0.08	0.08	0.24	0.22	0.25	0.20
	よくない	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.04	0.03	0.04	0.03
自覚症状数	1.27	1.07	0.99	0.95	0.96	3.12	2.95	2.89	2.56	2.56
日常生活への影響有無	0.09	0.07	0.06	0.06	0.07	0.28	0.25	0.26	0.27	0.26
仕事の有無	0.47	0.48	0.51	0.58	0.68	0.14	0.12	0.12	0.17	0.27
ホワイトカラーダミー	0.27	0.29	0.33	0.40	0.52	0.07	0.04	0.04	0.09	0.17
ブルーカラーダミー	0.11	0.12	0.10	0.11	0.10	0.01	0.01	0.01	0.02	0.04
貯蓄の有無ダミー	0.74	0.86	0.91	0.94	0.96	0.75	0.84	0.91	0.95	0.97
借入金の有無ダミー	0.48	0.53	0.58	0.62	0.58	0.16	0.24	0.30	0.34	0.42
調整一人当たり可処分所得	96.65	173.36	232.72	305.21	522.97	73.23	139.44	193.27	261.83	496.64
2001年 N=69184 69歳以下						70歳以上				
受診ダミー(受診した=1)	0.28	0.29	0.29	0.30	0.32	0.72	0.73	0.73	0.78	0.75
年齢	38.32	37.78	37.86	39.32	42.90	77.40	76.89	76.46	76.65	76.90
性別(男性=1)	0.47	0.48	0.49	0.50	0.51	0.35	0.41	0.43	0.43	0.43
健康状態の意識	よい	0.27	0.27	0.27	0.26	0.26	0.11	0.11	0.11	0.11
	まあよい	0.17	0.18	0.18	0.19	0.20	0.15	0.15	0.14	0.15
	ふつう	0.44	0.46	0.45	0.45	0.45	0.43	0.44	0.45	0.46
	あまりよくない	0.10	0.09	0.09	0.08	0.09	0.25	0.24	0.25	0.23
	よくない	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.06	0.06	0.05	0.04
自覚症状数	1.32	1.18	1.10	1.06	1.08	3.25	3.01	3.05	2.84	2.41
日常生活への影響有無	0.10	0.08	0.08	0.08	0.08	0.32	0.28	0.32	0.30	0.29
仕事の有無	0.53	0.53	0.56	0.62	0.73	0.17	0.14	0.14	0.17	0.30
ホワイトカラーダミー	0.27	0.29	0.33	0.39	0.51	0.07	0.04	0.04	0.08	0.17
ブルーカラーダミー	0.12	0.12	0.11	0.11	0.09	0.02	0.02	0.01	0.01	0.02
貯蓄の有無ダミー	0.79	0.89	0.93	0.95	0.96	0.76	0.83	0.90	0.95	0.97
借入金の有無ダミー	0.34	0.39	0.43	0.47	0.46	0.14	0.17	0.20	0.23	0.28
調整一人当たり可処分所得	81.65	153.50	210.14	281.52	500.06	67.15	135.33	189.68	252.22	465.38
2004年 N=60587 69歳以下						70歳以上				
受診ダミー(受診した=1)	0.29	0.30	0.30	0.30	0.32	0.76	0.76	0.77	0.77	0.76
年齢	39.27	38.83	38.92	39.53	42.57	77.72	77.40	76.70	76.71	77.23
性別(男性=1)	0.47	0.48	0.49	0.50	0.51	0.37	0.40	0.43	0.45	0.45
健康状態の意識	よい	0.29	0.28	0.29	0.29	0.27	0.10	0.10	0.11	0.12
	まあよい	0.17	0.17	0.18	0.19	0.20	0.14	0.14	0.14	0.15
	ふつう	0.42	0.43	0.42	0.43	0.45	0.46	0.47	0.43	0.43
	あまりよくない	0.11	0.10	0.09	0.09	0.08	0.25	0.25	0.26	0.24
	よくない	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.06	0.05	0.06	0.05
自覚症状数	1.28	1.20	1.07	0.94	0.98	3.02	2.78	3.04	2.70	2.49
日常生活への影響有無	0.11	0.09	0.09	0.08	0.08	0.36	0.34	0.35	0.31	0.33
仕事の有無	0.47	0.52	0.56	0.62	0.71	0.13	0.15	0.11	0.13	0.24
ホワイトカラーダミー	0.26	0.29	0.34	0.40	0.52	0.04	0.05	0.03	0.05	0.13
ブルーカラーダミー	0.09	0.12	0.11	0.11	0.09	0.01	0.02	0.01	0.01	0.02
貯蓄の有無ダミー	0.80	0.89	0.94	0.94	0.96	0.77	0.84	0.92	0.95	0.97
借入金の有無ダミー	0.33	0.40	0.42	0.49	0.46	0.12	0.15	0.18	0.23	0.27
調整一人当たり可処分所得	90.50	161.04	215.86	283.34	474.29	69.89	133.14	186.29	245.31	418.79

- (備考) 1. 受診ダミーは、調査対象期間中に各個人が通院(受診)した場合に 1、していない場合を 0 とするダミー変数。
2. 性別は、男性=1、女性=0。
3. 健康状態の意識は、“よい”、“まあよい”、“ふつう”、“あまりよくない”、“よくない”の 5 段階による自己評価。
4. 自覚症状数の調査項目数は、1995 年は 45、その他の年は 43。
5. ホワイトカラーダミーは、職業分類が以下に該当する者を 1 とした。専門的・技的職業従事者、管理的職業従事者、事務従事者、販売従事者、サービス職業従事者。
6. ブルーカラーダミーは、職業分類が、「生産工程・労務作業」に該当する者を 1 とした。なお、1995 年調査では「技能工、採掘・製造・建設作業及び労務作業」。

図表 3-1 では、所得の違いによる基本属性の動向を把握するため、サンプルを調整一人当たり可処分所得に基づいて 5 つの所得階層に分け、各変数の階層内平均値も求めている。

各分位の平均所得をみると、所得第 1 分位から第 5 分位にかけての所得は全体の平均周りに近い。所得第 5 分位の平均所得は全体の平均の 2 倍程度であり、所得の分布はやや右（高所得層）に裾野が広がっている。

所得階層毎のデータをみると、高所得層は、有業率が高くその職業分類はホワイトカラーが半数近くを占め、個人の身体状況は良好な健康状態にある。また、貯蓄の保有と同時に借入金の保有割合も高い。一方、低所得層は有業率が低く、身体状況も相対的に良くない傾向がみられる。貯蓄と借入金の保有割合は高所得層に比べるとそれぞれ低い。

平均年齢の所得階層間の差は小さく、平均年齢の上昇に相俟って全ての階層において身体状況は悪化している。

図表 3 - 2 から 3 - 4 は、上記のうち、健康意識の加重平均値、自覚症状数、受診ダミーの 3 つについて、所得による階層を十分位と詳細に分けて、階層内の平均値をプロットしたものである。

（健康意識の加重平均値）

所得が低いほど自らの健康状態は悪いという意識を持つ傾向がある。年を追う毎に健康意識の加重平均値は上昇（悪化）するが、所得階層間の差異はフラット化する傾向もみられる。ただし、サンプル全体の平均年齢の上昇が健康意識の悪化の背景となっている可能性もあり、図表 3-3「自覚症状数」同様、留意しなければならない。

（自覚症状数）

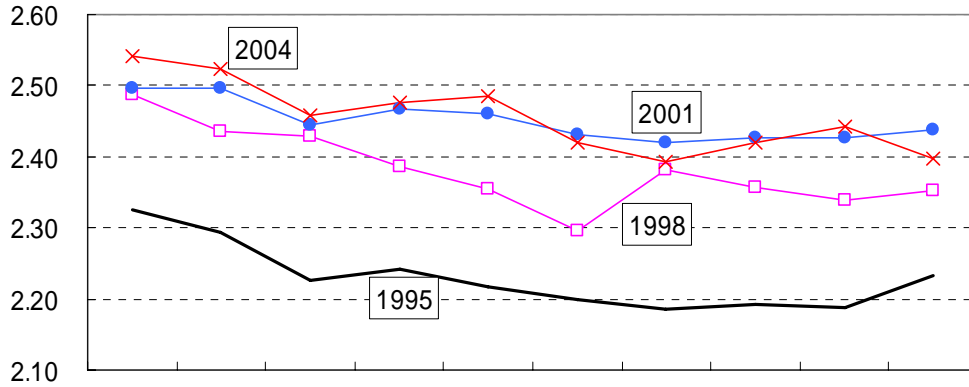
所得が低いほど自覚症状数は多くなる傾向があるが、1995 年のサンプルでは明示的ではない。経年変化では、年を追う毎にやや症状数が増加する傾向があり、中間層での上昇が顕著である。なお、自覚症状数の調査項目数は各年共に 43 であるが、1995 年は 45 であり、比較のために 1995 年の平均値は単純に 43/45 倍してある。

（受診ダミー）

1995 年、1998 年は所得が高い、あるいは低いほど受診する傾向があり、所得第 1 分位（両年とも平均値 0.28）で最も低くなる。全階層を通じて受診ダミーの平均は年々上昇するが、2001 年、2004 年には 1998 年までの傾向は緩和され、所得階層間の差が小さくなっている。調査年次を通じて共通しているのは、所得が最も低い階層（第 1 分位）での受診比率が最も高い（2001 年は 2 番目）という点である。

図表 3-2 所得十分位別健康意識

(健康意識
加重平均)

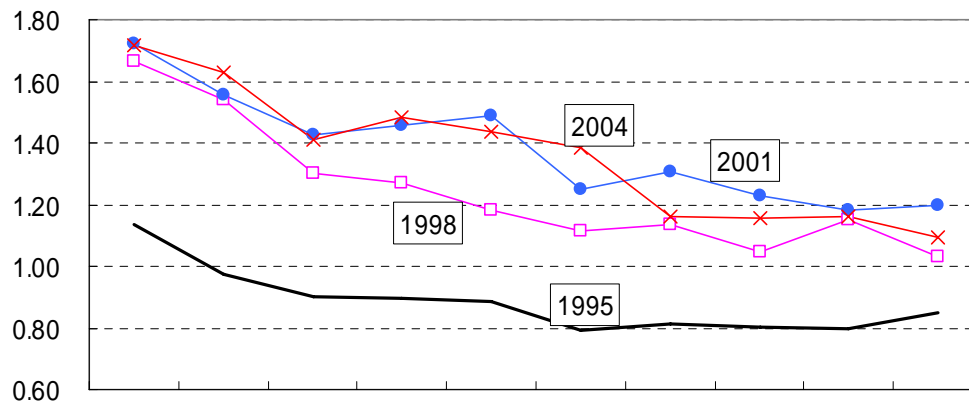


(可処分所得十分位)

(備考) “健康状態の意識” の変化は、よい=1、まあよい=2、ふつう=3、あまりよくない=4、よくない=5 とし、サンプル数に応じて加重平均値を求めた。

図表 3-3 所得十分位別自覚症状数

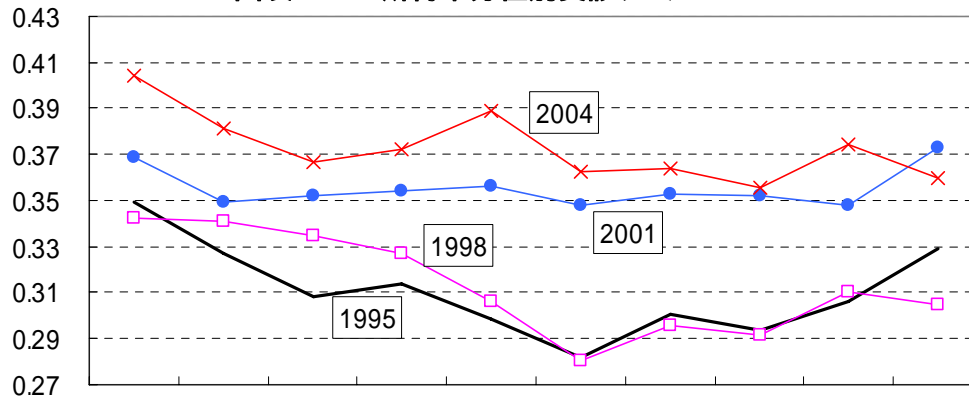
(自覚症状数)



(可処分所得十分位)

(通院ダミー)

図表 3-4 所得十分位別受診ダミー



(可処分所得十分位)

4. 推計方法

前述のように、プロビット推計を用いて調査対象期間中にある個人が通院（受診）したか否かがどのような要因で決まるのかを検証した。受診行動に影響を与える要因として、個人の様々な特性を説明変数とする推計を行い、この結果を用いて各個人が受診をどの程度必要としたかを推計した。具体的な推計方法は以下の通りである。

（プロビット推計）

被説明変数として、受診ダミー（受診した = 1、していない = 0）に該当する確率を、以下の説明変数で回帰した。年齢、性別（以上変数グループ x_1 ）、健康状態の自己評価ダミー（“ふつう”を基準として、“よい”“まあよい”“あまりよくない”“よくない”）、自覚症状数、日常生活への影響の有無（以上変数グループ x_2 ）、仕事の有無、被用者保険本人ダミー、調整可処分所得、同所得の自乗、ホワイトカラーダミー、ブルーカラーダミー、貯蓄の有無、借入金の有無、調整一人当たり拠出金（拠出金とは税と社会保険料の合計）（以上変数グループ x_3 ）。推計方法はプロビット推計を用いている。

なお、同一世代内で経済的環境が異なる場合の受診行動の違いに焦点を当てるため、子供を含む 30 歳未満（6 - 29 歳）、30 歳代、40 歳代、50 歳代、60 歳代、及び 70 歳以上のそれぞれについて、1995 年度、1998 年度、2001 年度及び 2004 年度の各年で推計を行った。

（推計式）

式(A)

$$\begin{cases} HV = 0 & \text{if } HV^* \leq 0 \\ HV = 1 & \text{if } HV^* > 0 \end{cases}$$

$$\begin{aligned} HV^* = & Const. + \alpha_1 age + \alpha_2 sex + \beta_1 hyouka_k + \beta_2 syoujou + \beta_3 life_effect \\ & + \gamma_1 job + \gamma_2 h_honin + \gamma_3 disposable_income + \gamma_4 (disposable_income^2) \\ & + \gamma_5 w_color + \gamma_6 b_color + \gamma_7 savings + \gamma_8 debt + \gamma_9 kyosyutsu + \varepsilon \end{aligned}$$

$\left\{ \begin{array}{l} HV^* : \text{受診確率（受診を 1 とする 0 から 1 までの連続変数）} \\ Const. : \text{定数項、age : 年齢、sex : 性別ダミー（男性 = 1）、hyouka : 健康状態の自己} \\ \text{評価ダミー、syoujou : 自覚症状数、life_effect : 日常生活への影響の有無ダミー（有} \\ \text{り = 1）} \\ job : \text{仕事の有無ダミー、h_honin : 被用者保険本人ダミー、disposable_income :} \\ \text{調整一人当たり可処分所得、w_color : ホワイトカラーダミー、b_color : ブルーカラ} \\ \text{ーダミー、savings : 貯蓄の有無ダミー、debt : 借入金の有無ダミー、kyosyutsu : 調} \\ \text{整一人当たり拠出金（税と社会保険料の合計）} \\ \quad \quad \quad : \text{誤差項} \end{array} \right.$

(受診ニードの推計と実際の受診確率)

ここでは受診ニードの推計と、実際の受診確率について説明する。サンプルから直接観察される、各個人の受診の有無は受診した場合(=1)もしくは受診しない場合(=0)のいずれかの離散変数である。プロビット推計では、こうした0,1の離散変数を個人の属性を用いて区間[0,1]に分布する連続変数に変換する。すなわち、説明変数 x を所与とした場合に受診が行われる条件付確率が、以下のような関数 G で定義されると想定するモデルであることを用いて、潜在的な受診者の属性が与えられた場合にその人が受診する確率を推計することができる。

式(B)

$$P(HV = 1 | x) = P(HV^* > 0 | x) = P(\varepsilon > -(\alpha + x_1\beta + x_2\gamma + x_3\delta) | x) \quad , \quad G(z) \equiv \Phi(z) \\ = 1 - G(-(\alpha + x_1\beta + x_2\gamma + x_3\delta)) = G(\alpha + x_1\beta + x_2\gamma + x_3\delta)$$

ただし、 Φ は標準正規分布の累積密度関数である。

推計された条件付確率が1に近いほど、その人は受診しやすい特徴を持っていると解釈することができ、この確率を推計された受診ニードと呼ぶことにする。さらに、推計の結果得られた係数()が不偏推定量であることを前提とすれば、推計結果を用いて推計された受診ニードを身体的要因による部分(変数グループ x_1, x_2)と経済的要因による部分(変数グループ x_3)に分けることができる。以下では、経済変数(x_3)を除いた変数による推計ニードを、身体的条件から受診が必要とされる部分という意味で「受診ニード」と呼び、すべての変数で説明された推計値を「所得要因を加味した受診ニード」と呼ぶ。

これらに対して実際の受診確率とは、特定の所得階層の人を取り出した際に、そのうちのどれだけが受診したか(HVが1である人の比率)を示すものである。この所得階層の幅を限界的に小さくしていけば、個人あたりの実際の受診確率を連続変数として計算することができる。

なお、本来、確率分布の特定地点を取り出して確率を求めることはできないが、直観的な理解を得るための参考として、受診ニードと実際の受診確率のそれぞれの算出イメージをコラムに記載した。

<コラム：推計された受診ニーズの考え方>

ここでは、プロビットモデルの結果を用いた受診ニーズ推計について論じる。推計された受診ニーズと実際の受診確率の考え方を具体例を挙げて説明する。2004年時点で、調整一人当たり可処分所得が200万～210万円の層に属するサンプル数は2255であった。このうち、調査期間中に実際に受診したサンプルは854であった。したがって、

$$\text{実際の受診確率} = 854/2255 = 0.379$$

が得られる。他方、2255人中で受診ニーズを説明する属性（の平均値）を挙げれば、年齢は6～95歳の間分布し平均45.4歳、性別は男性が1095人、健康意識はよいが565人、まあよいが362人、やや悪いが265人、悪いが35人、自覚症状数は0～27の間分布し平均は1.27、日常生活への影響があったと答えた人が284人であった。これらの属性とプロビット推計から得られた結果を用いて、属性を所与とした場合の受診ニーズの平均値を求めると、

$$\text{推計された受診ニーズ} = 0.3679$$

が得られる。従って、実際の受診確率は推計された受診ニーズを上回っている。

5. 推計結果

(1) プロビット推計結果

受診の有無に関するプロビット推計結果をみると(図表 5-1) 受診する、しないの決定には大きく分けて 各個人の身体状況に関する認識(健康状態意識、自覚症状数、日常生活への影響に関する意識)及び、所得などの経済的要因(仕事の有無や自己負担率の相違を識別するダミー、可処分所得や貯蓄負債等の有無など)及び 基本属性(年齢、性別)が各々有意に影響していることが明らかである。以下ではこれらの要因がどのように受診有無に影響しているかを順に取り上げる。

まず、身体状況に関する意識についての変数はいずれも統計的に有意であり、全体として、個人が自分の身体状況が悪く、生活に影響があると強く感じるほど、受診しやすいという結果が得られた。ただし、健康状態意識が「あまりよくない」と「よくない」を比較すると、必ずしも「よくない」と答えた方が受診しやすいという結果ではないが、これは「よくない」と回答したサンプルが 3%以下と極めて少なく、「よくない」とまで感じる人はすでに入院等の状態にある可能性が高いことが理由と考えられる。逆に、身体状況が良好と感じるほど、受診しにくくなっている。こうした傾向は年齢層を問わずほぼ安定的である。

また、所得などの経済的要因については、有業者ほど受診する機会が少ない。この背景には、有業者は無業者と比較して時間コストが高いことがあると考えられる。また、40,50代では自己負担率が相対的に低かった被保険者本人はその他グループと比較して受診機会が多かったが、それ以外の年齢層では有意な結果が得られる場合は少なく、自己負担率引上げの影響も顕著にはみられない。所得等の経済変数については概ね、調整一人当たり可処分所得については正に、その自乗項については負の係数が得られるが、有意性が十分高くない場合もみられる。貯蓄の有無については正、借入金の有無については負の結果が得られる傾向がある。

さらに、基本属性については子供から成人になるほど受診しなくなり、40 歳を超えると年齢が上がるほど受診しやすくなる一方、性別については年次によって符号の方向も変化し、有意でない年もみられる。70 歳を超えると年齢の影響はむしろマイナスに有意になる年が多い。

最後に、推計対象期間である 95 年から 2004 年の約 10 年間の経年変化についてみると、係数に若干の変動がみられるものの、特定の変数について明確な変化の方向性はみられなかった(推計結果の詳細については、付図表 2 参照)。

図表 5-1 プロビット推計結果

probit推計結果まとめ

被説明変数: 通院確率 (通院した = 1、していない = 0)

(6-29歳)		1995		1998		2001		2004	
		係数		係数		係数		係数	
年齢		-0.013	***	-0.017	***	-0.016	***	-0.021	***
性別		-0.107	***	-0.049	**	-0.101	***	-0.040	
健康 状態の 意識	よい	-0.322	***	-0.386	***	-0.393	***	-0.358	***
	まあよい	0.005		-0.042		-0.031		0.008	
	あまりよくない	0.264	***	0.181	***	0.120	**	0.180	***
	よくない	-0.049		0.307	*	-0.106		-0.167	
自覚症状数		0.152	***	0.123	***	0.106	***	0.110	***
日常生活への影響		0.936	***	1.120	***	1.108	***	1.237	***
仕事の有無		-0.167	**	0.041		0.003		0.046	
被保険者本人ダミー		0.018		0.014		-0.026		0.064	
調整所得		0.000	***	0.000	*	0.000		0.001	***
調整所得の自乗		-0.000		-0.000		-0.000		-0.000	
ホワイトカラーダミー		0.163	**	-0.019		-0.020		-0.029	
ブルーカラーダミー		0.165	**	-0.101		-0.051		-0.060	
貯蓄の有無		0.032		0.080	**	0.143	***	0.098	**
借入金の有無		-0.042	**	0.016		0.005		0.009	
調整一人あたり拠出金		-0.000	*	-0.000		0.001	**	-0.000	
定数項		-0.866	***	-0.979	***	-0.902	***	-0.868	***

サンプル数	26556	22057	19514	15734
Log likelihood	-10056.064	-7506.206	-7414.9972	-6105.5424
Pseudo R2	0.1006	0.1192	0.1089	0.1232
的中率 (D = 0.5)	85.6%	87.7%	85.7%	85.5%
1を1と判定したもの	59.1%	61.3%	61.8%	67.2%
0を0と判定したもの	86.4%	88.6%	86.7%	86.4%

(30-39歳)		1995		1998		2001		2004	
		係数		係数		係数		係数	
年齢		0.004		0.000		0.009		0.018	***
性別		-0.171	***	-0.075	*	-0.160	***	-0.114	***
健康 状態の 意識	よい	-0.389	***	-0.398	***	-0.442	***	-0.362	***
	まあよい	-0.026		-0.068		-0.025		-0.066	
	あまりよくない	0.259	***	0.341	***	0.229	***	0.194	***
	よくない	0.260		0.215		0.304		0.165	
自覚症状数		0.112	***	0.090	***	0.090	***	0.086	***
日常生活への影響		0.944	***	0.976	***	0.965	***	0.976	***
仕事の有無		-0.064		0.100		0.027		-0.144	**
被保険者本人ダミー		0.070	*	-0.021		0.065		-0.011	
調整所得		0.001	***	0.000	*	0.000	*	0.001	***
調整所得の自乗		-0.000	*	-0.000		-0.000		-0.000	
ホワイトカラーダミー		-0.001		-0.091		-0.046		-0.029	
ブルーカラーダミー		0.051		-0.116		-0.078		-0.001	
貯蓄の有無		0.153	***	-0.007		0.117	*	0.178	***
借入金の有無		-0.047		-0.067	**	0.000		-0.030	
調整一人あたり拠出金		0.000		0.000		0.000		0.000	
定数項		-1.254	***	-1.099	***	-1.407	***	-1.727	***

サンプル数	11105	9240	8829	7936
Log likelihood	-4736.3726	-3641.0348	-3793.695	-3384.9856
Pseudo R2	0.1122	0.1331	0.1281	0.1215
的中率 (D = 0.5)	82.8%	84.5%	82.4%	82.8%
1を1と判定したもの	64.3%	63.6%	65.2%	65.0%
0を0と判定したもの	83.8%	85.7%	83.6%	83.9%

(40-49歳)		1995		1998		2001		2004	
		係数		係数		係数		係数	
年齢		0.031	***	0.035	***	0.027	***	0.026	***
性別		0.004		0.018		-0.049		0.003	
健康 状態の 意識	よい	-0.456	***	-0.457	***	-0.422	***	-0.479	***
	まあよい	-0.065	**	-0.063	*	-0.036		-0.075	*
	あまりよくない	0.337	***	0.450	***	0.279	***	0.260	***
	よくない	0.743	***	0.238		0.396	***	0.648	***
自覚症状数		0.125	***	0.087	***	0.071	***	0.083	***
日常生活への影響		0.719	***	0.769	***	0.927	***	0.715	***
仕事の有無		-0.078		-0.079		-0.033		-0.207	***
被保険者本人ダミー		0.065	**	0.123	***	0.065	*	0.092	**
調整所得		0.000	**	0.000		0.000	**	0.000	*
調整所得の自乗		-0.000		-0.000		-0.000	**	-0.000	
ホワイトカラーダミー		-0.052		-0.024		-0.001		0.086	*
ブルーカラーダミー		-0.017		-0.060		-0.018		-0.001	
貯蓄の有無		0.052		0.069		0.087	*	0.113	*
借入金の有無		-0.021		-0.044		0.016		-0.023	
調整一人あたり拠出金		-0.000		0.000		-0.000		-0.001	
定数項		-2.210	***	-2.494	***	-2.124	***	-2.001	***
サンプル数		13874		11338		9827		8266	
Log likelihood		-6713.514		-5351.5976		-4933.1982		-4120.3944	
Pseudo R2		0.1217		0.1244		0.1096		0.1132	
的中率 (D = 0.5)		78.6%		79.2%		77.7%		77.6%	
1を1と判定したもの		66.4%		64.5%		67.0%		65.1%	
0を0と判定したもの		79.6%		80.4%		78.7%		78.8%	

(50-59歳)		1995		1998		2001		2004	
		係数		係数		係数		係数	
年齢		0.035	***	0.033	***	0.044	***	0.044	***
性別		-0.097	***	-0.012		-0.071	**	0.016	
健康 状態の 意識	よい	-0.498	***	-0.485	***	-0.513	***	-0.477	***
	まあよい	-0.087	**	-0.154	***	-0.107	***	-0.062	*
	あまりよくない	0.422	***	0.317	***	0.295	***	0.263	***
	よくない	0.570	***	0.180		0.496	***	0.448	***
自覚症状数		0.121	***	0.092	***	0.071	***	0.071	***
日常生活への影響		0.544	***	0.849	***	0.752	***	0.658	***
仕事の有無		-0.135	***	-0.093	*	-0.096	**	-0.063	
被保険者本人ダミー		0.194	***	0.079	**	0.115	***	0.066	**
調整所得		0.000		0.000		0.000	*	0.000	**
調整所得の自乗		-0.000		-0.000		-0.000		-0.000	**
ホワイトカラーダミー		0.027		0.027		-0.042		0.045	
ブルーカラーダミー		-0.036		-0.007		-0.089	**	-0.100	**
貯蓄の有無		0.114	***	0.156	***	0.111	**	0.153	***
借入金の有無		-0.015		-0.007		-0.022		-0.038	
調整一人あたり拠出金		0.000		-0.000		-0.000		0.000	
定数項		-2.394	***	-2.393	***	-2.846	***	-2.981	***
サンプル数		11961		10817		11192		9913	
Log likelihood		-6923.5686		-6143.0734		-6611.9563		-5975.7559	
Pseudo R2		0.1273		0.1299		0.1137		0.1001	
的中率 (D = 0.5)		71.1%		71.8%		69.7%		68.1%	
1を1と判定したもの		72.6%		72.7%		71.6%		69.9%	
0を0と判定したもの		70.8%		71.7%		69.2%		67.7%	

(60-69歳)		1995		1998		2001		2004	
		係数		係数		係数		係数	
年齢		0.035	***	0.046	***	0.037	***	0.050	***
性別		-0.011		-0.042		-0.101	***	-0.038	
健康 状態の 意識	よい	-0.510	***	-0.545	***	-0.483	***	-0.503	***
	まあよい	-0.112	***	-0.099	***	-0.063	*	-0.167	***
	あまりよくない	0.541	***	0.427	***	0.337	***	0.296	***
	よくない	0.380	**	0.257	*	0.343		0.259	*
自覚症状数		0.139	***	0.088	***	0.091	***	0.081	***
日常生活への影響		0.617	***	0.754	***	0.583	***	0.620	***
仕事の有無		-0.132	***	-0.204	***	-0.115	***	-0.117	***
被保険者本人ダミー		0.133	***	0.080	*	0.101		0.124	***
調整所得		0.001	***	0.000		0.001	***	0.000	
調整所得の自乗		-0.000	***	0.000		-0.000	***	-0.000	
ホワイトカラーダミー		-0.017		0.033		0.022		0.052	
ブルーカラーダミー		-0.121	**	-0.003		-0.091		-0.219	***
貯蓄の有無		0.176	***	0.072		0.106	**	0.234	***
借入金の有無		0.003		-0.044		0.006		-0.086	**
調整一人あたり拠出金		-0.000		-0.000		-0.000	*	-0.000	
定数項		-2.481	***	-2.921	***	-2.508	***	-3.297	***

サンプル数	10448	9775	9727	8782
Log likelihood	-6131.3486	-5738.4389	-5772.3362	-5238.1942
Pseudo R2	0.1484	0.1467	0.13	0.1277
的中率 (D = 0.5)	69.1%	68.0%	67.9%	68.0%
1を1と判定したもの	72.6%	71.2%	70.9%	70.6%
0を0と判定したもの	65.3%	64.1%	63.3%	63.9%

(70歳以上)		1995		1998		2001		2004	
		係数		係数		係数		係数	
年齢		-0.005		-0.006	**	-0.014	***	-0.005	*
性別		-0.039		-0.028		-0.056	*	0.006	
健康 状態の 意識	よい	-0.575	***	-0.575	***	-0.579	***	-0.559	***
	まあよい	-0.085	**	-0.116	***	-0.035		-0.085	**
	あまりよくない	0.371	***	0.328	***	0.414	***	0.266	***
	よくない	0.590	***	0.236	*	0.052		0.348	***
自覚症状数		0.153	***	0.101	***	0.074	***	0.063	***
日常生活への影響		0.459	***	0.415	***	0.372	***	0.402	***
仕事の有無		-0.276	***	-0.182	***	-0.120	***	-0.104	**
被保険者本人ダミー		0.118		0.135		0.166	*	-0.001	
調整所得		0.001	***	0.000	***	0.001	***	0.000	
調整所得の自乗		-0.000		-0.000	**	-0.000	**	-0.000	
ホワイトカラーダミー		0.087		-0.022		0.013		0.013	
ブルーカラーダミー		0.068		0.024		-0.221	*	0.108	
貯蓄の有無		0.059		0.085	*	0.174	***	0.106	**
借入金の有無		-0.017		-0.028		-0.046		0.002	
調整一人あたり拠出金		-0.001	***	-0.001	**	-0.000		-0.000	
定数項		0.563	**	0.580	***	1.274	***	0.736	***

サンプル数	8082	8467	10095	9956
Log likelihood	-4227.0553	-4515.0104	-5180.4224	-4940.4504
Pseudo R2	0.1509	0.136	0.1202	0.1065
的中率 (D = 0.5)	73.4%	72.5%	74.9%	76.9%
1を1と判定したもの	75.4%	73.9%	76.7%	79.0%
0を0と判定したもの	62.5%	62.6%	59.1%	56.8%

(備考) 1.「健康状態の意識」は“ふつう”を基準としたダミー変数。

2.***:1%水準で有意、**:5%水準で有意

(2) 所得分位別実際の受診確率と受診ニードの乖離

(所得階層別に見た、実際の受診確率と受診ニードの乖離：解釈)

最初に、所得階層別に実際の受診確率と受診ニードの乖離幅を求めることによって何がわかるのか、直感的な解釈を考えてみたい。第4節で説明したように、各個人がどの程度医療サービスを必要とするか(受診ニード)は、個人の身体状況に依存して決定される。したがって、所得階層ごとに年齢構成や健康状態の分布が異なれば、結果として所得階層ごとに平均的な受診ニードにも違いが生じる。実際、第3節で見たように低所得者層には健康状態が悪い人が多く含まれるので、その階層での平均受診ニードも高くなる。

一般的には、平均受診ニードの上昇に伴い、実際の受診確率も高まることが予測される。仮に受診ニードが上昇しても実際の受診に結びついていなければ、そこには何らかの制約が存在すると考えられる。制約要因は多様であろうが、既存研究でも指摘されるように所得制約、及び機会費用(時間コスト)要因による制約が大きな要因と考えられる。こうした要因をまとめて所得要因と呼ぶことにすると、所得要因はプロビット推計でも多くのケースで有意な説明力を持っていることから、上述の乖離幅のうち、所得要因による部分が存在することが明らかである。データの制約上、機会費用について詳細を把握するのは困難であるため、以下では所得制約の有無に焦点を当てる。

所得制約の有無を考えるためには、所得別に見て受診ニードと実際の受診の間に何らかの特徴が見られるかどうかを検証する意味があると考えられる。このため、以下ではまず年齢階層別に所得を低い順に25%、50%、75%、100%の点で分け、それぞれのグループで実際の受診確率と受診ニード、及び両者の乖離幅がどのような傾向を持っているかを検証する。さらにこれらを詳細にみるために、ローレンツ曲線を描いて所得との関係を見ることにする。

(ローレンツ曲線の考え方)

横軸に所得の低い層から高い層に順に並べて、累積所得額(総所得額に対する比率)を縦軸にプロットしたものがジニ係数を求める際に用られるローレンツ曲線である。ここでは、本多(2003)等に倣いこうしたローレンツ曲線の考え方を他の変数に応用することにする。すなわち、所得順に推計受診ニードを累計し、必要度の総計に対する比率をプロットした結果が図表5-3(左)の「推計受診ニード曲線」であり、所得階層ごとの患者数累計の総医療需要(調査対象期間中の総患者数)に対する比率を描いたものが同じ図表5-3の「実際の受診確率曲線」である。受診ニード曲線・受診確率曲線ともに45度線より上に凸となっていることから、低所得者層の方が高所得者層よりも受診ニード・実際の受診ともに高いことが示されている。また、低所得者層において受診ニード曲線が受診確率曲線を上回る位置にあることから、受診という観点から見ると低所得者層では何らかの制約の存在により、必要なだけの受診ができていない可能性を指摘できる。

一方、調整一人当たり可処分所得は下に凸の曲線となり、所得間格差の存在を表して

いる（図表 5 - 3 右）

（年齢階層別・所得階層別に見た、実際の受診確率と受診ニードの乖離：動向）

実際の受診確率と受診ニードの乖離の動向を 1995 年から 2004 年の期間にわたって年齢階層及び所得階層（四分位別）実際の受診確率を年齢階層別にみた結果が図表 5 - 2 である。これによると、まず実際の受診確率は若年層（6 - 29 歳及び 30 - 39 歳）で 15 ~ 20% 前後なのに対し、50 歳以降 35 ~ 40% 弱（50 - 59 歳）、55 ~ 60% 弱（60 - 69 歳）と急激に上昇し、70 歳以上では 70 ~ 80% と極めて高い（左側棒グラフ）

同一世代内で乖離幅を比較すると、2001 年以降概ねどの世代でも差の水準は正であり、所得が高いほど差が大きくなる傾向が見られる。これは、所得階層別に見て受診確率に大きな差がないのに対して、受診ニードは所得が高いほど低い傾向にあることによる。

年齢階層別の特徴を経年変化でみると、69 歳以下の年齢層では、乖離幅は 1998 年には全般に 1995 年よりも小さくなっている。この背景として、1997 年の自己負担率引き上げ（被保険者本人負担が 1 割 2 割）が全体に受診を控える傾向が見られた可能性を指摘できる。これに対して、2001 年と 2004 年を比較すると 2004 年には同様の変化は見られず、2003 年の自己負担率引き上げ（被保険者本人が 2 割 3 割¹⁰）の抑制効果¹¹は顕著ではない。

老人医療保険制度は、自己負担額が 95 年時点の月 1010 円から 98 年時点の 1 回 500 円、一月 4 回までに見直されており、増減の方向は場合により異なるが、いずれにせよ大幅な改定率ではないと考えられる。一方 2001 年から 2004 年の間には、一定以上所得者の自己負担限度額が大幅に引上げになった。さらに、上限までの負担率が 1 割から 2 割へと引き上げられ、すべての所得者層にとって相応の負担増となったと考えられる。

この結果、2001 年と 2004 年の 70 歳以上を比較すると、低所得者層を中心に受診確率が上昇、併せて高所得者層の受診ニードも高まったため、90 年代後半以降強まる傾向にあった乖離幅の累進性が小さくなっている。これは、2003 年の自己負担率見直し（一定以上の所得者で 1 割 2 割¹²）に伴い、全体に無駄な受診がなくなったことや、一定所得以上の高齢者に対しては負担率を高く設定した結果高所得者への有利さが解消に向かった結果と評価できよう。

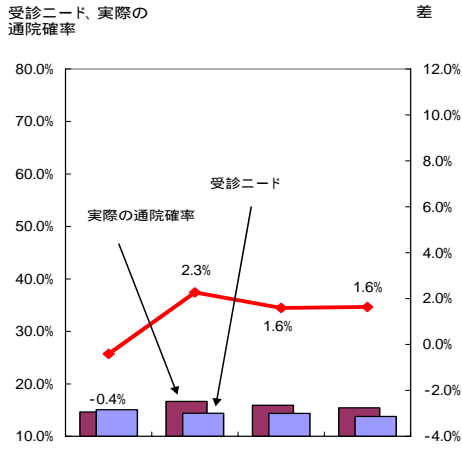
¹⁰ 2002 年度までは限度額に達するまで 2 割、自己負担限度額は上位所得者で 121,800 円及び医療費上限の 609,000 円を超える 1%、一般で 63,600 円及び医療費上限の 318,000 円を超える 1%、低所得者で 35,400 円であったが、2003 年度以降限度額に達するまで 3 割、自己負担限度額は上位所得者で 139,800 円及び医療費上限の 699,000 円を超える 1%、一般で 72,300 円及び医療費上限の 361,500 円を超える 1%、低所得者で 35,400 円（据置き）に引き上げられた。

¹¹ なお、自己負担限度額は、2001 年 1 月と 2002 年 10 月にも見直されている。

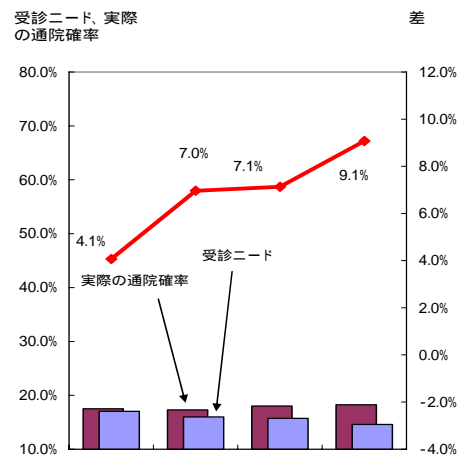
¹² 2002 年 10 月以前は限度額に達するまで 1 割、自己負担限度額は 3,200 円であったが、同 10 月以降限度額に達するまで 2 割、自己負担限度額は一定以上所得者の場合 40,200 円に引き上げられた。

図表 5-2 年齢階層別、所得分位別実際の利用と受診ニーズの差 (1995年～2004年) (1995年)

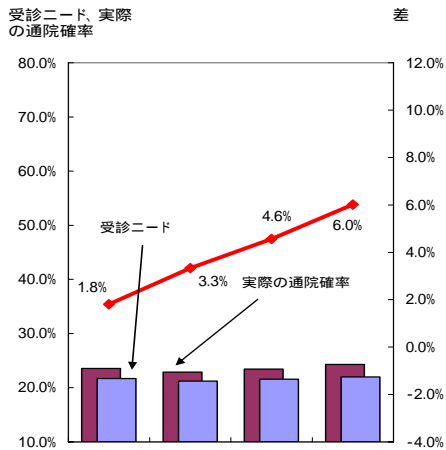
図表A-1 所得分位別実際の通院とニーズの差
(1995年、6-29歳)



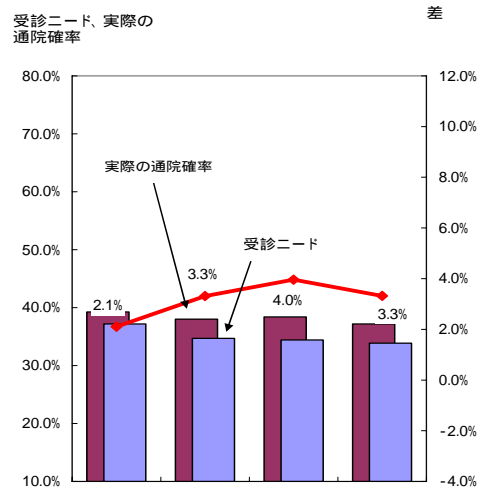
図表A-2 所得分位別実際の通院とニーズの差
(1995年、30-39歳)



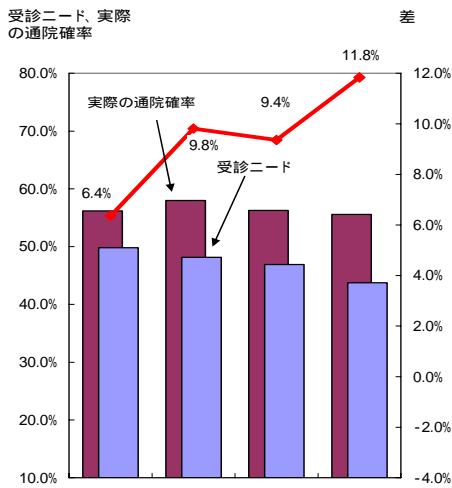
図表A-3 所得分位別実際の通院とニーズの差
(1995年、40-49歳)



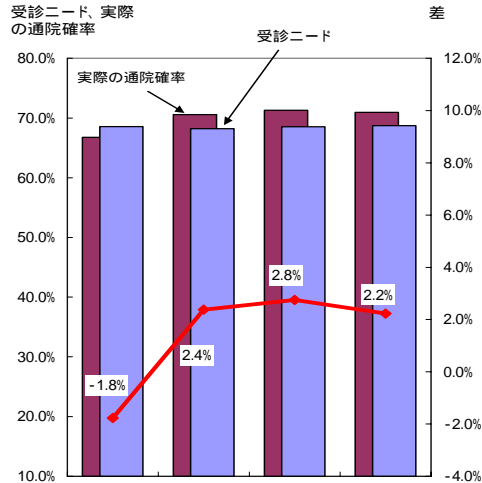
図表A-4 所得分位別実際の通院とニーズの差
(1995年、50-59歳)



図表A-5 所得分位別実際の通院とニーズの差
(1995年、60-69歳)

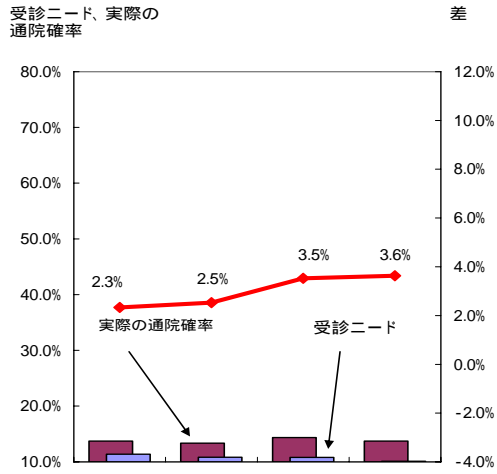


図表A-6 所得分位別実際の通院とニーズの差
(1995年、70歳以上)

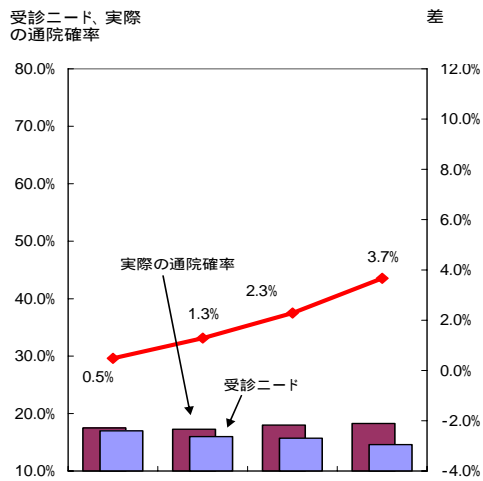


(1998年)

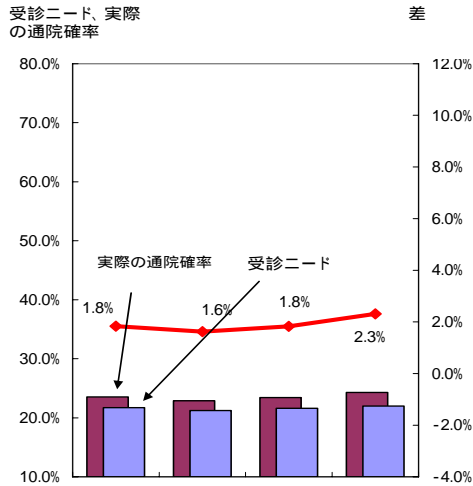
図表A-1 所得分位別実際の通院とニードの差
(1998年、6-29歳)



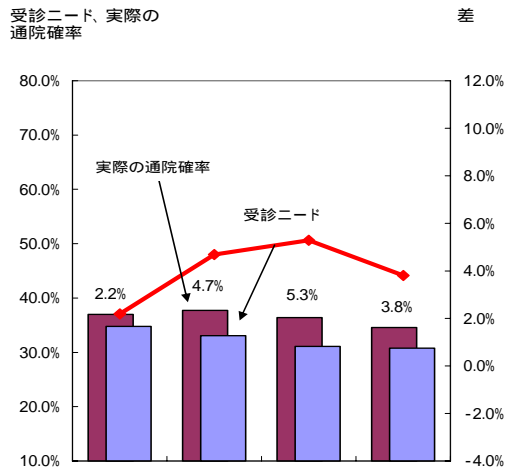
図表A-2 所得分位別実際の通院とニードの差
(1998年、30-39歳)



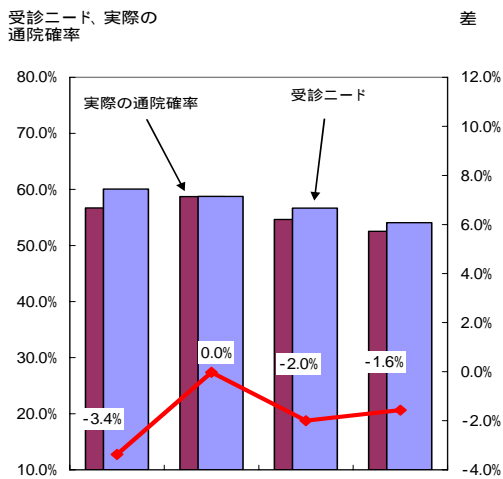
図表A-3 所得分位別実際の通院とニードの差
(1998年、40-49歳)



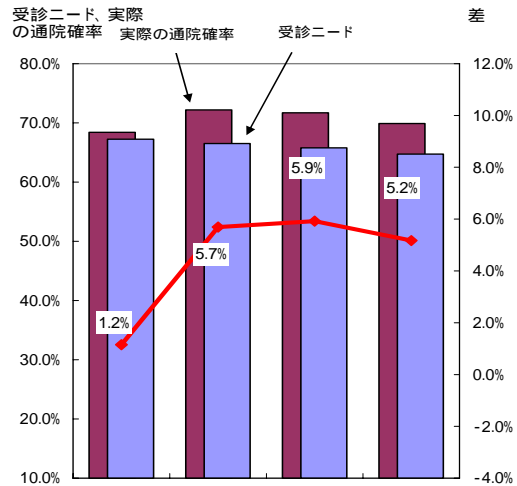
図表A-4 所得分位別実際の通院とニードの差
(1998年、50-59歳)



図表A-5 所得分位別実際の通院とニードの差
(1998年、60-69歳)

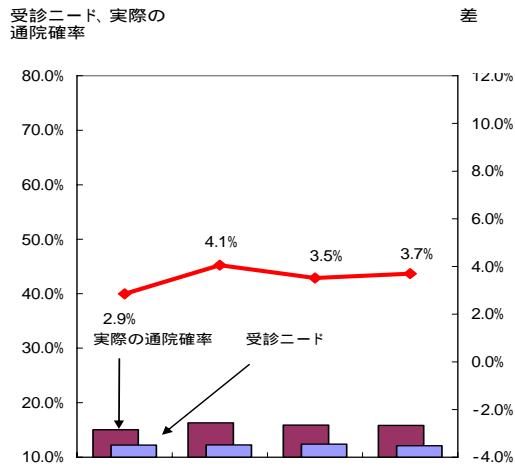


図表A-6 所得分位別実際の通院とニードの差
(1998年、70歳以上)

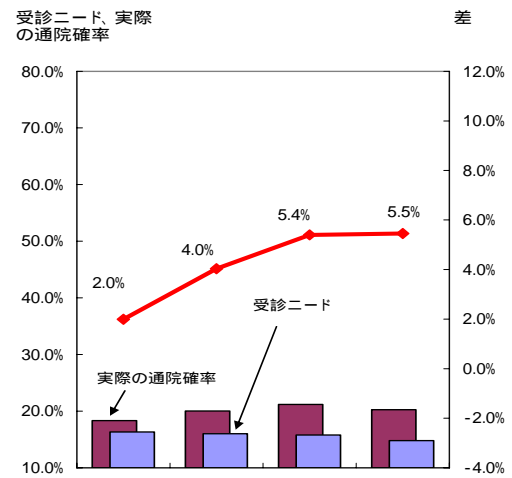


(2001年)

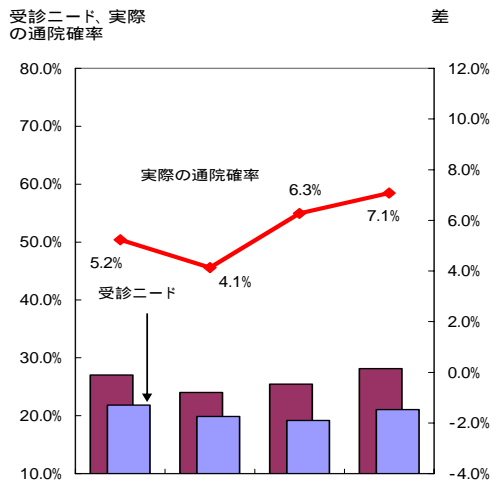
図表A-1 所得分位別実際の通院とニードの差
(2001年、6-29歳)



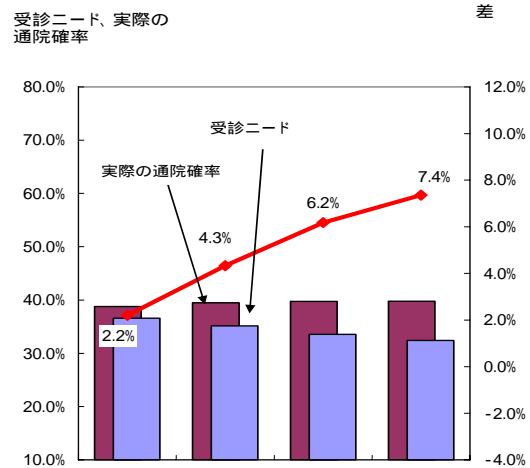
図表A-2 所得分位別実際の通院とニードの差
(2001年、30-39歳)



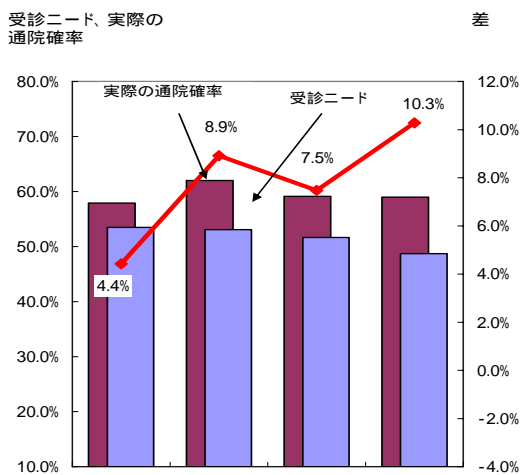
図表A-3 所得分位別実際の通院とニードの差
(2001年、40-49歳)



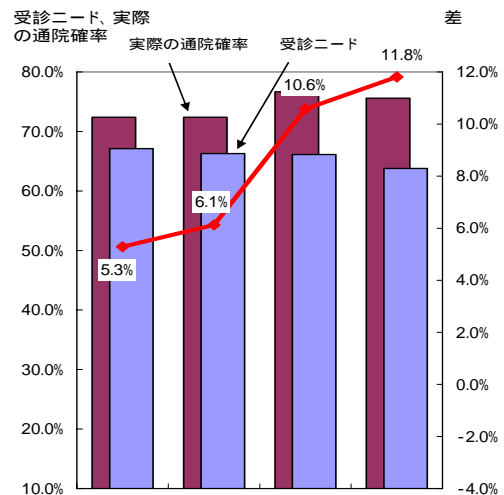
図表A-4 所得分位別実際の通院とニードの差
(2001年、50-59歳)



図表A-5 所得分位別実際の通院とニードの差
(2001年、60-69歳)

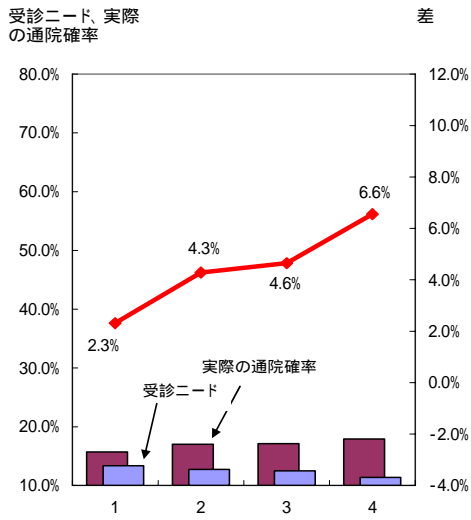


図表A-6 所得分位別実際の通院とニードの差
(2001年、70歳以上)

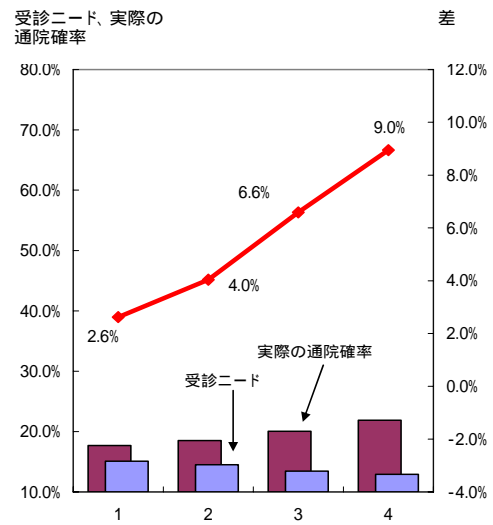


(2004年)

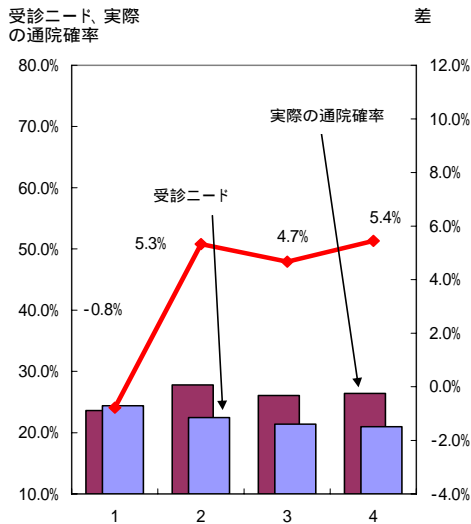
図表A-1 所得分位別実際の通院とニードの差
(2004年、6-29歳)



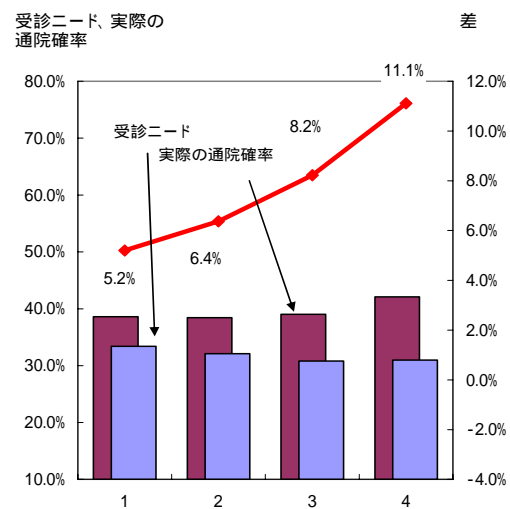
図表A-2 所得分位別実際の通院とニードの差
(2004年、30-39歳)



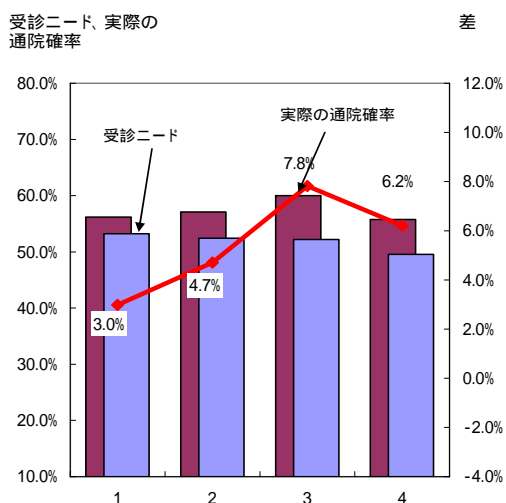
図表A-3 所得分位別実際の通院とニードの差
(2004年、40-49歳)



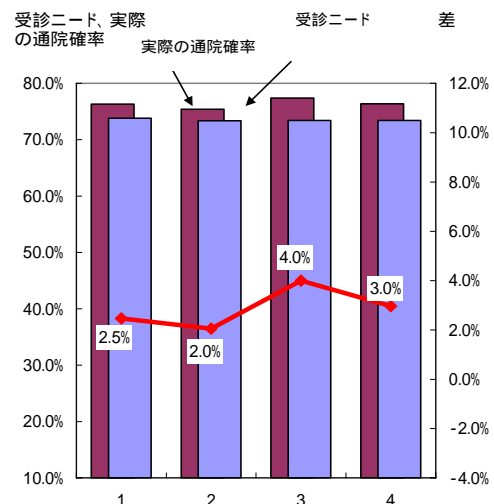
図表A-4 所得分位別実際の通院とニードの差
(2004年、50-59歳)



図表A-5 所得分位別実際の通院とニードの差
(2004年、60-69歳)

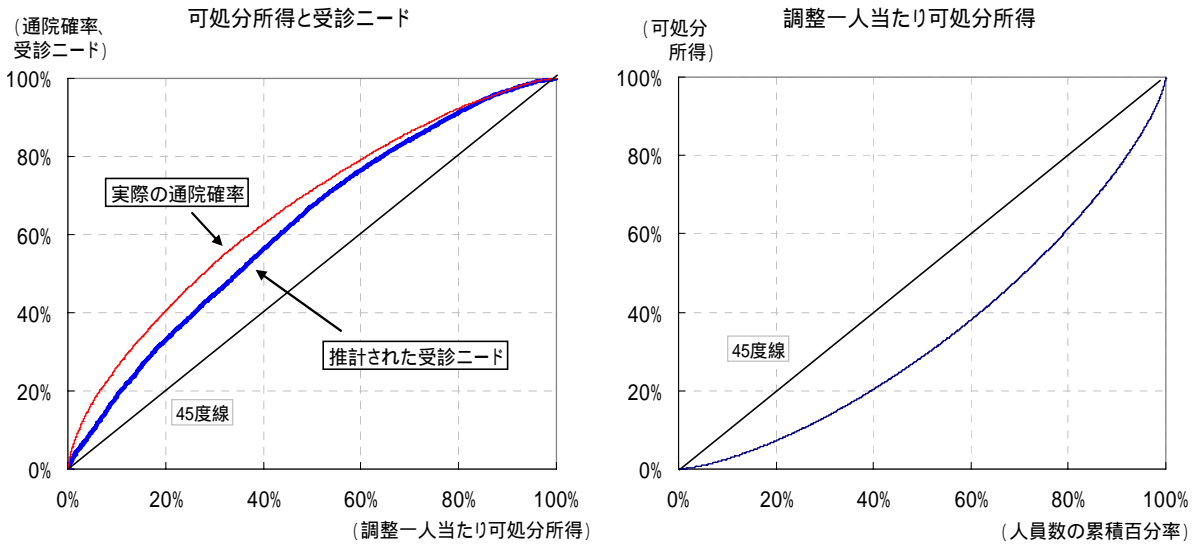


図表A-6 所得分位別実際の通院とニードの差
(2004年、70歳以上)



(備考) 所得は、調整一人当たり可処分所得で、～の順に増加する25%の所得階層に分けた。

図表 5-3 ローレンツ曲線の例



(備考) 2004年の全年齢層。

(年齢階層別に見た、ローレンツ曲線：動向)

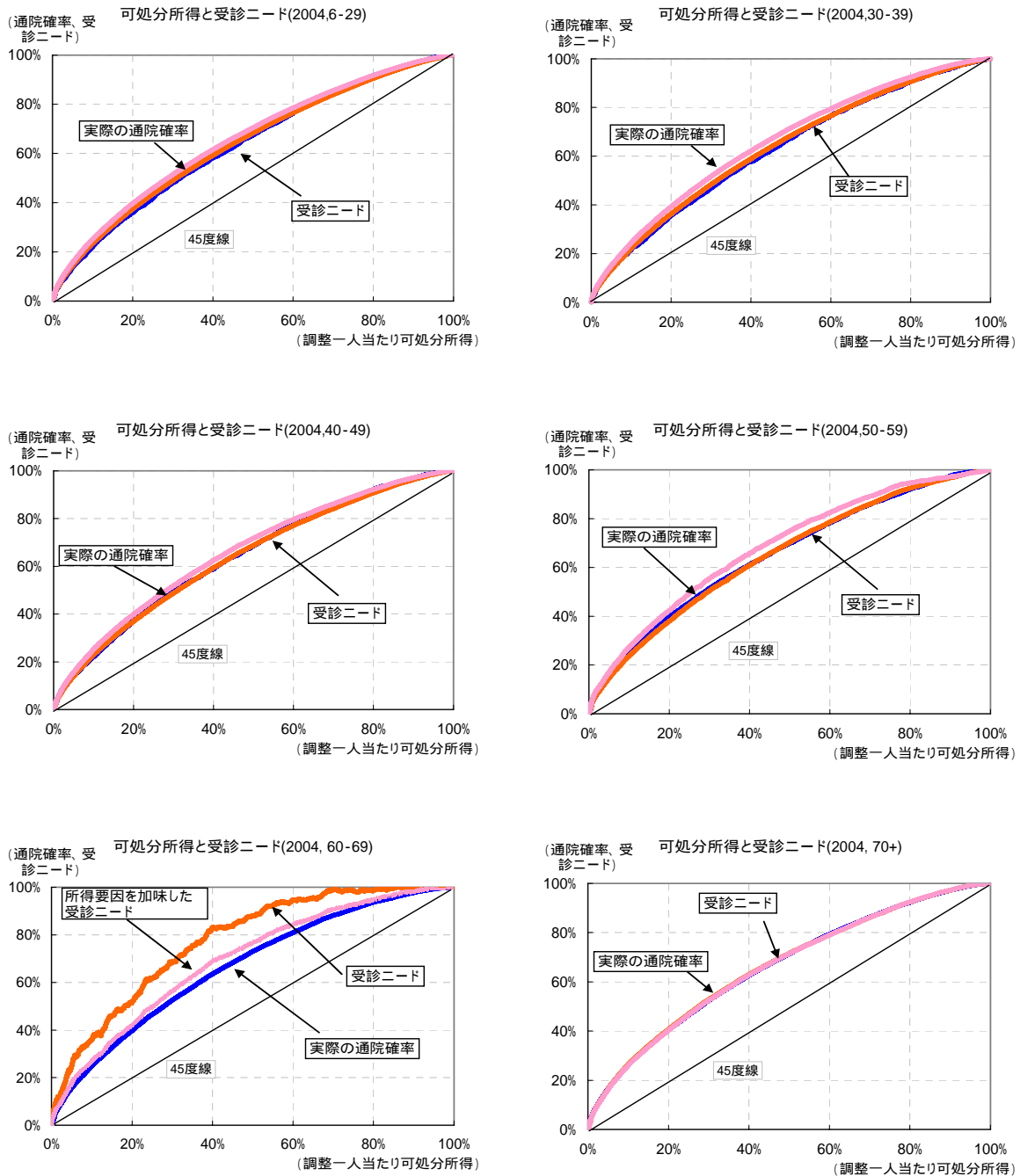
図表 5 - 4 は、第 4 節で説明したプロビット推計の結果を用いて、年次別、年齢階層別にローレンツ曲線を描いた結果である。本文中には 2004 年の結果のみを掲載したが、1995 年から 2001 年までの結果も、ごく一部の例外を除き 2004 年の結果とほぼ同じである (付図表 4)

この図表では、実際の受診確率、受診ニード、及び所得要因を加味した受診ニード (定義は p11 参照) の 3 つの確率についてローレンツ曲線を描いているが、先述の通りいずれも 45 度線の左上に位置している。また、受診確率のローレンツ曲線は、時点・年齢階層を問わずほぼ同じ場所に位置している。受診確率と受診ニード線は、50 歳未満や 70 歳以上の年齢層でほぼ重なり合い、概ね、必要な人が必要な受診を受けていることがわかる。また、所得要因を加味したローレンツ曲線もこれらの線にほぼ重なり合っており、所得要因が受診に大きな影響を与えていないことが示唆される。

他方、50 歳代から受診確率と受診ニードの乖離が見られ始め、特に 60 歳代では両者が大きく乖離している。2001 年・2004 年の 60 歳代のローレンツ曲線を見ると、受診確率のさらに左上に受診ニード線が位置し、所得要因が受診に影響を与えていることが示唆される。

これを所得との関係で定量的に見てみる (図表 5 - 5)。例えば、所得階層が全体の下位からみて 0% から 25% の区間で、受診ニードの増加率と実際の受診確率の増加率を比較すると、2001 年では前者が後者を 50% 強、2004 年でも 45% 程度上回っている。受診者が受診ニードのみに依存して受診するとすれば両者は同じ増加率になることから、受診ニード以外の要因が作用していると考えられる。こうした乖離に経済的要因がどの程度影響してくるかを吟味するために、所得要因を加味した受診ニードをローレンツ曲線上の相対的な位置で評価すると、2001 年・2004 年とも所得要因を加味した受診ニードの曲線は実際の受診確率の曲線に近づくことから、所得要因が両者の差異を作る要因として働いていることが示唆された。

図表 5-4 年齢階層別ローレンツ曲線（2004年）



図表 5-5 ローレンツ曲線の傾き（60 - 69 歳）

ローレンツ曲線の傾き（60 - 69歳）	2004				
	調整一人当たり可処分所得	0%-25%	25%-50%	50%-75%	75%-100%
実際の通院確率(A)		0.112	0.116	0.118	0.110
受診ニーズ(B)		0.162	0.137	0.119	0.037
所得要因を加味した受診ニーズ		0.121	0.123	0.119	0.092
B/A		1.448	1.184	1.012	0.340

注1:この表で傾きとは、累積線において限界的な1単位の上昇がどの程度通院確率や受診ニーズを引き上げるかを推計した結果。

注2:水準が小さいため、便宜上水準は1000倍した値を示している。

(60歳代の受診行動の特徴)

以上のことから、受診行動と年齢・所得の関係をみると60歳代には他の年齢階層にみられない特徴があることがうかがえる。60歳代では就業者が引退時期を迎え、主収入が年金等に変化するケースが多くこれに伴い消費行動全体に影響がみられること、就業時間の減少により時間コスト等も変化することなどから、受診行動に関する環境が大きく変化する可能性を指摘できる。加えて、近年の年金支給開始年齢の引上げ等を反映して、60歳代の特に前半で就業形態、可処分所得、加入医療保険、受診コストの変化が相まって、他の年齢階層では見られない受診行動の多様化をもたらしている可能性が考えられる。既存研究でも、アメリカにおける医療保険と定年退職に関する意思決定との関係を論じた Blau and Gilleske (2003)などで、60歳代前半の就業継続選択に対して医療保険制度が及ぼす影響が指摘されている。こうした背景の下、わが国でもローレンツ曲線の乖離が60歳代で顕著であったことから、一部で所得等の経済要因により受診に相対的に大きな制約が発生している可能性が懸念される。

このため、以下ではまず、60歳代のデータをさらに60歳から64歳までと65歳以上の2グループに分けて、ローレンツ曲線を比較してみる。さらに、加入医療保険の違いによって2004年以前には被保険者本人の自己負担率に差が存在した¹³ことから、加入医療保険の影響も含めたプロビットモデルで再推定を行い、世代内で加入している保険の種類と所得階層別グループごとの特徴を把握することにする。

初めに2004年の60歳代サンプルを65歳未満と以上に分けてそれぞれについて受診ニードを求め、ローレンツ曲線を描いた結果が図表5-6である。65歳以上では受診確率と受診ニードがほぼ重なり合うが、64歳以下では乖離している。60歳代前半について、こうした乖離の程度を10%分位点ごとに示した結果が図表5-7である。これによると、所得の低い層を中心に実際の通院確率と所得要因を含めた受診ニードには差があり、前者は後者に満たない。図表5-6ローレンツ曲線の動向からも明らかなように、差の水準は所得の低い順に見て10%点で8%弱の開きがあり、50%点で13.5%と最大になった後、徐々に縮小している。上述の通り、60歳代前半の受診行動を決める要因として、年金受給者であるか否か、加入医療保険のカバレッジなどの相違が影響することが予想されることから、就業・非就業別及び加入保険の種類別に、実際の通院確率と所得要因を加味した受診ニードの平均値を計算した結果を図表5-8に整理した。65歳以上ではどのグループでも実際の通院が受診ニードを超えているのに対して、65歳未満では受診ニードの方が実際の通院確率よりも概ね高いにも関わらず、非就業者で被用者保険の本人となっているグループでは、後者が前者より高い水準である。このため、就業していない人のうち国民健康保険に加入しているグループと被用者保険本人に該当するグループを抽出し、それぞれのグループ内で累積可処分所得の五分位点で累積された実際の受診確率と受診ニードを推計し、両者の乖離を表にしたのが図表5-9である。この表から、国民健康保険加入者の場合下位から20%地点で実際の通院確率が受診ニードを累積で6.2%下回っているのに対して、被用者本人の場合は下位から20%地点で実際の通院確率が受診ニードを累積で2.5%上回っており、所得制約の問題が国民健康保険加入者では顕著なのに対して、被用者本人では全く見られないこと

¹³ 実際の意思決定に影響するのは実質実効負担率と考えられるが、年齢階層別、保険種別の実質実効負担率に関するデータが得られなかったため、便宜上制度上の負担率を用いて推計を行った。

が明らかになった。なお、就業していなくても被用者保険の被保険者であるとは、任意継続被保険者¹⁴もしくは特例退職被保険者¹⁵に該当するケースなどが考えられる。

以上を踏まえ、今回利用可能な加入医療保険種のカバレッジに関する情報を、第4節のプロビット推計式(式A)に追加し、さらに加入保険の種類と可処分所得との因果関係をコントロールするために両者のクロス項を加えて再推計を行った。なお、保険のカバレッジについては自己負担率を用い、負担率の引上げを反映させるため1995年から2004年までの4年分のデータをプールして推計した。なお、2003年度以前には退職者医療制度の存在により、国保加入者の中でも被用者を退職して国保に加入した被用者年金の老齢(退職)年金受給権者である退職者本人は2割負担であったが、今回利用できるデータの範囲内では、調査時点で国保に加入していた人が退職医療制度の対象者であるのか否か、及び対象者である場合本人か家族かの区別がつかない。このため、本文には全員が退職者医療制度の対象外であったと仮定した推計結果を記載し、比較のため付図表7に全員が本人扱いであったと仮定した場合の推計結果を掲載した¹⁶。推計式は以下の通りである(既出の説明変数については定義を省略している)。

(推計式)

$$\begin{cases} HV = 0 & \text{if } HV^* \leq 0 \\ HV = 1 & \text{if } HV^* > 0 \end{cases}$$

$$\begin{aligned} HV^* = & Const. + \alpha_1 age + \alpha_2 sex + \beta_1 hyouka_k + \beta_2 syoujou + \beta_3 life_effect \\ & + \gamma_1 job + \gamma_2 disposable_income + \gamma_3 (disposable_income^2) \\ & + \gamma_4 w_color + \gamma_5 b_color + \gamma_6 savings + \gamma_7 debt + \gamma_8 kyosyutsu \\ & + \delta_1 kokuho_s + \delta_2 kokuho_k + \delta_3 hiyosya_h + \delta_4 hiyosya_f + \delta_5 cross_ks \\ & + \delta_6 cross_kk + \delta_7 cross_hh + \delta_8 cross_hf + \varepsilon \end{aligned}$$

追加した説明変数
 kokuho_s: 国保(市町村)ダミー、kokuho_k: 国保(組合)ダミー、hiyosya_h: 被用者保険(本人)ダミー、hiyosya_f: 被用者保険(家族)ダミー、cross_ks: 調整一人当たり可処分所得と国保(市町村)ダミーとのクロス項、cross_kk: 同国保(組合)ダミーとのクロス項、cross_hh: 同被用者保険(本人)ダミーとのクロス項、cross_hf: 同被用者保険(家族)ダミーとのクロス項

推計結果は図表5-10の通りである。保険種別ダミーを加えても、所得項を除き他の

¹⁴ 従来健康保険に加入していた人が会社などを退職して被保険者の資格を失った時は、一定の条件のもとに個人の希望により被保険者として継続することができる。これにより加入した被保険者を任意継続被保険者という。

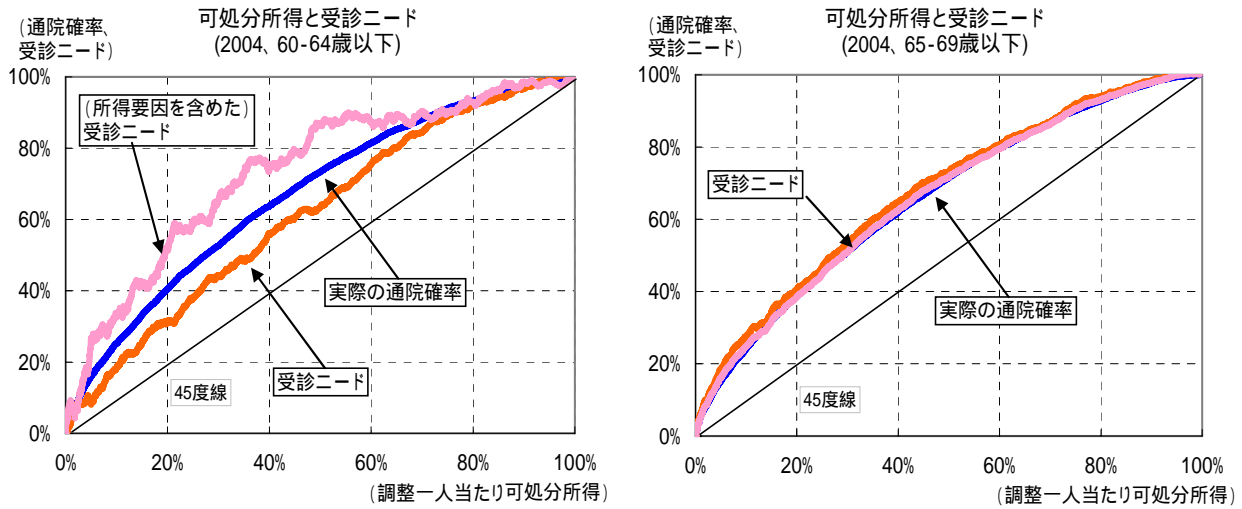
¹⁵ 健康保険組合によって運営される制度。老齢厚生年金の受給権者で一定条件を満たす者が加入資格を持ち、75歳になるまで加入できる。

¹⁶ 推計結果に大きな相違が見られなかったため、後者の結果を用いた図表5-8の試算は行っていない。

説明変数に関してはほぼ同様の結果が得られた。保険種別ダミーについては、他の要因が一定の場合被用者保険本人の場合が最も受診確率が低く、次いで国保、被用者保険家族の順になった。所得との関係を調整するクロス項の係数はいずれもプラスになり、被用者家族以外で有意であった。なお、同様の推計を 20 歳代後半(25 - 29 歳)で行うと、保険種ダミー変数はいずれも有意にならなかったが、40 歳代で行うと有意になる変数が増加した(付図表 6)。

以上の結果を用いて、自己負担率が制度上限界的に 1%引き上げられた時に受診確率にどの程度影響がみられるかを、加入保険種別、所得階層別のグループ毎に推計した結果が図表 5 - 11 である(推計の詳細はコラム「自己負担率引き上げの影響試算方法」参照)。

図表 5-6 60歳代のローレンツ曲線（2004年、60 - 64歳、65 - 69歳別）



図表 5-7 60歳代前半の受診ニードと実際の通院確率の関係（2004年）

<所得水準に応じた累積受診ニードと累積の実際の通院確率の差>
一人当たり調整可処分所得 累積

	10%点	20%点	30%点	40%点	50%点	60%点	70%点	80%点	90%点	100%点
分位点の水準(年間、万円)	142	181	215	250	289	334	399	484	665	2,792
受診ニード(累積)	33.1%	51.5%	65.5%	74.0%	86.9%	87.6%	90.3%	93.0%	98.4%	100%
実際の通院(累積)	25.3%	40.4%	52.6%	63.7%	73.4%	81.5%	88.2%	93.3%	97.6%	100%
差 (受診ニード-実際の通院)	7.8%	11.1%	12.9%	10.2%	13.5%	6.1%	2.1%	-0.3%	0.7%	0.0%

図表 5-8 就業・非就業や医療保険種別受診二ードと実際の通院確率（2004年）

2004年、60 - 64歳
就業者の場合

一人当たり可処分所得
(万円、年)

	実際の通院確率		所得要因含む受診二ード	平均
国保、市町村	45.6%	<	45.7%	231.4
被用者本人	46.6%	<	49.1%	336.1

非就業者の場合

一人当たり可処分所得

	実際の通院確率		所得要因含む受診二ード	平均
国保、市町村	55.8%	<	56.3%	205.2
被用者本人	57.5%	>	55.1%	281.1

2004年、65-69歳
就業者の場合

一人当たり可処分所得

	実際の通院確率		所得要因含む受診二ード	平均
国保、市町村	57.2%	>	56.9%	236.9
被用者本人	62.9%	>	61.3%	366.7

非就業者の場合

一人当たり可処分所得

	実際の通院確率		所得要因含む受診二ード	平均
国保、市町村	67.3%	>	65.1%	202.1
被用者本人	82.6%	>	68.9%	267.8

図表 5-9 受診二ードと実際の通院確率（累積）の乖離（60-64歳、2004年）

非就業者、国民健康保険加入

	調整一人当たり可処分所得				
	20%点	40%点	60%点	80%点	100%点
受診二ード(累積)	44.7%	66.1%	82.4%	96.5%	100.0%
実際の通院確率(累積)	38.5%	61.5%	79.5%	93.9%	100.0%
差(受診二ード-実際の通院確率)	6.2%	4.6%	2.9%	2.6%	-

非就業者、被用者保険本人

	調整一人当たり可処分所得				
	20%点	40%点	60%点	80%点	100%点
受診二ード(累積)	33.4%	54.5%	73.4%	90.6%	100.0%
実際の通院確率(累積)	35.9%	56.3%	78.1%	90.6%	100.0%
差(受診二ード-実際の通院確率)	-2.5%	-1.7%	-4.7%	-0.1%	-

図表 5-10 保険の影響を入れたプロビット推計結果 (1995-2004 年プール、60-64 歳)

probit推計結果まとめ

被説明変数: 通院確率 (通院した = 1、していない = 0)

(60-64歳)	係数	標準偏差	z値	P値	
年齢	0.044	0.007	6.540	0.000 ***	
性別	-0.023	0.021	-1.120	0.262	
健康状態の意識	よい	-0.525	0.025	-21.030	0.000 ***
	まあよい	-0.108	0.026	-4.130	0.000 ***
	あまりよくない	0.384	0.036	10.600	0.000 ***
	よくない	0.184	0.097	1.910	0.057 *
自覚症状数	0.095	0.004	21.670	0.000 ***	
日常生活への影響	0.680	0.035	19.180	0.000 ***	
仕事の有無	-0.125	0.030	-4.180	0.000 ***	
調整所得	-0.000	0.000	-0.880	0.377	
調整所得の自乗	-0.000	0.000	-1.870	0.062 *	
ホワイトカラーダミー	0.004	0.032	0.130	0.900	
ブルーカラーダミー	-0.102	0.038	-2.690	0.007 ***	
貯蓄の有無	0.151	0.032	4.770	0.000 ***	
借入金の有無	-0.028	0.020	-1.380	0.168	
調整一人あたり拠出金	-0.000	0.000	-3.100	0.002 ***	
国保・市町村ダミー	-0.011	0.003	-4.220	0.000 ***	
国保・組合ダミー	-0.013	0.004	-3.730	0.000 ***	
被用者・本人ダミー	-0.014	0.004	-3.550	0.000 ***	
被用者・家族ダミー	-0.010	0.003	-3.360	0.001 ***	
調整一人あたり可処分所得 × 国保・市町村ダミー	0.000	0.000	2.230	0.026 **	
調整一人あたり可処分所得 × 国保・組合ダミー	0.000	0.000	2.220	0.027 **	
調整一人あたり可処分所得 × 被用者・本人ダミー	0.000	0.000	3.020	0.003 ***	
調整一人あたり可処分所得 × 被用者・家族ダミー	0.000	0.000	1.540	0.124	
定数項	-2.607	0.424	-6.150	0.000 ***	
サンプル数	20129				
Log likelihood	-12139.786				
Pseudo R2	0.1296				
的中率 (D = 0.5)	68.0%				
1を1と判定したもの	72.7%				
0を0と判定したもの	64.6%				

(備考) 1. 「健康状態の意識」は“ふつう”を基準としたダミー変数。

2. ***: 1%水準で有意、**: 5%水準で有意、*: 10%水準で有意

図表 5-11 自己負担率引き上げの影響（試算結果、60 - 64 歳保険種別、所得階層別）

所得階層別、保険種別自己負担率引き上げの影響(試算値)

自己負担率が現在の3割から限界的に(1%)引き上げられた場合の通院確率の減少幅(%)を推計

(%ポイント)	所得階層				
	0-10%	10-25%	25-50%	50-75%	75-100%
国保、市町村	0.41	0.37	0.33	0.29	0.17
国保、組合	0.47	0.41	0.36	0.29	0.00
被保、本人	0.42	0.33	0.24	0.11	0.00
被保、家族	0.39	0.39	0.39	0.39	0.00

備考:60-64歳サンプルを1995年から2004年までプールしてプロビット推計を行った結果を用いた試算

(備考)40-49歳の試算結果

(%ポイント)	所得階層				
	0-10%	10-25%	25-50%	50-75%	75-100%
国保、市町村	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15
国保、組合	0.23	0.20	0.19	0.17	0.09
被保、本人	-	-	-	-	-
被保、家族	0.17	0.16	0.16	0.17	0.17

備考:40-49歳被保険者本人については、プロビット推計の結果保険ダミーの係数が10%水準で有意にならなかったため、限界効果の試算を行っていない。

図表 5 - 11 の試算結果から、60 歳代前半の世代では所得水準が相対的に低いほど、限界的な負担増が受診確率を引き下げる影響が大きいことが伺える。また加入保険の種類によってもその影響が異なるが、特に国保加入者では、比較的相対所得が高い層でも受診を控える傾向がみられる。加入している保険の違いによる影響の差異は例えば 20 歳代後半（25 - 29 歳）ではほとんどみられず、40 歳代の試算結果でも影響は全体に小さいことに加え、所得階層や加入保険の種類による相違は小さくなった。

<コラム 自己負担率引上げの受診確率への影響試算方法>

プロビット推計の結果、60歳代前半の受診行動をみると可処分所得と加入保険のカバレッジの双方が影響を及ぼしていることが明らかになった。このうち、保険のカバレッジが限界的に上昇した場合（ここでは自己負担率の限界的な引上げを想定）その受診確率への影響はプロビット推計の特徴を用いて以下の式から推計できる。

$$G(\alpha + \beta x_1 + \gamma x_2 + \delta x_3 + \lambda(x_4 + 1)) - G(\alpha + \beta x_1 + \gamma x_2 + \delta x_3 + \lambda x_4)$$

Gは標準正規分布の累積密度関数、変数標記は式(B)と同様であるが、保険種に係る変数 x_4 を追加した受診確率値を推計している。所得階層別、保険種別グループごとの平均的な影響を試算するために、 (x_1, x_2, x_3) は各グループの平均値を代入し、制度上の自己負担率の1%引上げ効果を推計した結果が図表5-8である。

具体例をあげると、国保、市町村加入者の場合所得階層別グループの平均的な属性は下表の通りであることから、例えば所得が低い方から25% - 50%のグループの平均的な属性を持つ人の受診確率は自己負担率が30%の場合56.1%、負担率が31%に変化した場合の受診確率は55.7%、したがって受診確率の変化幅は0.33%ポイントと試算される。

平均属性	所得階層				
	0-10%	10-25%	25-50%	50-75%	75-100%
年齢	62.07	62.10	62.20	62.16	62.06
男性	0.43	0.43	0.42	0.45	0.45
健康状態:よい	0.20	0.18	0.19	0.21	0.21
まあよい	0.14	0.16	0.14	0.17	0.16
あまりよくない	0.15	0.16	0.15	0.14	0.12
よくない	0.03	0.03	0.02	0.01	0.01
自覚症状数	1.91	1.93	1.78	1.71	1.47
生活への影響	0.16	0.17	0.15	0.15	0.14
仕事の有無	0.47	0.42	0.37	0.42	0.49
調整可処分所得	50.53	101.86	154.30	218.91	406.82
その自乗	2,960	10,537	24,105	48,437	238,955
ホワイトカラー	0.20	0.18	0.14	0.17	0.24
ブルーカラー	0.09	0.09	0.09	0.10	0.10
貯蓄あり	0.77	0.79	0.88	0.93	0.95
負債あり	0.30	0.29	0.30	0.31	0.37
調整拠出金	12.68	15.06	20.62	30.13	70.73

6. 結論と政策インプリケーション

(1) 推計結果から得られる結論

60 歳代を除く 16 歳以上の各年齢層においては、すべての所得階層で一般的に身体状況から必要と想定される水準（受診ニード）は概ね実際の受診に結びついている。所得が受診に有意に正に影響していることに鑑みると、その背景には公的医療保険制度の存在を指摘することができる。実際、70 歳以上の高所得者の自己負担率を相対的に大きく引き上げた 2002 年度の医療保険制度改正の前後を比較すると、改正後には世代内の受診がよりフラットに変化したことが明らかとなった。他方 60 歳代では、所得水準や、被保険者本人の就業状況と密接に関連する加入保険種別に応じて、実際の受診確率と受診ニードの関係が異なり、身体的な条件が同じ場合でも引退後の低所得者では引退前の高所得者と比較すると受診ニードが満たされない傾向が強いことが明らかになった。ただし、現在無業の 60 歳代前半の人々について、加入している医療保険の種類別に受診行動の特徴を見ると、直近の 2004 年では国保加入者の間では所得が低いほど受診ニードが実際の通院を下回る傾向が強く、対照的に被保険者本人の間では所得が低いほど受診ニードが実際の通院を上回る傾向が見られた。

なお、このような 60 歳代に固有の受診行動の特徴は、2003 年度の医療保険制度改正でも大きく変化していない。この改正を契機に、退職者医療制度下で受診していた人々にとって自己負担率が上げられたことにより、一層顕著になったと推測されたが、実際には 2001 年と 2004 年の 60 歳代のローレンツ曲線の位置はほぼ一定で、制度改正の影響の度合いが所得階層によって異なるという結果は得られなかった。

次に、分析から得られた主な結果をまとめると以下の通りである。

50 歳未満や 70 歳以上の年齢層では、公的医療保険制度の存在によって、平均してみると受診ニードは所得階層に関わらず概ね満たされていると考えられる。

1997 年の自己負担率引上げ（組合や政府管掌などの健康保険で 1 割 2 割負担）の前後を比較すると、多くの年齢層で所得水準を問わず、実際の受診確率と受診ニードの開きが縮小しているのに対し、2003 年の引上げ（同 2 割 3 割負担）前後では顕著な変化が見られない。

2004 年には 70 歳以上で実際の受診確率と受診ニードの乖離幅は小さく、所得階層間での変化も小さい一方、2001 年以前には所得階層の上昇に伴い乖離幅が拡大する傾向が見られていた。これは、2002 年度の医療保険制度改正（70 歳以上で自己負担率 1 割 2 割、一定所得以上の場合自己負担限度額上限 3,200 円 40,200 円など）が世代内の受診をよりフラットにし、改正後の医療保険制度が経済要因による受診アクセスの制約を解消する方向に働いたと考えられる。

60 歳代では、低所得者層で経済要因が働くことにより、実際の受診確率が受診ニードよりも低くなっている。これに加えて、加入する保険種別により、低所得者層で実際の受診確率が上述の必要水準を下回る傾向が強まっている。医療保険の種類、所得階層別に自己負担率を限界的に 1% 引き上げた時の受診確率への影響を試算すると、

もともと実際の受診確率が受診ニーズを下回っている、引退後の低所得者層への影響が相対的に大きいという結果が得られた。

(2) 政策インプリケーション

本稿の分析から、低所得者層で実際の受診率が受診ニーズに急速に追いつかなくなるのは60歳代前半以降であることが明らかになった。さらに加入保険の種別にみると、60歳代前半では所得が低くかつ国保加入者であるほど、自己負担率の限界的な引上げに対して受診を控える傾向が強いことが明らかになった。こうした人々の多くは無業者であり、退職後国保に移った層が中心と考えられる。このため、60歳代前半の世代において、退職後相対的に低所得者層となった人々を中心に、就業や所得の状態に応じて自己負担率を調整するなどの、所得の変化に応じた弾力的な制度となるよう配慮を行う必要がある¹⁷ことが、分析結果から示唆される。特に、退職後も希望すれば一定期間、健康保険の被保険者となることを認める任意継続被保険者制度などを、退職直後の低所得者層に対して重点的に拡充することにより、受診ニーズと実際の通院確率の乖離の縮小につなげることが可能になると考えられる。併せて、年金（定額部分）支給開始年齢の引上げにも鑑み、意欲と能力のある高齢者にとって安定的な雇用が確保されるよう、高年齢者の雇用確保措置を着実に推進¹⁸していくことが重要と考えられる。

(3) 今後の課題と留意点

本稿の分析は受診する側の属性のみを考慮するに留まっており、経年変化の要因も自己負担率改定にのみ注目して議論を行っている。医療アクセスの要因を検討する際には、医療サービスを供給する側の属性や制度改正を踏まえた行動の変化を併せて考察しなければならない。また、この分析における受診ニーズは健康状態に関する本人の意識や自覚症状の数など主観的な指標に大きく依存する面もあり、客観的な受診ニーズを正確に反映するものとは必ずしもいえないことに留意が必要であろう。

加えて、受診行動にはデータからは観察できない個人の価値観や行動パターンなどの属性が大きく影響することも考えられる。また、本稿で用いたデータからは個人の既往症等現在の受診ニーズに大きく影響する過去の要因も把握できないという制約もある。上記の問題を解決するためには、個々人の長期にわたる受診行動を継続的に把握する必要があり、個人パネルデータの利用が不可欠である。さらに、パネルデータを利用すれば、医療保険制度に係る個人の生涯給付額と生涯負担額の間関係を見ることも可能になり、個人の受診行動の変化を通じた制度変更の影響を保険財政面から分析することも可能となる。こうした観点から、新たな医療制度設計の基礎付けとしての統計整備とデータベースの構築が極めて重要であり、関係者による今後一層の取り組みが期待される。

¹⁷ 従来は国民健康保険の中の退職者医療制度を通じて、被用者を退職して国保に加入した被用者年金の老齢（退職）年金受給権者である退職者本人の負担率は2割であったが、2003年4月の医療制度改革以降3割負担に均一化された。

¹⁸ 高年齢者の雇用の安定等に関する法律の一部を改正する法律の施行に伴い、2006年4月以降事業主に対して65歳までの定年の引上げと、継続雇用制度の導入等の義務化が行われた。