

表9 外来医療費比較

	糖尿病		腎不全		その他の代謝疾患		高血圧症		虚血性心疾患		脳内出血		脳梗塞		動脈硬化	
	なし	あり	なし	あり	なし	あり	なし	あり	なし	あり	なし	あり	なし	あり	なし	あり
199601	2899.045	5104.302	2768.982	122549.6	2937.395	3384.485	2873.607	3764.557	2934.979	4186.529	2942.528	6315.095	2941.045	4092.366	2945.257	3103.462
199602	2853.723	5673.368	2739.336	120650.8	2898.567	3703.476	2806.386	4129.318	2897.292	4782.196	2909.078	7503.524	2909.114	3937.108	2913.317	2639.346
199603	3100.341	5828	2973.872	127710.5	3148.075	3686.369	3042.704	4468.882	3140.886	5159.848	3154.847	6532.81	3154.163	4096.419	3158.676	2290.885
199604	2947.088	5559.387	2862.304	97629.5	2988.9	3725.053	2889.66	4283.3	2985.552	4966.539	2999.84	5640.857	2996.777	4396.935	3001.901	3201.385
199701	2507.807	4781.859	2410.153	100422.4	2534.008	3736.369	2449.832	3756.343	2544.944	3820.621	2552.626	6010.524	2552.962	3269.311	2555.906	2289.231
199702	2872.118	5137.652	2772.274	102982.2	2905.177	3686.419	2805.001	4211.281	2908.944	4140.985	2916.795	5792.048	2913.145	4627.535	2920.376	1958.308
199703	2891.518	5427.296	2764.887	127468.1	2930.306	3746.156	2813.148	4441.359	2935.737	4023.121	2942.801	5325.476	2942.024	3746.035	2946.275	1724.154
199704	2862.795	5125.953	2764.39	102935.3	2893.508	3848.202	2790.827	4271.233	2902.861	3847.856	2909.541	4236.429	2907.122	3909.06	2911.367	2348.154
199801	2954.482	5424.919	2836.668	117168.6	2987.688	4025.481	2886.559	4374.007	2999.438	3815.923	3005.855	3574.65	3004.23	3589.964	3008.119	1450.577
199802	2995.512	5057.691	2852.489	126222.6	3029.753	3532.744	2892.015	4705.919	3022.642	4922.469	3038.8	3093.1	3038.334	3181.173	3039.922	1989.348
199803	3040.906	5087.333	2882.336	134914.6	3073.717	3641.325	2943.231	4687.642	3070.813	4606.142	3083.09	3997.7	3084.599	2893.2	3085.038	1994.304
199804	2937.896	5716.542	2817.047	119087	2991.532	3252.904	2872.294	4404.852	2984.051	4402.317	2996.136	3066.1	2996.492	2912.455	2997.451	1796.565
199901	3103.15	6694.203	3002.915	114214.4	3170.237	3570.289	3007.441	5122.944	3165.211	4583.204	3176.854	3746.9	3177.103	3256.329	3178.327	2245.455
199902	3122.037	6593.903	3017.838	122233	3190.485	3358.519	3022.974	5145.816	3176.274	5199.547	3192.318	4422.85	3193.704	3131.397	3194.371	2349.455
199903	3394.087	7349.89	3262.521	152976.6	3477.363	3379.733	3294.28	5565.156	3463.859	4827.801	3475.209	3940.053	3477.644	2840.609	3476.991	2228.091
199904	3338.925	7610.293	3267.47	117238.1	3422.429	3700.078	3277.514	5163.131	3414.91	4831.649	3426.27	4459.579	3427.899	3216.426	3429.487	1401.227
200001	3324.568	7458.663	3244.009	121073.1	3405.264	3577.71	3244.711	5335.665	3394.283	5019.747	3407.214	4542.471	3407.869	3519.847	3410.157	1695.682
200002	3339.744	8048.629	3246.257	137178.5	3434.838	3407.403	3273.562	5387.766	3419.724	5192.183	3434.342	3469.529	3433.268	3805.527	3435.415	2518
200003	3506.99	7932.98	3403.667	135123.8	3589.003	3948.863	3427.744	5645.406	3581.802	5215.007	3595.529	2964.214	3595.774	3355.473	3597.397	1584.524
200004	3404.81	7377.844	3301.665	126014.8	3464.604	4567.342	3345.677	5167.483	3472.993	4709.305	3482.736	3681.5	3483.855	3170.63	3485.779	1067.571
合計	3048.286	6034.032	2937.239	120509	3100.3	3665.108	2977.284	4642.249	3097.764	4587.476	3108.916	4694.214	3108.626	3592.035	3111.4	2113.231

表 10 傷病罹患の関係

1996 年第一四半期の疾患	5 年間→	糖尿	腎不全	他の代謝	高血圧	虚血性	脳内出血	脳梗塞	動脈硬化
糖尿病	Pearson の相関係数		0.0207	0.0019	0.0040	0.0185	0.0059	0.0170	0.0126
	有意確率 (両側)		0.0000	0.5587	0.2215	0.0000	0.0713	0.0000	0.0001
腎不全	Pearson の相関係数	0.0039		0.0081	0.0145	0.0042	0.0157	-0.0012	0.0023
	有意確率 (両側)	0.2314		0.0133	0.0000	0.1993	0.0000	0.7060	0.4783
その他の代謝性疾患	Pearson の相関係数	0.0141	-0.0033		0.0125	0.0058	0.0046	0.0049	-0.0081
	有意確率 (両側)	0.0000	0.3037		0.0001	0.0768	0.1586	0.1301	0.0132
高血圧	Pearson の相関係数	0.0181	0.0167	-0.0119		0.0304	0.0177	0.0525	0.0048
	有意確率 (両側)	0.0000	0.0000	0.0003		0.0000	0.0000	0.0000	0.1366
虚血性心疾患	Pearson の相関係数	0.0156	0.0030	0.0052	0.0235		0.0001	0.0370	0.0053
	有意確率 (両側)	0.0000	0.3613	0.1097	0.0000		0.9727	0.0000	0.1054
脳内出血	Pearson の相関係数	0.0003	-0.0013	0.0006	0.0097	-0.0001		0.0241	0.0072
	有意確率 (両側)	0.9284	0.6871	0.8551	0.0030	0.9682		0.0000	0.0273
脳梗塞	Pearson の相関係数	0.0024	-0.0027	-0.0056	0.0243	0.0088	0.0364		0.0066
	有意確率 (両側)	0.4635	0.3990	0.0877	0.0000	0.0066	0.0000		0.0436
動脈硬化	Pearson の相関係数	0.0010	-0.0014	0.0001	0.0186	0.0074	0.0035	0.0110	
	有意確率 (両側)	0.7610	0.6578	0.9780	0.0000	0.0235	0.2840	0.0007	

長期累積医療支出の推計

山田武

千葉商科大学

1 目的

この論文の目的は、長期間にわたる累積医療支出を推定することにある。一般に医療保険は1年を単位とするため、短期の医療リスクに関心が集まる傾向にある。また、短期の医療支出の分布は非常に偏っていることがよく知られている¹。しかし、長期的なリスクは明らかではない。生涯を通じた医療支出と保険料の関係について言及されることはあるものの、実際に長期間の医療支出を明示的に言及した研究はほとんどない。長期間を通じて医療支出の偏りは維持されるのかどうかを検討することが本論文の中心的な関心である。

ここではある大企業の健康保険組合の支払い情報データを使ってセミパラメトリックな手法で推定する。期間は全生涯ではなく、21歳から59歳までの就労期間中の医療支出である。推定方法は2段階に分かれる。第1段階で受診選択と医療支出に関する回帰分析を実施し、第2段階では第1段階で得られた残差の分布を使って各年齢の医療支出を推定する。さらに、21歳から59歳までの累積医療支出を推定する。短期の医療支出の分布はランダムショックの影響で非常に偏っているため、回帰分析による推定は十分な説明能力を持たない。そこで、Eichner, McClellan, and Wiseの一連の研究で採用されているセミパラメトリックな手法を参考として、ランダムショックを説明する。

推定結果次の通りである。まずデータから医療支出短期の医療支出はどの年齢でも非常に偏っていて、第10分位に属する加入者が医療支出全体の50%強を消費していることが確認された。一方、回帰分析の結果からは医療支出の継続が観察される。シミュレーションによって推定された医療支出を累積すると分布の偏りは徐々になくなる。21歳時点（初年度）では第10分位が全体の医療支出の58%を占めているが、21歳から59歳までの38年間分を累積した場合には第10分位は21%の医療支出を消費する。短期的にはランダムショックによって極端に偏った分布が形成されるが、長期的には多くの加入者がランダムショックに見舞われるため結果的には分布の偏りは弱められるからである。21歳から59歳までの累積平均医療支出（2000年価格）は401万円である。

以下の構成は次の通りである。まず、第2節で問題の背景や既存研究について紹介する。第3節では長期間の医療支出を推定する方法とデータについて紹介するし、第4節で回帰分析の結果を、第5節ではシミュレーションの結果について報告する。最後に、第6節で本論文のまとめと今後の課題を示す。

¹ たとえば、池上直己『ベーシック医療支出問題第1版』日本経済新聞社、1998年

2 長期的な視点

この研究では短期の医療支出ではなく、長期の医療支出を分析の対象とする。従来の医療保険は短期的な治療が終了する急性疾患を対象とし、治療が終了すれば健康状態が回復することを前提としていた。この意味では、通常の損害保険の延長線上に医療保険は位置しているといえる。しかし、現在では急性疾患よりもむしろ、生活習慣病に代表される慢性疾患が増加している。高血圧症や糖尿病などの慢性疾患に一度罹患すればその治療は長期間にわたるのが一般的である。心筋梗塞は機能低下を招き、その後も治療やリハビリテーションが続くことも珍しくない。急性疾患を念頭に置いた短期の治療支出だけでなく慢性疾患を念頭に置いた長期の医療支出を検討する必要性はここにある。

医療保険は短期的な医療支出の不確実性に対処するための保険としてデザインされていることが多く、原則的には治療支出以外の予防などは保険給付の対象とはならない。政府が掲げる健康日本 21 は生活習慣病の抑制を目指す政策である。喫煙・食生活・飲酒・睡眠・運動・ストレスなどのライフスタイルが発症に影響するのが生活習慣病の代表的な特徴である。好ましくないライフスタイルが自覚症状なく徐々に健康を低下させていく。そして突然、深刻な症状（ランダムショック）に襲われることになる。このように、生活習慣病は自覚症状に気がつくまでに時間がかかり、予防の重要性が強調されている。しかし、短期保険では予防などの健康を維持するためのインセンティブを働かせるようなスキームは組み込まれていない。米国やシンガポールで採用されている医療貯蓄制度は、長期医療保険であり消費者が医療支出を抑制し、長期的に健康を維持するインセンティブが組み込まれているという意味で検討する余地がある。

日本のような社会保険を採用している場合には、長期的な観点は異なる意味を持つ。被用者保険はリスクの大きさに関係ない応能負担にもとづいて保険料が決定される。その結果、同じ保険制度に加入するリスクの小さな加入者からリスクの大きな加入者へ所得が移転されることになる。代表的な移転はリスクの小さい若い世代からリスクの大きい50歳代60歳代の高齢世代への所得移転である。その結果、若いうちは保険料が高いが、高齢になれば楽になるという意味で長期での収支を念頭において議論されている場合もある。しかし中には健康で医療支出の少ない高齢者もいるはずである。

特に、少子高齢化のもとで若い世代の負担が重くなるという議論では生涯での見かけ上の勘定が重視されている。しかし、長期の医療支出を正面から取り上げた論文は意外と少なく、日本では生涯医療支出を推定したのは厚生労働省(1999)²、今野(2003)³などに限られる。勤労期間の医療支出を取り上げた研究としては、Eichner, McClellan, and Wise(1997, 1998, 2002)の一連の研究がある⁴。厚生労働省は生涯医療支出は2200万円のうち1100万円が70歳以上で支出さ

² 厚生労働省『平成11年版厚生白書』

³ 今野広紀「生涯医療支出の推計」2003年9月、世代間利害調整プロジェクトワーキングペーパーシリーズ, no.174

⁴ Eichner, McClellan, and Wise(1997), "Health Persistence and the Feasibility of Medical Savings Accounts," *Tax Policy and Economy*, MIT Press. Eichner, McClellan, and Wise(1998), "Insurance or Self-Insurance?: Variation, Persistence and Individual Health

れていると報告している。今野(2003)が国民健康保険の健康保険組合の横断面のマクロデータを使って、年齢別の平均医療支出を死亡率を考慮した上で生涯にわたって積み上げることによって生涯医療支出を推定している。その結果、4 道県（北海道・千葉・長野・福岡）の平均は 1811 万円で、1500 万円から 2500 万円の間でばらつきがあることを明らかにした。また、今野(2003)は終末期の医療支出が生涯医療支出にしめるウェイトが非常に大きいことも指摘している⁵。

これに対して、Eichner, McClellan, and Wise の一連の研究ではマイクロデータから個人ごとの勤労期間（25 歳から 60 歳）の累積医療支出を推定している。Eichner, McClellan, and Wise⁶の一連の研究は米国での医療貯蓄制度の実現性について分析するうえで、貯蓄が破産するような医療支出の偏りを明らかにするために長期の医療支出を推定している。医療支出の分布の偏りや持続性、特にランダムショックによる医療支出の出現を考慮したセミパラメトリックな手法で医療支出の推計を実施し、医療貯蓄制度の実行可能性を明らかにした。また、短期的な医療支出は極端な偏りを持つものの、長期間累積することによって医療支出の分布の偏りが弱められることも報告している。

今野(2003)では年齢階級別の平均医療支出を使っているために、医療支出の特徴である分布の偏りを分析することができない。しかし、Eichner, McClellan, and Wise の研究の魅力的な側面は短期の医療支出だけでなく、長期の累積医療支出の分布も分析できる点にある。短期の医療支出には大きな偏りがあることが知られているが、その傾向が長期間にわたっても維持されるのか、それとも時間とともに解消されるかで平均値、あるいは医療支出のリスクの意味は大きく異なる。

短期の医療支出は少数の患者が非常に高額な医療資源を消費するという特徴を持っている。いいかえると、多くの患者の医療支出は合計でもそれほどにはならないが、少数の患者の医療支出は非常に高額で医療支出全体に占める割合も非常に大きい。長期の累積医療支出の分布も短期と同じように大きな偏りを持っているとすれば、少数の患者が長期間にわたって医療支出を消費し続けることになる。一方、時間とともに累積した医療支出の分布の偏りが弱められるのであれば、多くの消費者が生涯のうち数回は医療支出のランダムショックに直面することになる。

3 推定方法とデータ

Eichner, McClellan, and Wise の一連の分析手法にならって、この研究でも医療支出をセミパ

Accounts,” D.A.Wise ed. *Inquiries in the Economics of Aging*, University of Chicago Press. アイクナー・マクレラン・ワイズ「個人医療支出と医療貯蓄勘定」小椋・ワイズ編『日米比較医療制度改革』2002 年、日本経済新聞社

⁵ 終末期の医療支出を取り上げた研究では Felder, Meier, and Schmit (2000), “Health Care Expenditure in the Last Months of Life,” *Journal of Health Economics*, 19, 679-695 や鈴木・鈴木 (2001)「寿命の長期化は老人医療支出増加の要因か？」*JCER Discussion Paper* 70 などの論文がある。

⁶ 彼らの研究では高額な医療支出による家計へのショックを緩和するための貯蓄としての側面と、長期の意思決定を通じて患者の医療支出へのコスト意識を高めることを強調している。

ラメトリックな手法を使って推定する。受診行動を観察すると1年間を通じて1度も受診しない加入者が多数存在する。この点に考慮すると、ある年（ t 年）の医療支出の期待値 M_t は次のように分解することができる。

$$E(M_t) = \Pr(M_t = 0) \times 0 + \Pr(M_t > 0) \times E(M_t | M_t > 0)$$

以下では、1年間のうちに一度でも入院・外来・歯科のいずれかで受診する確率 $\Pr(M_t > 0)$ と入院・外来・歯科・調剤の合計で表される医療支出が正のときの条件付き期待値 $E(M_t | M_t > 0)$ を別々に推定する。具体的には、被説明変数は2000年度の受診選択（受診したかどうか）についてロジットモデルを使って推定し、2000年度の条件付きの医療支出を対数線形の最小二乗モデルを使って推定する。ただし、推定式は理論的モデルにもとづくというよりも、過去の医療支出や受診状況を含む behavioral なモデルを使って推定する。説明変数には過去の医療支出や受診選択の結果、年齢などが含まれる。

医療支出の一部はランダムショックによって引き起こされ、その後数年間にわたって持続する傾向がある⁷。たとえば、それまで医療支出がゼロの状態が続いていたとしても、心筋梗塞によって突然医療支出は跳ね上がり、その後治療が継続して実施されるが医療支出は徐々に低下することに対応する。医療支出が持続する傾向は回帰分析によって分析可能であるが、残念ながら医療支出の一部分だけしか説明することはできない。ランダムショックによって医療支出が跳ね上がったことは回帰分析からは説明できないからである。個人ごとの医療支出を推定するためにはランダムショックを組み入れることが必要である。そこで、推定結果の残差の分布を利用することによってこのランダムショックを説明する。残差の分布には特定の分布関数を設定するのではなく、受診選択のロジットモデルでは実際の受診行動（0または1）と推定された受診確率の差の分布、条件付き医療支出の回帰モデルで残差の分布を利用する。

2001年度の医療支出の推定方法は次の通りである。まず、(A)2000年度のデータを被説明変数とし1996年から1999年のデータを説明変数として、受診選択のロジットモデルと条件付き医療支出の最小二乗モデルを推定し、残差の分布を作成する。次に、(B1)1997年から2000年のデータをロジットモデルの推定式に代入して受診確率の期待値を推定する。さらに年齢ごとの残差の分布から無作為に残差を選択肢、受診確率が0.5以上のときには受診すると判断する。(B2)(B1)で受診選択が決まると、受診する場合についてだけ1997年から2000年のデータを最小二乗モデルの推定式に代入して条件付きの医療支出の期待値を推定する。さらに残差の分布を利用してランダムショックを含めた医療支出を推定する。残差の分布は前年度と前々年度の医療支出の階級でグループ分けした分布を採用した。

表1は1998年と1999年の医療支出の分布を示している。1998年度に1-2999点で、1999年度には3000-3999点の加入者は781人存在する。この781人は2000年度でさらに各分位に分解される。1998年（前々年）と1999年（前年）の医療支出の分布をもとに、2000年度（今年）の

⁷ ランダムショックの後医療支出が継続する傾向を持つ点について、菅万里・鈴木亘「医療消費の集中と持続性に関する再考察」2004年日本経済学会秋季大会

医療支出階級ごとにグルーピングし、グループごとに残差の分布を作成する。医療支出を推定する際には、回帰分析の結果を利用して期待値を計算し、前年度と前々年度の医療支出を前提に残差を無作為に選択した。2001年度以降の推定の際にも図表1の分布を前々年度と前年度の分布として利用する。

上で説明した(A)で推定されたパラメタと過去の実際のデータと推定されたデータ（たとえば、1998年から2000年度の実際のデータと2001年度の推定されたデータ）を(B1)(B2)のプロセスに繰り返し代入することによって2002年度以降の医療支出を推定することが可能になる。4節では(A)のプロセスの推定結果について、第5節では(B1)(B2)のプロセスによって得られた個人別の累積医療支出について説明する。

使用するデータはある大企業の健康保険組合の支払い業務データ⁸、男性で、1996年4月から2001年3月までの5年間継続して就業し、1996年4月現在で21歳から54歳（2001年3月末現在では25歳から59歳）の加入者に限定した。加入者数は9750人である。当該企業では60歳定年制を採用しているため60歳になると大幅に加入者数が制限されるため、60歳の加入者を分析の対象とはしなかった。長期の累積医療支出を分析する場合には1996年4月の段階で21歳の加入者の59歳までの医療支出を対象とする。

4 推定結果 A

この節では第3節で説明した(A)の部分に相当する、受診選択のロジットモデルの推定結果と条件付き医療支出についての最小二乗モデルの推定結果について説明する。なお、両方のモデルの基本統計量は図表2を参照されたい。なお、医療支出は点数ベースで、2000年度が1になるように診療報酬の改定を考慮して実質化している。なお、対数に変換する際に、医療支出がゼロの場合には0.5を挿入して対数変換した。

受診選択のロジットモデルの推定結果は図表3に示されている。推定結果は比較的良好でそれぞれのパラメタも統計的に有意である。推定結果は予想通り、直近の医療支出ほど受診確率に大きな影響を持っていて、さかのぼるほど医療支出の影響力は低下する（ $\ln M_{1999}$, $\ln M_{1998}$, $\ln M_{1997}$, $\ln M_{1996}$ ）。これは医療支出の持続性を反映していると考えられる。また、過去4年間の医療支出が多いほど受診確率は増加する（ $\ln 4\text{years}$ ）。一方、直近に受診すると受診確率が低下する傾向も観察される。これは医療支出が時間とともに逓減することの一部の要因となっている。

条件付き医療支出の最小二乗モデルの推定結果は図表4に示されている。推定されたパラメタはおおよそ統計的に有意である。推定結果は予想通り医療支出が逓減する傾向を持っていることを示している。まず、受診選択と同じように直近の医療支出ほど医療支出に大きな影響を持っ

⁸ データの利用にあたっては、筆者が個人を特定出来るような情報はすべてマスキングした状態でデータの提供を受けるなど、個人情報の取扱には細心の注意を払っている。

ていて、さかのぼるほど医療支出の影響力は低下する(lnM_1999, lnM_1998, lnM_1997, lnM_1996). しかし、推定されたパラメタは1以下であるから医療支出は時間ともに低下する. 直近に受診すると医療支出が低下する傾向も観察される. 図表3と図表4はそれぞれ受診選択に関するロジットモデルと医療支出に関する最小二乗モデルがどちらも比較的良好な推定結果を得られていることを示している.

5 推定結果 B シミュレーションの結果と累積医療支出

この節では推定された累積医療支出の分布について検討する. はじめに1996年度から2000年度の実際値を使って累積量支出の分布の変化について紹介する.

図表5-1から図表5-5はそれぞれ1996年度から2000年度の10歳刻みの年齢階級の医療支出の分布で、それぞれ各分位の医療支出の合計が各年齢階級の医療支出総額に占める割合を示している. なお年齢は各年度で評価した年齢である. これらの表の特徴は第10分位がすべての年齢階級、すべての年度について50%以上の医療支出を占めている点である. つまり、この健康保険組合では各年齢階級の10%の加入者が医療支出の50%以上を使っていることになる. 表5-1から表5-5は短期の医療支出の分布の極端な偏りを示している.

図表6-1から図表6-4はそれぞれ個人ごとに累積医療支出の分布を、1996年度の10歳刻みの年齢階級で分けて表にしたものである. 表頭の1年・2年・3年・4年・5年はそれぞれ1996年から2000年にかけて医療支出を累積した年数を示している. どの年齢階級でも1年目は第10分位の医療支出が50%以上を占めているが、累積が進むと第10分位の医療支出が占める割合は徐々に低下する. 低下する度合いは20歳代が最も大きく50%から38%まで12%低下した. 30歳代では50%から39%まで11%, 40歳代では52%から43%まで9%, 50歳代でも53%から47%まで6%低下した.

図表6は医療支出の偏りが継続しない. つまり、限られた加入者が継続的に医療支出を使い続けているわけではないことを示している. しかし、医療支出の継続やランダムショックそのものの影響を読みとることはできない⁹. たとえば、1年目には医療支出がゼロで1分位に属していた加入者が、2年目に突然ランダムショックによって大きな医療支出をとめない第10分位に登場する可能性もあるからである. また、医療支出が継続して第10分位に5年間位置している加入者もいる. しかし、5年分の累積医療支出の分布は最初の年ほどは偏っていない、これはランダムショックによる順位の入替わりや医療支出が逡減することによると考えられる.

この論文は、5年より長期の累積医療支出の分布の偏りに関心がある. もちろん、長期にわたる医療支出に関するデータが使用可能であれば実際値を累積することができる. しかし、そのようなデータは存在しないため、ここでは第3節で説明した方法を使って長期の医療支出を推定した.

⁹ ランダムショックや医療支出の継続を調べるには、たとえば1996年度と1997年度の医療支出のクロス集計が有効であるが、ここでは割愛する.

対象としたのは 1996 年に 21 歳の男性加入者である。それぞれの加入者の 1996 年度から 2000 年度までの 5 年間分（21 歳から 25 歳まで）は医療支出の実際値を使用し、その後 34 年間分（26 歳から 59 歳）の医療支出をセミパラメトリックな手法で推定した。なお、1996 年に 21 歳だった加入者は 78 人にすぎないため、以下の推定結果はそれぞれの推定を 1000 回繰り返した結果である¹⁰。

図表 7 は 2000 年度の各年齢の受診確率と 1996 年度に 21 歳だった加入者の将来の受診確率を比較したものである。図表 7 から全体的には推定値と実際値は同じような動きをしているが、詳しくみると推定値が実際値を 1 年遅れて追いかけているようにも見える。図表 8 は 1996 年度に 21 歳だった加入者の将来の推定された医療支出と 2000 年度の医療支出の比較を示している。2000 年度の実際値は折れ曲がっているが、推定値はなめらかに推移する。また図表 9-1 から図表 9-4 はそれぞれ 30 歳・40 歳・50 歳・59 歳の各分位の平均医療支出を示している。全体としては実際値の分布の傾向と推定値の傾向はよく似ている。30 歳・40 歳では比較的うまく模倣しているが、50 歳では第 10 分位が大きく異なる。また、59 歳では推定値が実際値をすべての分位で上回っている。図表 7 から図表 9 はそれぞれ推定結果と実際値の比較である。受診選択や医療支出の平均や分布は実際値に近づけられたと考えられる。

図表 10-1 は累積医療支出の分布を示している。最初の 5 年間は実際の値であるがそれ以降は推定結果による。累積医療支出は個人ごとにそれまでの医療支出の合計である。1 年目（21 歳）では第 10 分位が 58% を占めている。これは 10% の加入者が医療支出の 58% を消費していることを意味していた。しかし、年とともに第 10 分位のシェアは減少し、39 年目（59 歳）には第 10 分位のシェアは 21% まで低下している。同時に、第 9 分位以下のシェアが増加している。

短期的には医療支出は特定の加入者に集中し、医療支出の分布は極端に偏っている。しかし、長期でみると医療支出の極端な偏りは弱められ、平準化が進んでいる。これは、ランダムショックが特定の個人に継続して起きるのではなく、長期でみれば多くの加入者が医療支出のランダムショックに直面することを意味している。また、図表 10-2 は各分位の平均累積医療支出を示している。39 年間分の平均累積医療支出は 401 万円である。26 歳から 59 歳で評価すると、2000 年度の年齢別の平均医療支出を累積すると 364 万円、一方推定された累積医療支出の平均は 395 万円である。31 万円推定された累積医療支出が大きくなるが、これは 50 歳代の医療支出を過大に推定することによる。第 10 分位の平均累積医療支出が 836 万円であるのに対して、第 1 分位の平均は 137 万円、第 10 分位の 16% の支出にすぎない。ちなみに 39 年間の累積医療支出の最小値は 0 円、最大は 3169 万円である。

6 まとめと今後の課題

この報告の目的は、短期でみられる医療支出の分布の極端な偏りが長期でも観察されるかどうかを分析することにある。推定結果は次の通りである。まずデータから医療支出短期の医療支出は

¹⁰ 1996 年に 22 歳から 25 歳の加入者についても同じような結果が得られる。

どの年齢でも非常に偏っていて、第 10 分位に属する加入者が医療支出全体の 50%強を消費していることが確認された。一方、回帰分析の結果からは医療支出の継続が観察される。シミュレーションによって推定された医療支出を累積すると分布の偏りは徐々に弱まる。21 歳時点（初年度）では第 10 分位が全体の医療支出の 58%を占めているが、21 歳から 59 歳までの 38 年間分を累積すると第 10 分位は 21%の医療支出を消費するにすぎない。これは短期的にはランダムショックによって極端に偏った分布が形成されるが、長期的には多くの加入者がランダムショックに見舞われるため結果的には分布の偏りは弱められるからである。また、21 歳から 59 歳までの累積平均医療支出（2000 年価格）は 401 万円であった。

セミパラメトリックな手法を使った医療支出の推定は、ある程度の年数のパネルデータがあれば将来推計を実現出来るという意味で非常に有用な手段であると考えられる。長期間の医療支出を推定することで、次のような分析が可能になる。今回の研究では疾病は考慮の対象となっていないが、特定の疾患の追加的なコストを評価することも可能である。たとえば、高血圧症を煩う消費者とそうではない消費者を分けて累積医療支出を推定することが可能であれば高血圧症の追加的な治療コストを推定すること、あるいは、高血圧症の発症を先延ばしすることによる金銭的ベネフィットを推定することも可能だろう。特に、高血圧症などの生活習慣病に起因するランダムショックがどの程度医療支出を引き上げているかは興味深い課題である。

また、生涯にわたる自己負担あるいは所得移転を推定することもできる。通常は若いうちは相対的に高い保険料を支払い、高齢になってからは相対的に安い保険料の恩恵を享受すると考えられがちである。しかし、図表 10 が示唆するように、累積医療支出にも偏りが存在し、長期にわたって医療支出が少ない加入者も存在する。短期的には大きな所得移転効果をもつ医療保険制度であるが、長期的な観点からの医療保険制度の持つ所得移転効果の評価も可能である。最後に、医療貯蓄制度の検討も当然視屋に入れるべきであると考えられる。図表 8 は若いうちは医療支出が少なく、高齢になると医療支出が増加することを示している。平均的には若いうちに貯蓄し（利子を蓄え）高齢になって引き出す医療貯蓄制度であるが、個人のレベルでどの程度の保険料が見込まれ、破産を回避する仕組みをシミュレートすることは重要な課題であると考えられる。

もっとも、今回使用したデータはサンプル数が少ないため、サンプルを増やし、男性就業者以外についても推定することによって長期にわたる医療リスクをより正確に把握することができるだろう。

図表1 1998年と1999年の医療支出の分布

1998年度	1999年度				合計
	0点	1-2999点	3000-9999点	10000点以上	
0点	659	446	276	111	1,492
1-2999点	521	1,073	781	337	2,712
3000-9999点	294	772	1,244	660	2,970
10000以上	90	268	611	1,607	2,576
合計	1,564	2,559	2,912	2,715	9,750

図表2 基本統計量

変数	n	平均	標準偏差	最小	最大	内容
lnM_2000	9750	7.247093	3.53671	-0.6931472	13.92177	2000年度の医療支出の対数
lnM_1999	9750	7.121921	3.603052	-0.6931472	13.9372	1999年度の医療支出の対数
lnM_1998	9750	7.142403	3.523243	-0.6931472	13.64352	1998年度の医療支出の対数
lnM_1997	9750	6.993742	3.644168	-0.6931472	13.51647	1997年度の医療支出の対数
lnM_1996	9750	6.930542	3.720013	-0.6931472	13.58524	1996年度の医療支出の対数
ln4years	9750	9.586431	2.186301	-0.6931472	14.94808	1996年度から1999年度の総医療支出の対数
i2000	9750	0.8492308	0.3578421	0	1	2000年度に受診=1, 非受診=0
i1999	9750	0.8395897	0.3670049	0	1	1999年度に受診=1, 非受診=0
i1998	9750	0.8469744	0.3600307	0	1	1998年度に受診=1, 非受診=0
i1997	9750	0.8312821	0.3745218	0	1	1997年度に受診=1, 非受診=0
i1996	9750	0.8220513	0.3824892	0	1	1996年度に受診=1, 非受診=0
age_2000	9750	41.93733	9.420901	25	59	2000年度の年齢
over45	9750	0.402359	0.4903987	0	1	2000年度に45歳以上=1, 未満=0
over45age	9750	20.89682	25.59769	0	59	2000年度の年齢とover45ダミーの積

図表 3 受診選択のロジットモデル (被説明変数は i2000)

説明変数	パラメタ	t 値	有意水準	内容
lnM_1999	0.3976	10.94	***	1999 年度の医療支出の対数
lnM_1998	0.1339	3.83	***	1998 年度の医療支出の対数
lnM_1997	0.0529	5.68	***	1997 年度の医療支出の対数
lnM_1996	0.0727	8.16	***	1996 年度の医療支出の対数
ln4years	0.0807	4.04	***	1996 年度から 1999 年度の総医療支出の対数
i1999	-2.2551	-7.18	***	1999 年度に受診=1, 非受診=0
i1998	-0.6406	-2.1	**	1998 年度に受診=1, 非受診=0
切片項	-0.7871	-5.85	***	切片項
n=9750				
Loglikelihood=-3217				
Pseudo R2=0.2218				

***, **はそれぞれ 1%, 5%水準で統計的に有意であることを示す.

図表 4 条件付き医療支出の最小二乗モデル (被説明変数は lnM_2000)

変数	パラメタ	t 値	有意水準	内容
lnM_1999	0.3072414	26.78	***	1999 年の医療支出の対数
lnM_1998	0.1542852	13.1	***	1998 年の医療支出の対数
lnM_1997	0.121274	10.21	***	1997 年の医療支出の対数
lnM_1996	0.1055676	9.12	***	1996 年の医療支出の対数
i1999	-2.495082	-22.95	***	1999 年に受診=1, 非受診=0
i1998	-1.273671	-11.59	***	1998 年に受診=1, 非受診=0
i1997	-1.053573	-9.57	***	1997 年に受診=1, 非受診=0
i1996	-0.8835198	-8.13	***	1996 年に受診=1, 非受診=0
age_2000	0.0043493	1.46		2000 年 4 月の年齢
over45	-0.8058332	-3.24	***	2000 年に 45 歳以上=1, 未満=0
over45age	0.0184084	3.51	***	2000 年の年齢と over45 ダミーの積
切片項	8.236423	69.65	***	切片項
n=9750				
Adj R2 = 0.3241				

***はそれぞれ 1%水準で統計的に有意であることを示す.

図表 5-1 1996 年度の医療支出の分布

年代	20 歳代	30 歳代	40 歳代	50 歳代
1 分位	0%	0%	0%	0%
2 分位	0%	0%	0%	0%
3 分位	1%	1%	1%	1%
4 分位	2%	2%	2%	2%
5 分位	3%	4%	4%	4%
6 分位	5%	6%	5%	5%
7 分位	8%	8%	8%	8%
8 分位	12%	12%	11%	11%
9 分位	19%	17%	17%	16%
10 分位	50%	50%	52%	53%

図表 5-2 1997 年度の医療支出の分布

年代	20 歳代	30 歳代	40 歳代	50 歳代
1 分位	0%	0%	0%	0%
2 分位	0%	0%	0%	0%
3 分位	1%	1%	1%	1%
4 分位	2%	2%	2%	2%
5 分位	3%	4%	3%	4%
6 分位	5%	6%	5%	6%
7 分位	8%	8%	8%	8%
8 分位	12%	12%	11%	11%
9 分位	18%	18%	17%	16%
10 分位	50%	49%	52%	53%

図表 5-3 1998 年度の医療支出の分布

年代	20 歳代	30 歳代	40 歳代	50 歳代
1 分位	0%	0%	0%	0%
2 分位	0%	0%	0%	0%
3 分位	1%	1%	1%	1%
4 分位	2%	2%	2%	2%
5 分位	4%	4%	3%	4%
6 分位	6%	5%	5%	5%
7 分位	9%	8%	8%	8%
8 分位	12%	11%	11%	10%
9 分位	19%	17%	16%	14%
10 分位	47%	51%	53%	54%

図表 5-4 1999 年度の医療支出の分布

年代	20 歳代	30 歳代	40 歳代	50 歳代
1 分位	0%	0%	0%	0%
2 分位	0%	0%	0%	0%
3 分位	1%	1%	1%	1%
4 分位	2%	2%	2%	2%
5 分位	3%	4%	3%	4%
6 分位	5%	5%	5%	6%
7 分位	8%	8%	7%	8%
8 分位	11%	11%	11%	10%
9 分位	17%	17%	16%	15%
10 分位	53%	51%	55%	53%

図表 5-5 2000 年度の医療支出の分布

年代	20 歳代	30 歳代	40 歳代	50 歳代
1 分位	0%	0%	0%	0%
2 分位	0%	0%	0%	0%
3 分位	1%	1%	1%	1%
4 分位	2%	2%	2%	2%
5 分位	3%	4%	4%	4%
6 分位	5%	6%	5%	6%
7 分位	7%	8%	7%	8%
8 分位	10%	11%	11%	11%
9 分位	16%	17%	17%	15%
10 分位	57%	50%	52%	53%

図表 6-1 20 歳代の累積医療支出の分布

	1年	2年	3年	4年	5年
1分位	0%	0%	0%	0%	1%
2分位	0%	1%	1%	2%	2%
3分位	1%	2%	3%	3%	3%
4分位	2%	3%	4%	4%	5%
5分位	3%	5%	6%	6%	6%
6分位	5%	7%	7%	7%	7%
7分位	8%	9%	9%	9%	9%
8分位	12%	12%	12%	12%	12%
9分位	19%	17%	17%	17%	17%
10分位	50%	45%	41%	39%	39%

図表 6-3 40 歳代の累積医療支出の分布

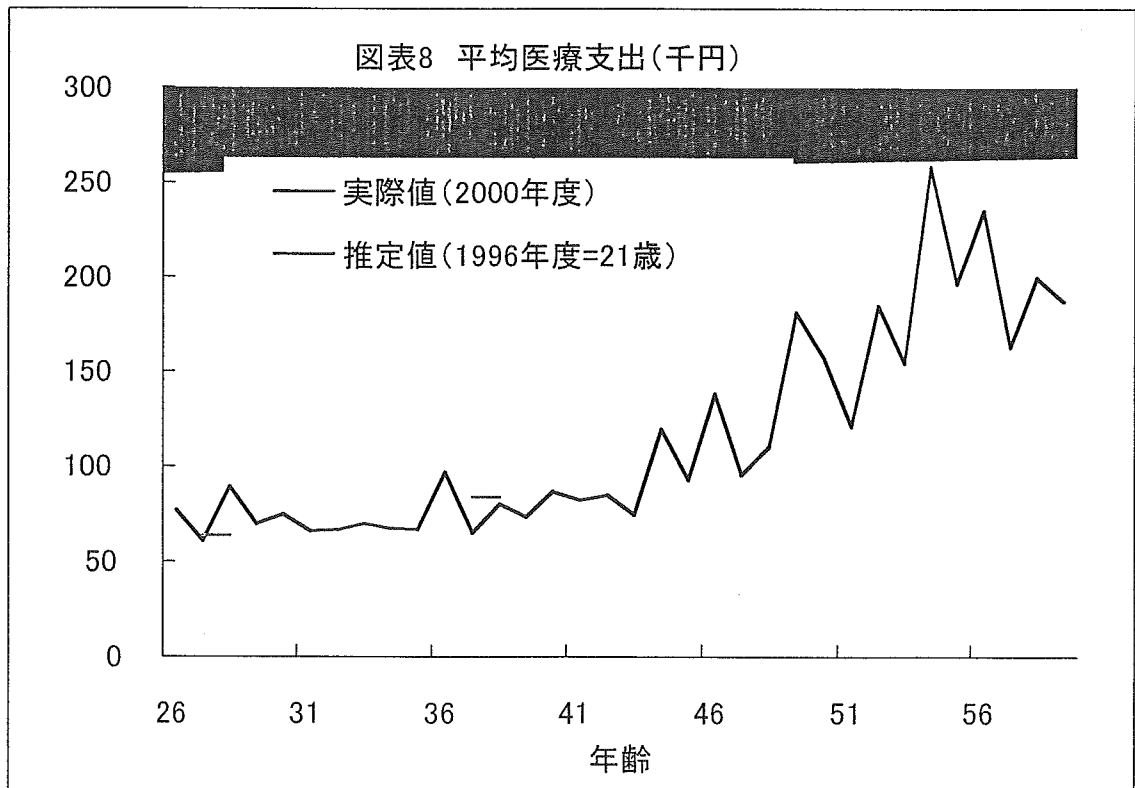
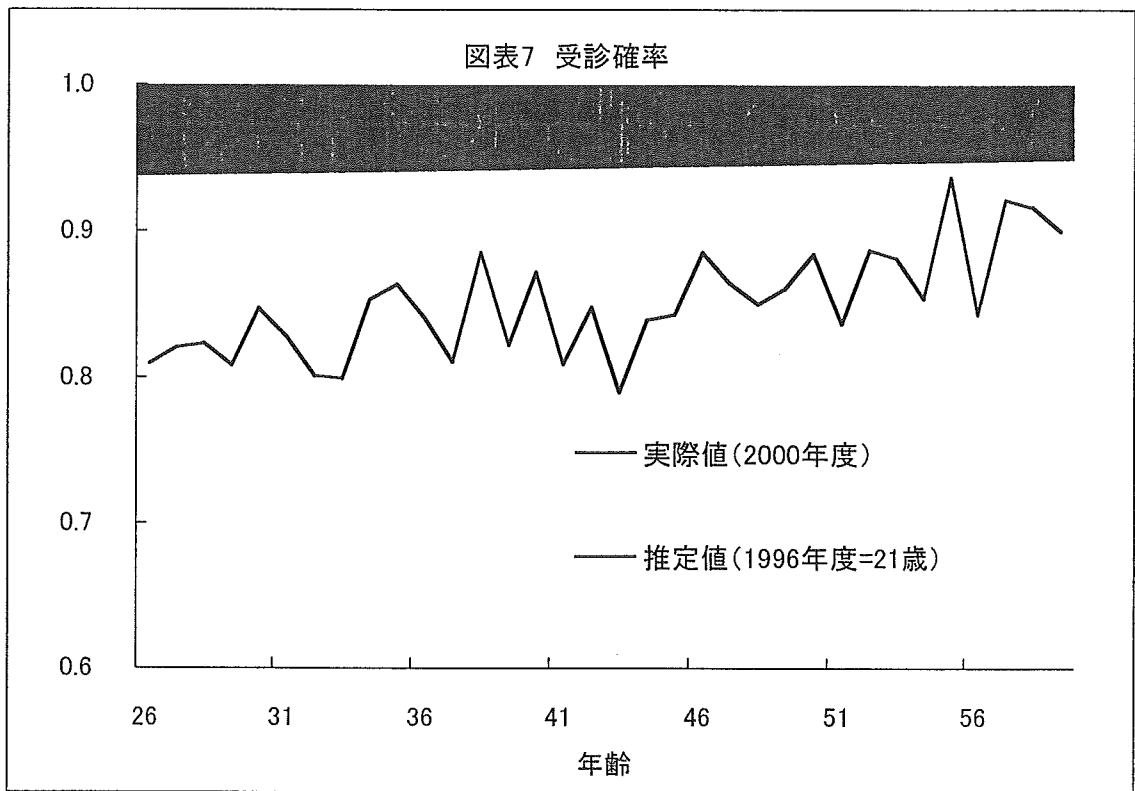
	1年	2年	3年	4年	5年
1分位	0%	0%	0%	0%	0%
2分位	0%	1%	1%	2%	2%
3分位	1%	2%	2%	2%	3%
4分位	2%	3%	3%	4%	4%
5分位	4%	4%	5%	5%	5%
6分位	5%	6%	6%	6%	6%
7分位	8%	8%	8%	8%	8%
8分位	11%	11%	11%	11%	11%
9分位	17%	17%	16%	17%	17%
10分位	52%	48%	46%	45%	44%

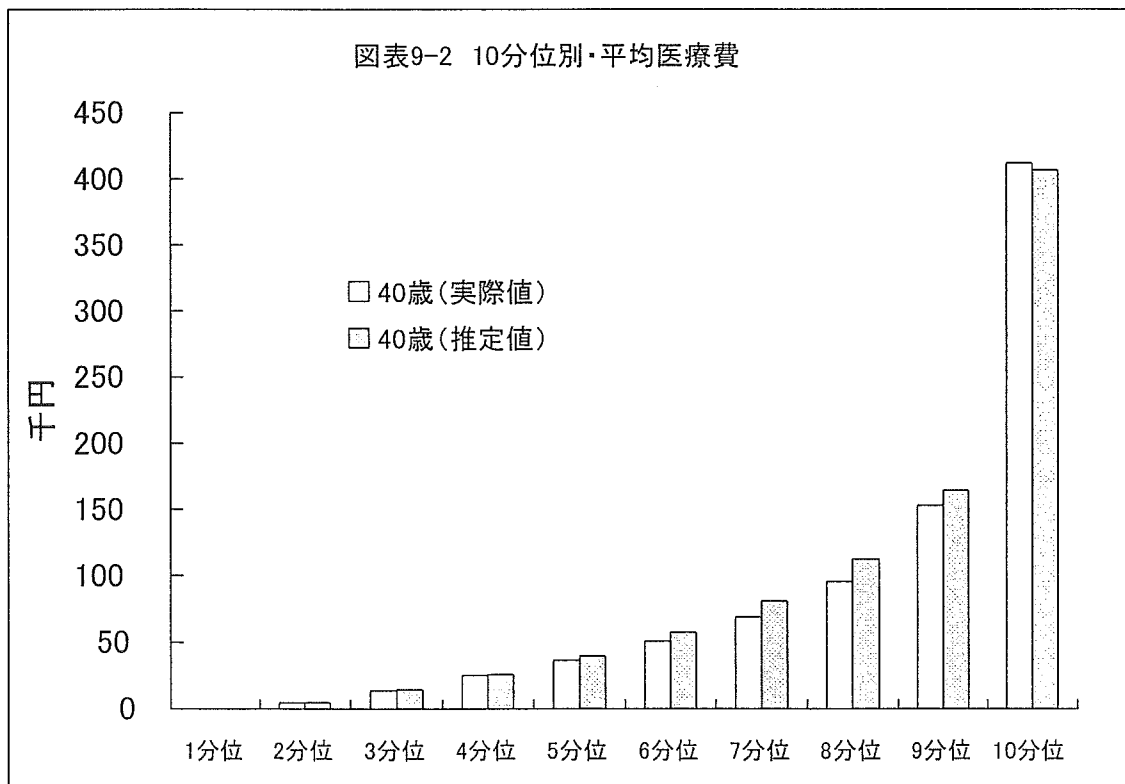
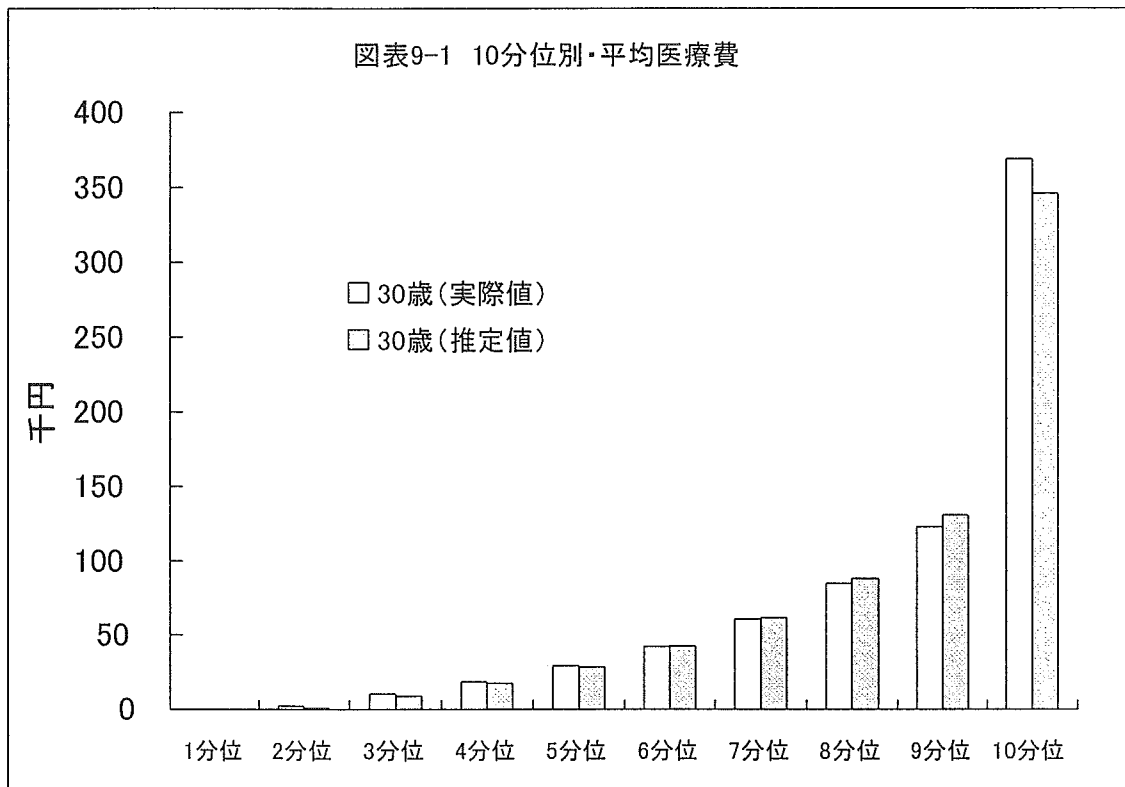
図表 6-2 30 歳代の累積医療支出の分布

	1年	2年	3年	4年	5年
1分位	0%	0%	0%	0%	1%
2分位	0%	1%	1%	2%	2%
3分位	1%	2%	3%	3%	3%
4分位	2%	3%	4%	4%	4%
5分位	4%	5%	5%	5%	6%
6分位	6%	6%	7%	7%	7%
7分位	8%	8%	9%	9%	9%
8分位	12%	11%	11%	11%	11%
9分位	17%	17%	17%	17%	17%
10分位	50%	46%	43%	42%	41%

図表 6-14 50 歳代の累積医療支出の分布

	1年	2年	3年	4年	5年
1分位	0%	0%	0%	0%	0%
2分位	0%	1%	1%	1%	2%
3分位	1%	2%	2%	2%	2%
4分位	2%	3%	3%	3%	3%
5分位	4%	4%	4%	5%	5%
6分位	5%	6%	6%	6%	6%
7分位	8%	8%	8%	8%	8%
8分位	11%	11%	11%	11%	11%
9分位	16%	15%	15%	15%	15%
10分位	53%	50%	49%	48%	48%





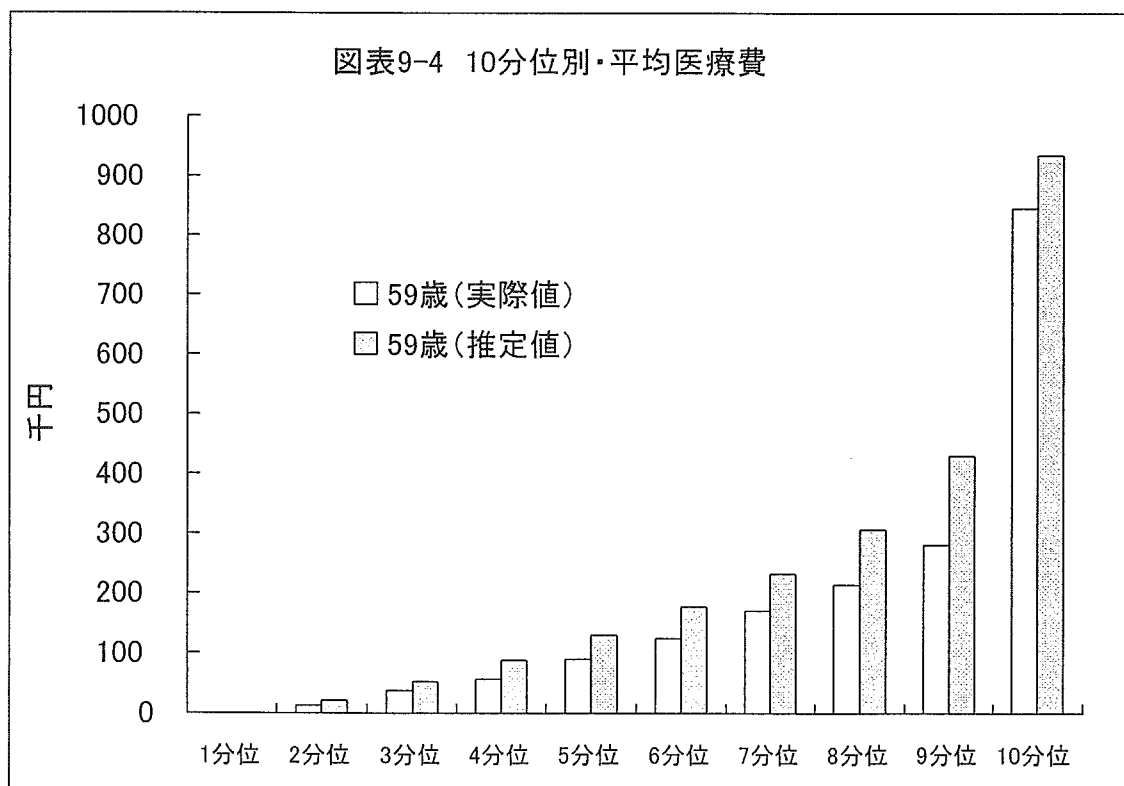
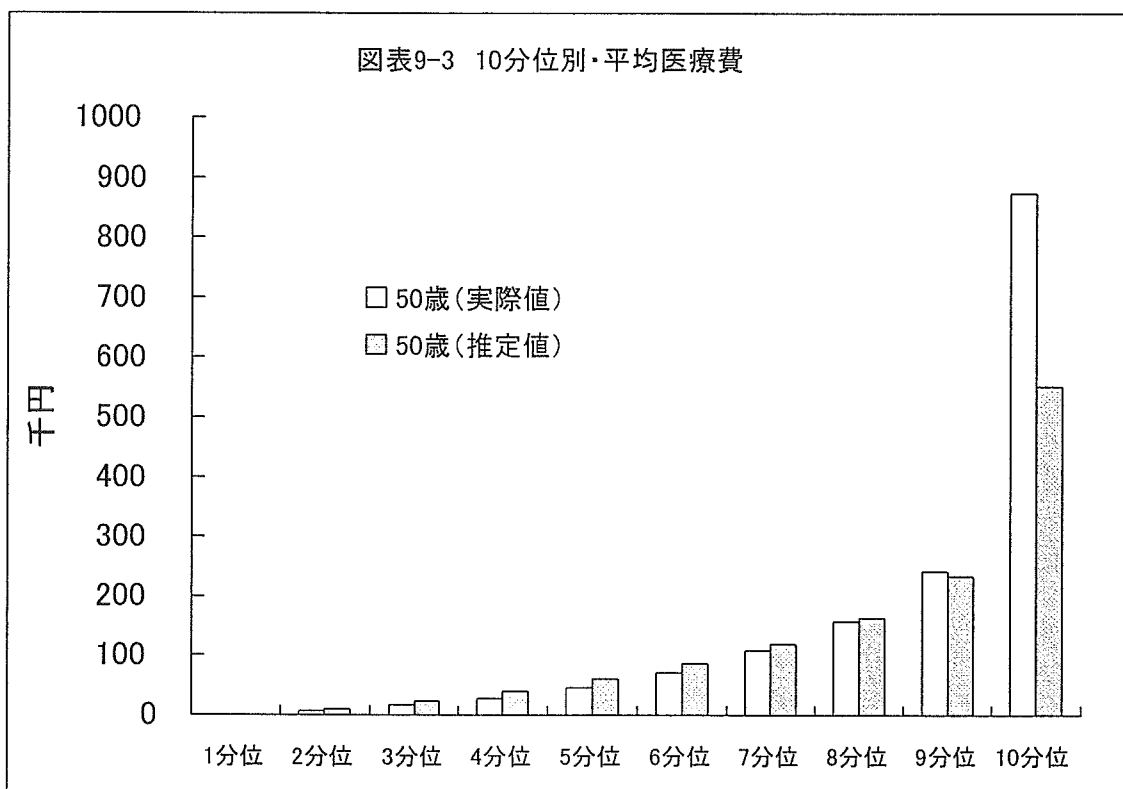


表 10-1 累積医療支出の分布

	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

喫煙行動が変化した場合の短期的な外来医療費への影響

法政大学経済学部	小椋正立
大東文化大学経済学部	角田 保
国立社会保障・人口問題研究所	泉田信行

[1]序文

2003年5月に健康増進法が施行された。健康増進法の目的の一つは、「治療から予防へ」のスローガンが示すように、日常の予防行動によって医療費を抑制することである。また喫煙に関しては、間接喫煙を防ぐために、建物内喫煙の抑制などが盛り込まれ、喫煙者と非喫煙者の分煙を進めることが意図されている。もちろん間接喫煙のみならず、直接喫煙についても、製造たばこ小売販売業許可等取扱要領が改正され、平成16年12月からは新規に煙草の小売を始める者に対しては、自動販売機の設置基準が厳しくなった。これは主に未成年者喫煙防止の観点からのものであり、厚生労働省・財務省の別なく、政府一体となっては若年喫煙の防止・供給の制限が進められている。

喫煙は咽喉ガンをはじめとしたさまざまな疾病の原因となっていることは、疫学研究の面からすでに常識となってきている。これらの喫煙に関する疾病はSRD(Smoking related diseases)と呼ばれている。従って喫煙者の医療費、かれらが仮に非喫煙者であった場合よりも上昇するであろうことが直感的には期待される。しかしながら、短期的にみて医療費が上昇するかどうかは、分からない。また長期的にみても、早く死亡することによって、かえって医療費がかからないことも考えられる。

そこで本論文では前者の短期的な面に注目し、喫煙者・非喫煙者の選択が医療費にどのような影響を与えているかを探ることとした。上で述べたように、喫煙者の医療費が、もし仮に非喫煙者であった場合と比較するため、喫煙行動を変えた場合に医療費はどの程度変化するのかのシミュレーションを、ある企業のマイクロデータから分析を行うこととした。

最近では泉田(2003)が、被用者本人が喫煙者の場合は、非喫煙者の場合よりも医療需要が小さいことを示した。さらに被用者の家族については、逆が成り立ち、被用者本人が喫煙者の家族は、非喫煙者の家族よりも、医療需要が大きいことを示した。また、Lahiri・Song(2000)は、sequential probit model を利用して、喫煙者・前喫煙者・非喫煙者について、それぞれの通院確率を求めている。本論文では Lahiri・Song のサンプルセレクトションモデルと同様の方法で推計を行った。

本論文は以下の順に書かれている。まず2節では分析手法について述べている、3節では推計結果、4節で考察と展望である。

[2]分析手法

(2-1)データ

データはある企業の1996年4月から2002年3月までの6年分である。データは3種類あり、レセプトデータ・健康診断データ・健康保険加入者データである。これらを接合して分析を行った。各データの内容については、まずレセプトデータについては、医療費や、傷病分類が含まれている。また健康診断データには、現在喫煙している・していない・過去喫煙していたなどの、喫煙に関する質問や日常生活が含まれている。健康保険加入者データには、各人の標準報酬月額・保険加入日および退出日などがあり、経済学的分析として重要な情報である所得(この場合は、その代理変数)が得られている。

(2-2)モデル

本論文では、sequential probit model を selection モデルとし、以下の3グループの最小二乗法による推計を行う。検診は通常年度単位で行われるため、年度データのアンバランスパネルデータとした。さらに当該年度(1996年度から2002年度の6年分)について、各サンプルを

(i)情報が未知の者(検診未受診または、問診表なし)($I_{1i} = 0$)

(ii)検診を受診し、問診表で喫煙者であると答えた者($I_{1i} = 1, I_{2i} = 0$)

(iii)検診を受診し、問診表で非喫煙者であると答えた者($I_{1i} = 1, I_{2i} = 1$)

の3グループに分けた。そして、この3グループ間の違いを考慮して、医療費に対する効果を比較した。

(i)に含まれるサンプルについては、喫煙か非喫煙かの情報が得られない。また検診を受診しないという行為自体には、会社の強制に従わない・自分の健康状況を知る機会を失っているなどの、リスクを負っているグループでもある。

(ii)(iii)のグループが、本格的な分析対象となるグループである。かれらが喫煙行動を代えたとき、医療費がどの程度増えるか(または減るか)を推計する。一見(i)を分けることの意味がなさそうだが、そうではない。分けることによって、上で述べたリスクを除いた上で、喫煙行動の変化と医療費の関係を探ることができるのである。

サンプル*i*について、 I_{1i}, I_{2i} はともに観測値であるものとする。Lahiri-Song では、選択モデルを sequential probit model によって(i)(ii)(iii)と同様の3グループに分け、その3グループそれぞれについて、病院に行くか否かのプロビット分析を行っている。本論文では被説明変数が医療費のため、3グループの選択後、それぞれに対してOLS分析を行った。

そのため2つの選択関数を仮定し、ひとつは検診の受診・未受診を決定する関数

$$I_{1i}^* = Z_{1i}\gamma_1 + u_1$$

とした。もうひとつは非喫煙・喫煙者の選択関数であり、これを

$$I_{2i}^* = Z_{2i}\gamma_2 + u_2$$