

医療におけるモラルハザードとは

——2003年度自己負担増加の分析——

柿 原 浩 明

I は じ め に

我が国の2003年度国民医療費は31兆5375億円であるが、それは国家においてどれくらい規模であるのか？ 2003年度の国家予算は81兆1829億円であるが、国債費や地方交付税交付金などを除く一般会計47兆5922億円の約2/3相当の規模である。また社会保障関係費は18兆9907億円であるが、国・地方併せて約10兆円の公費が医療費に投入されている。国債をのぞく税などによる歳入は約50兆円であるので財政にとって大きな負担である。そのためさまざまな医療費抑制策が行われてきた。

さまざまといっても、医療費 = (医療) 価格 × (医療) 量であるので、我が国においては以下に示すように価格または量の抑制である。

(1) 医療価格抑制

保険点数を低く抑える。

(2) 医療量抑制

自己負担増加：家族については3割で据え置きであるが、被保険者本人については1984年に1割自己負担導入、1997年の2割自己負担導入、2003年の3割自己負担導入と徐々に上昇している。

市場原理によって医療費を抑制しようとするものであるが、このうち自己負担増加に依る影響を考えてみたい。

世界的に見て、原則自己負担3割はフランスと並んで最高である。しかしな

がフランスでは慢性疾患などに対する減免があり、例外のほとんどない日本の実質自己負担率は先進国最高である。自己負担が高くなると、低所得者は直接大きなマイナスの影響を受けるが、また情報の非対称性や不確実性があるため、医療受診意志決定そのものが合理的に行われているのか？ということも、大きな疑問点である。

医療需要の特徴は図1に示すように、一般に病気そのものの重さ（悪性度など）と自覚症状の重さは基本的に比例しない。高血圧、糖尿病の患者もよほどでないと自覚症状はなく、高脂血症の患者において自覚症状はほとんど皆無である。もし患者が自覚症状に基づいて受診を決めているとすれば、医学的にはまったく非合理的な判断であるといわざるを得ない。

医療受診意志決定の結果である疾患別受療率の年次推移を見てみると（表1）、健康保険本人の自己負担1割導入（S59）、2割導入（H9）において、全疾患において受診抑制が明白に起きているのがわかる。疾患別にみると、骨折や悪性新生物など、自覚症状が強く、直ちに生命に影響するような疾患の受療率は自己負担増加の影響をほとんど受けていないのがわかる。しかし長期的には生命に影響するが短期的には直ちに影響しなくて、自覚症状の弱い疾患は自己負担増加の影響を大きく受けている。

糖尿病は近年の増加傾向を受けて、1割負担導入の時も含めて一貫して受療率が上昇していたが、2割負担導入以後明らかに減少している。高血圧性疾患は、両方で受療率が減少している。両疾患とも国民栄養調査などから推定される患者数に比べ、実際に受診している患者数は三分の一から半数であり、それがさらに減少しているということである。虚血性心疾患も軽症を中心に減少したのではないかと推定される。

社会状況を反映して精神疾患は一貫して増加しているが、入院外来ともにあまり自己負担を考えるような性質の疾患ではない。

必要な医療受診が抑制されれば、現在の医療費は安くなるが、将来的には医療費は増加する。生活習慣病の初期治療が抑制されれば、人工透析、脳梗塞、

表1 疾患別受療率の年次推移 (入院・外来計)

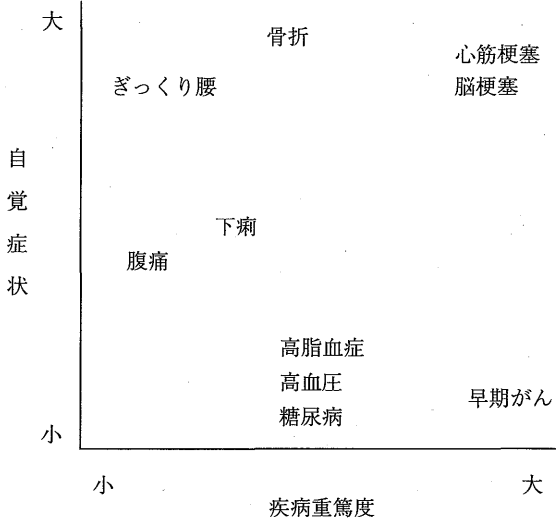
	S53	S56	S59	S62	H2	H5	H8	H11	H14	$\frac{H8}{S53}(\%)$	$\frac{H14}{H8}(\%)$
全疾患	7,072	7,266	6,403	6,600	6,768	6,735	7,000	6,566	6,222	99	89
糖尿病	98	105	119	128	161	159	189	178	173	193	92
高血圧性疾患	482	503	548	526	554	561	587	531	477	122	81
虚血性心疾患	99	114	105	102	112	100	111	98	79	112	71
脳血管疾患	193	206	226	274	305	295	310	288	275	161	89
悪性新生物	87	88	110	125	150	165	208	203	203	239	98
骨折	87	110	120	126	134	122	121	127	122	139	101
精神障害	272	300	315	339	367	341	383	387	415	141	108

1割負担

H9 2割負担

データ出所：厚生労働省患者調査

図1 さまざまな疾病の自覚症状と疾病重篤度の関係



出所：柿原浩明『入門医療経済学』日本評論社、2004年。

心筋梗塞に将来的になる患者が増加し、平均寿命その他の公衆衛生指標が悪化することが予想される。

我が国での自己負担増加による影響については、馬場園らによる一連の研究、

1984年の1割自己負担導入によって健保組合単位での受診率、受診日数の減少があったという研究 (Babazono et al. [1991]), 1997年の被用者健保本人への2割負担導入においてもほぼ同様な結果であったという研究 (Babazono et al. [2005]), 2003年の3割自己負担に関してアンケートによる受診抑制についての研究 (Babazono et al. [2004]) などの公衆衛生学的な研究がある。一方、経済学的に分析した研究は病院に基づいた研究 (山田 [1997]) や国民生活基礎調査の個票をもちいた分析 (大日, 井伊 [1999]) などがある。

しかし、自覚症状の大小など疾患の特徴をふまえた分析などはあまりないのが現状である。

そこで、某私鉄健康保険組合の自己負担増加前後のデータを用いて、自己負担増加が受診決定に及ぼす影響を調べ考察した。

II 健康保険組合レセプトデータを用いた医療需要の分析

某私鉄健康保険組合の2002年および2003年のそれぞれ4月～9月の6ヶ月間の個人別医療費データ、個人別標準報酬月額を用いて、受診行動の変化を分析した。組合員の属する事業所には鉄道、バス、タクシー、ホテルなどがあり、学歴構成もバラエティに富んでいる。表2では組合員の記述統計を示している。各変数に欠損・異常値の見られるサンプルをすべて取り除いた結果、計量分析に用いることのできる組合員のデータの総数は17,199人となった。なお、記述統計にまとめられた変数は、いずれも2002年4月における数値である。この後に出生した新生児もレセプトデータに取り上げられているため、実際の最低値は0ではないが、ここではそれを無視した。両年共にデータのある個人が多いため、雇用状況は比較的安定と思われるが、2002年から2003年にかけて平均-4.2%の標準報酬月額の変化が見られた。

推定は医療費に関する推定と受診継続に関する推定の二つを行った。前者では、レセプト一枚あたりの医療費(の対数)を被説明変数としたOLS推定を行った。後者では2002年にある主傷病名で受診しており2003年も同一の主傷病

表2 記述統計

変数名	サンプル数	平均	標準誤差	最低値	最高値
年齢	17,199	33.06681	19.39706	0	95.33334
女性=1	17,199	0.477121	0.499491	0	1
本人=1	17,199	0.38793	0.487293	0	1
標準報酬月額 (千円)	17,199	408.722	178.5258	66	1,233
総世帯数 9,880					

表3 説明変数の定義

変数名	変数定義
年齢	組合員の年齢
女性ダミー	女性を1, 男性を0とするダミー変数
標準報酬月額	標準報酬月額の対数
2003年ダミー	2003年を1, 2002年を0とするダミー変数
本人ダミー	本人を1, 家族を0とするダミー変数
本人×03年	本人ダミーと2003年ダミーの交差項
報酬×03年	標準報酬月額と2003年ダミーの交差項
報酬の変化率	2002年から2003年にかけての標準報酬の変化率

名で受診しているものを1, 受診していないものを0とする二値変数を被説明変数とするプロビット推定を行った。前者では入院・外来・歯科・調剤すべてのレセプトについて分析を行っているが、後者は入院・外来のみを使用している。推定に利用した説明変数は以下の通りである。なお、標準報酬月額は本人のみのデータであるため、家族のレセプトに関してはその家族の本人の標準報酬月額を使用している。当然のことながら家計所得と乖離している場合も予想されるが、家族構成などに関する詳細なデータは得られないため、分析の際には女性の本人や標準報酬月額が低い本人など家計における主たる収入が複数以上あると予想されるものをのぞいたサブサンプルをいくつか作り、それぞれについて分析を行っている。

III 推定結果

表4は医療費に関する OLS 推定の結果である。有意水準は95%を採用した。全てのモデルで年齢は正に有意、女性ダミーは負に有意であり、他の条件が同じならば年齢が高いほど、また男性の医療費が高いことは他の研究とも整合性のある結果である。標準報酬月額や2003年ダミーはモデルごとに頑健性のある結果は得られなかった。本人ダミーは正に有意であり、本人の方が家族よりも医療費が高い。次に交差項を見てみると、本人×03年、報酬×03年共に負であるものの有意ではなかった。単純な医療費の推定を行う限りでは、被用者本人に対する2002年から2003年度における自己負担増加については有意ではないものの医療費を減少させている。

以上の結果は医療費を被説明変数としており、その決定には供給者側である医師の選択が大きく関わっていることは疑いない。しかしながら、データの制約上、供給者の情報に関して分析することは出来ない。一方、受診の有無に関する決定は医療費に比べれば供給者側の要素の関与は薄いといえる。次では2002年にある主傷病名で受診しており2003年も同一の主傷病名で受診しているものを1、受診していないものを0とする二値変数を被説明変数とする離散選択モデルの推定を行う。

疾患に対する個人ごとが感じる受診動機が2002年と2003年で不変でまたどの個人も同じであると仮定すれば、受診動機の大きさによって2003年も同一の疾病で受診する確率が変化することが予想される。慢性疾患では2002年に受診していた疾患は2003年でも治癒しないものがほとんどであると考えられるため、基本的には2003年でも受診の必要性は変化しない。一方、急性疾患では2002年に受診の原因となったエピソードは治癒したと仮定できるため、2003年に受診するかどうかはその疾患に対する罹患率に大きく依存する。2002年に受診したという条件の下での2003年の罹患率は1より小さい疾病がほとんどであると思われるため、急性疾患では慢性疾患に比べて同一疾病で2003年にも受診する

表4 医療費に関する推定結果

	1			2			3		
	推定値	標準誤差	t 値	推定値	標準誤差	t 値	推定値	標準誤差	t 値
年 齢	0.00628	0.00009	71.20	0.00576	0.00010	58.7	0.00576	0.00010	58.69
女性ダミー	-0.05984	0.00900	-6.65	-0.09220	0.00923	-9.99	-0.09266	0.00923	-10.03
標準報酬月額	-0.02377	0.05003	-4.32	-0.01522	0.05548	-2.74	-0.07802	0.00774	-1.01
2003年ダミー	-0.00174	0.00396	-0.44	-0.00262	0.00396	-0.66	0.07605	0.06135	1.24
本人ダミー				0.07166	0.00486	14.75	0.06413	0.00662	9.68
本人×03年							-0.01431	0.00850	1.68
報酬×03年							-0.01401	0.01010	-1.39
定数項	6.10206	0.03323	183.63	6.034556	0.033520	180.36	6.00378	0.04685	128.15
n	140680			140680			140680		
決定係数	0.0352			0.0369			0.0639		
F 値	1268.96			1110.31			793.68		

確率は低いことは予想に難くない。従って、この分析では、代表的な慢性疾患である高血圧症と糖尿病について分析を行う。

表5は、高血圧と糖尿病の受診行動についての分析結果である。高血圧、糖尿病共に本人が家族に比べて有意に診療を継続している確率が高かった。標準報酬月額と報酬の変化率については共に正、つまり報酬が高く、報酬の増加率が高いほど診療継続確率が高くなっているが、有意な結果ではなかった。自己負担の増加によって実際自己負担が増加した本人よりも家族の方が有意に診療を中止する確率が高く、その効果は9%ポイントから10%ポイントであった。

この分析で使用しているデータはレセプトデータであり、傷病名は主傷病名のみしか把握できない。そのため高血圧と糖尿病を合併している患者のレセプトの主傷病名が（たとえばその時々症状の軽快憎悪によって）変化する場合、本来は診療を継続しているのにこのデータ上では継続していないとされてしまうことがあろう。そこで、高血圧と糖尿病に加えて虚血性心疾患を生活習慣病とまとめて定義し、その中では主傷病名が変わっても同じ生活習慣病としてのエピソードで加療を行っているを見なすことにした。その結果は表5の通りで

ある。

表5 診療継続に

表5においても本人ダミーは正に有意でありその限界効果は10%ポイント程度である。標準報酬月額が高いほど診療を継続する確率が高いが、ここでも有意ではなかった。報酬の増加率に関しては正に有意であった。

	高 血 圧				
	推定値	標準誤差	z 値	確率値	マージナル効果
年 齢	-0.0022	0.0051	-0.44	0.663	-0.0007
女性ダミー	0.4517	0.2773	1.63	0.103	0.1179
本人ダミー	0.3224	0.1211	2.66	0.008	0.1016
標準報酬月額 (2003年)	0.0006	0.0003	1.89	0.059	0.0002
報酬の変化率	0.0083	0.0051	1.62	0.104	0.0026
定 数 項	0.3875	0.3609	1.07	0.283	
n	645				
LR chi2(5)	18.42				
Prob > chi2	0.0025				
Pseudo R-squared	0.0258				
Log likelihood	-347.6124				

データの制約上、家計の総所得など被用者本人の標準報酬月額以外の変数は得られない。標準報酬月額には10万円以下のものもあり、この場合、家計の主たる収入源が他にある場合も十分考えられる。

表6を見るともっとも報酬の低い階層のみ女性比率が特に高く、家族形態に関する情報はないが他の階層とは明らかに異なる。なお、最も低い階層の女性をのぞいた年齢の平均は40.8歳であり、二番目の階層と変わらない。もっとも報酬の低い階層には標準報酬が10万円以下のサンプルも多く、休職中、パートなど特殊な状況が含まれることが想像される。そのため、次に表5、6で行った分析について、最も低い階層をのぞいた場合、全体から女性で本人のサンプルをのぞいた場合のサブサンプルについて分析を行う。表7、8にはそれぞれの結果がまとめられている。

その結果、本人ダミーはどちらのサブサンプル、いずれの疾患でも正で有意であった。標準報酬月額と報酬の変化率に関しては、サンプル全体の場合よりも有意である場合が多いが疾患によって結果が異なっている。上でも述べたように、高血圧や糖尿病といった生活習慣病の場合、それぞれを合併している場

関する推定結果

糖 尿 病					生 活 習 慣 病				
推定値	標準誤差	z 値	確率値	マージナル効果	推定値	標準誤差	z 値	確率値	マージナル効果
0.02726	0.00439	6.21	0.000	0.00915	0.0185	0.00321	5.77	0.000	0.00553
-0.44749	0.25985	-1.72	0.085	-0.16456	-0.02321	0.18869	-0.12	0.902	-0.00699
0.26314	0.12347	2.13	0.033	0.0903	0.3425	0.08582	3.99	0.000	0.10548
0.00041	0.00035	1.17	0.24	0.00014	0.00046	0.00024	1.9	0.058	0.00014
0.00948	0.0051	1.86	0.063	0.00318	0.00792	0.0036	2.2	0.028	0.00237
-1.16422	0.30378	-3.83	0.000		-0.62999	0.22584	-2.79	0.005	
597					1268				
52.73					50.77				
0.0000					0.0000				
0.0734					0.037				
-333.00265					-660.05537				

表 6 標準報酬月額の上四階層

報 酬 (千円)	88-280	280-380	380-500	500-1225
平均年齢	39.1	39.3	46.3	51.5
女性比率 (%)	22.1	1.6	0.75	0.1

表 7 最も低い階層をのぞいた分析結果

	高 血 圧				糖 尿 病				生 活 習 慣 病			
	推定値	標準誤差	z 値	マージナル効果	推定値	標準誤差	z 値	マージナル効果	推定値	標準誤差	z 値	マージナル効果
年 齢	0.0004	0.0066	0.06	0.0001	0.0262	0.0058	4.49	0.0089	0.0167	0.0043	3.89	0.0051
女性ダミー					0.1575	0.6667	0.24	0.0511				
本人ダミー	0.4048	0.1433	2.82	0.1274	0.1642	0.1441	1.14	0.0564	0.3269	0.0976	3.35	0.1021
標準報酬月額	0.0008	0.0005	1.77	0.0003	0.0009	0.0005	1.81	0.0003	0.0010	0.0003	2.97	0.0003
報酬の変化率	0.0142	0.0067	2.12	0.0044	0.0076	0.0066	1.15	0.0026	0.0125	0.0049	2.56	0.0039
定 数 項	0.0681	0.4408	0.15		-1.3885	0.3958	-3.51		-0.8654	0.2847	-3.04	
n	436				410				863			
Prob > chi2	0.0028				0.0000				0.0000			
Pseudo R2	0.0302				0.0764				0.0439			

表8 女性の本人をのぞいた分析

	高血圧				糖尿病				生活習慣病			
	推定値	標準誤差	z値	マージナル効果	推定値	標準誤差	z値	マージナル効果	推定値	標準誤差	z値	マージナル効果
年齢	-0.0013	0.0054	-0.24	-0.0004	0.0260	0.0048	5.39	0.0086	0.0173	0.0036	4.76	0.0052
本人ダミー	0.3286	0.1189	2.76	0.1048	0.2581	0.1220	2.12	0.0876	0.3370	0.0836	4.03	0.1033
標準報酬月額	0.0005	0.0003	1.8	0.0002	0.0004	0.0003	1.15	0.0001	0.0004	0.0002	1.9	0.0001
報酬の変化率	0.0110	0.0052	2.12	0.0035	0.0111	0.0053	2.09	0.0037	0.0103	0.0039	2.68	0.0031
定数項	0.3743	0.3702	1.01		-1.0833	0.3105	-3.49		-0.5380	0.2351	-2.29	
n	608				570				1203			
Prob) chi2	0.0036				0.0000				0.0000			
Pseudo R2	0.0211				0.0671				0.0352			

合も多く、主傷病名はその都度の病勢によるものによって変わる可能性が高い。したがって生活習慣病全体での分析を最も信頼すれば本人である方が、標準報酬月額が高い方が、また報酬の増加率が高い方が有意に、生活習慣病の継続受診確率が高いという結果が得られた。2003年度から本人に関しては自己負担率が増加しているが、その影響については上の分析が二年間のデータによるため、決定的な結論は得られない。

IV 考 察

1 自己負担増加に対する所得別の影響

高所得者は総合的に考えるとプラスの影響を受ける。それはなぜかといえば、自己負担が上昇しても税制上医療費控除の対象になるので、所得が高いほど減税効果は大きい。最高で減税額は37%（所得税の最高税率、所得1800万以上）なので、その場合実質自己負担は18.8%であり、それに対して給与所得者の約25%を占める所得税額ゼロの低所得者は30%そのままである。高所得層にとっては、所得税控除と入院時などの民間医療保険などでかなり自己負担増加を相殺できる。

例えば入院医療費については、AIUがその名も「スーパー上乘せ健保」と

いう保険商品を、健康保険本人3割負担実施（2003年4月）以来発売しており、50歳女性、入院給付金一日5000円と自己負担分の3割分給付という保障内容で、保険料月額4500円である。それで差額ベッドも含め直接医療費はすべてまかなえるので、受診抑制はほとんど起こらない。

低所得者にとっては自己負担増加による医療受診抑制が、外来、特に生活習慣病など自覚症状の少ない疾患について起きることが容易に予想される。医療費総額が抑制されるということは、高所得者にとっては累進制の下に社会保険料・税が低所得者以上に軽減されるということであり、医療機関の混雑も少しは解消し、入院時は自己負担上限と民間保険をあわせると負担はなく、唯一外来通院時の自己負担は増加するが、トータルではプラスになる場合が多いと考えられる。

2 自己負担増加の問題点

2003年4月に社会保険本人の自己負担が2割から3割に引き上げられたときに、日本医師会が第三次レセプト調査（平成15年4月診療分～6月診療分）を10,115医療機関（診療所：8,362，病院：1,753）対象に実施した。その結果によると、社会保険本人の外来診療において、医療費6%減，患者数6.7%減という結果であった。この結果から、医療需要の直接医療費（自己負担）だけの価格弾力性を計算すると、 $6/50=0.12$ である。相当低いが、総費用の一部なので不思議ではない。所得階層別のデータはないが、もしも低所得階層を中心に受診抑制が働いていたら、それによる悪影響は低所得者を中心に及ぼされることとなり、総医療費増加のツケを低所得者中心に払わせたということで、社会の公平さという点において問題ではないかと思われる。

3 医療受診においてモラルハザードが存在するのか？

鍋田らによる1997年の医療費自己負担増加における高齢者のレセプト分析において、受診継続が必要で自覚症状の少ない高血圧の高齢者患者の受診回数が

減少し、自己負担増加が医療費抑制に効果的であった(鶴田ら [2004a])。また同年の医療費自己負担増加におけるレセプト分析において、所得階層別の差はあまり見られなかったが、同じく自覚症状の少ない高血圧患者の受診抑制傾向は強く、けがなど自覚症状の強い疾病の受診抑制傾向は弱かったという結果であった(鶴田ら [2004b])。これらについて、

- (1) 患者の意識行動として余分な受診(モラルハザード)を阻む医療消費抑制メカニズム
- (2) 制度改定による強制として必要不可欠な受診さえ抑制させる医療消費犠牲メカニズム

このような二つのメカニズムが考えられている。この場合のモラルハザードについては、制度改定前後で見ているのであるから、短期的な意味でのモラルハザードという意味である。その場合について考える場合、医学的な要素を考慮に入れた医療受診行動決定モデルで考えるのが非常に有効である。そして、所得階層間に受診抑制に関して有意な差が見られなかったということで、(1)が主で、(2)はあまり見られなかったと結論されている。

しかしこの結論には以下の二つの大きな疑問がある。

- 1) 所得階層間に受診抑制に関して有意な差が見られなかったならば、余分な受診(モラルハザード)を阻む医療消費抑制メカニズムといえるのか?
- 2) そもそも余分な受診(モラルハザード)は存在するのか?

最初に1)について、考えてみたいと思う。

自己負担増加による受診抑制とは、自己負担増加前の価格 P を Pb 増加後の P を Pa とすれば、 P の増加額 $\Delta P = Pa - Pb$ 、自己負担増加前の受診意志決定動機より大きいということである。それは、自己負担増加額が大きいか、元々の受診動機があまり大きくないか、が考えやすい。前者の場合、所得階層間に差が見られるだろうし、後者の場合、所得階層間にあまり差がみられないであろう。ということは、受診意志決定動機があまり大きくなかったということであり、自覚症状が少ないか、治療に対する期待や必要度認識、重篤疾病不安が

少ないかである。自覚症状の少ない高血圧患者の受診抑制傾向は強く、けがなど自覚症状の強い疾病の受診抑制傾向は弱かったということでこの結果は説明される。すなわち、図1でみたように、生活習慣病と早期ガンは自覚症状が少ないため、受診抑制が起きる可能性が非常に高いが、それは余分な受診（モラルハザード）であるとは到底考えられない。受診抑制に関して、レセプトデータに見られる結果そのものは、本論文で用いたデータと大きく異なるわけではないのに、結論が異なっているのは、医学的要素を考慮していないからである。したがって、高血圧患者の受診抑制傾向が強く、けがなど自覚症状の強い疾病の受診抑制傾向は弱かったということに対して、それらを考慮に入れていないので、余分な受診だと結論されている。しかし、それらを考慮に入れると、必要不可欠な受診さえ抑制させる医療消費犠牲メカニズムだと考えるのがいかがであろうか。全般的な医療費において、本論文のデータも共に所得階層間に有意な差が見られなかったのは、自覚症状の強い場合、受診抑制はあまり働かないという結果であろうと思われる。

次に2)について、考えてみたいと思う。

最初に、医療受診における「余分な受診（モラルハザード）」とはそもそも存在するのかという点である。一般的な経済学の考え方では、保険が存在することによって価格にゆがみが生じている場合、モラルハザードが発生する可能性があると考えられる。例えば自動車車両保険がある場合、ない場合に比べて、軽度衝突回避行動意識が低下したり、直さなくても我慢できるような修理を行ったりしやすくなるというようなことである。

同じように、2割負担ということは、8割引ともいえるので、不要な受診が存在するであろうということである。患者の受診意志決定行動について深い考察をしなければ、モラルハザードはあるであろうと簡単に推論してしまう。例えば、医療機関にいけば年寄りがあふれていて、そのうちのかなりは不必要な受診をしているのであろうと。

しかし本当に「余分な受診」なのかどうかを検討してみようとする、国民

はどのようなときに医療機関を受診しようとするのか、またどのような受診は不必要な受診なのかを詳細に検討してみる必要があると思われる。医療機関を受診することを決定するというのを考えてみると、受診費用＝(直接医療費、時間費用、移動費用、苦痛費用)において、患者から診た直接医療費(＝自己負担額)が安くても、時間費用、移動費用、苦痛費用もかかってくるために、受診動機がある程度ないと受診しない。

高齢になればかなりの人が体に何らかの異常を持つようになり(＝病気と診断される)、それで受診するのである。私の経験でも、自覚症状も何にもないけれど、暇だから医療機関を受診にきましたという人は、いまだかつて経験していないし、周りの医師でも同様である。自覚症状があるか、治療を期待したり、必要度認識、重篤疾病不安などがあるから受診しているのであり、何にもなしで受診しているのでは決していない。

仮にそういう患者がいたとしても、検査などはなく再診料だけなので医療費高騰の原因とはいえない。

医療機関を受診する高齢者の数が多いため、根拠なしで不必要な受診ではないかと推論されているだけである。映画館やレストランではないので、保険があつて安いから、何にもなくても受診するというメカニズムは実際にも考えにくい。

その反対に、高ければ必要な受診でさえも抑制してしまうであろうと考えられる。生活習慣病の受診抑制が起きると、数十年後に死亡率の増加が起きる可能性があり、そうなるからでは手遅れである。喫煙問題においても、米国では1950年代の喫煙の影響が1980年代の癌死亡増加をもたらした。

医師と患者には情報の非対称性が存在するので、自覚症状や重篤疾病不安があれば受診する。例えば情報の非対称性が解消されたとしても、絶対に解消できない不確実性の問題があるために、どのような受診が不必要な受診であるのかを、少なくとも事前に判断するのは不可能である。

事後的に不必要な受診は定義できるかもしれないが、例えば咳がするので肺

ガンではないかと思い医療機関を受診したら、何でもなかったというような場合である。しかしこれを不必要な受診というのであろうか。

今回の調査の結果において、生活習慣病に関して、標準報酬月額が低い方が、また報酬の増加率が低い方が有意に、継続受診確率が低いという結果は、必要不可欠な受診さえ抑制させる医療消費犠牲メカニズムが起きていることを示している。

米国における医薬品自己負担増加に関する研究においても、自己負担が2倍になった場合、消炎鎮痛薬のNSAIDsの45%減少よりましであったが、生活習慣病においても高脂血症薬(34%)、高血圧薬(26%)、糖尿病薬(25%)のそれぞれ減少であった(Goldman et al. [2004])。喘息治療薬が32%の減少を示していたのは痛々しい限りであり、医師としての職業倫理から考えた場合到底容認できる低下率ではないと思われる。しかもこれらは企業提供保険の被保険者であり、無保険者はどうなのかと考えると、日本に比べ平均寿命が短い一因であると考えられる。

医療経済学の研究において、経済学の知識は必須であるが、医療の知識も必要であり、医師と経済学者のコラボレーションが進んでいくことが医療経済学の発展には望ましいと思われる。世界的に見ても高率の定率負担である3割負担は公平性の観点から問題があると考えられ、合理的な医療費抑制のあり方を真剣に考えていかなければならないと思われる。

参考文献

Babazono, A., M. Miyazaki, T. Imatoh, H. Une, E. Yamamoto, T. Tsuda, K. Tanaka and S. Tanihara [2005]. "Effects of the increase in co-payments from 20 to 30 percent on the compliance rate of patients with hypertension or diabetes mellitus in the employed health insurance system." *Int J Technol Assess Health Care* 21(2): pp. 228-33.

Babazono, A., M. Miyazaki, H. Une, E. Yamamoto, T. Tsuda and Y. Mino [2004]. "A study on a reduction in visits to physicians after introduction of 30% co-pay-

- ments in the employee health insurance in Japan.” *Ind Health* 42(1): pp. 50-6.
- Babazono, A., T. Ogawa, T. Babazono, H. Hamada, T. Tsuda and H. Aoyama [1991]. “The effect of a cost sharing provision in Japan.” *Fam Pract* 8(3): pp. 247-52.
- Goldman, D. P., G. F. Joyce, J. J. Escarce, J. E. Pace, M. D. Solomon, M. Laouri, P. B. Landsman and S. M. Teutsch [2004]. “Pharmacy benefits and the use of drugs by the chronically ill.” *JAMA* 291(19): pp. 2344-50.
- 山田 武 [1997] 「医療サービス需要について」『医療と社会』第3号, 99-112ページ。
- 大日康史, 井伊雅子 [1999] 「軽医療における需要の価格弾力性の測定～疾病および症状を考慮した推定」『医療経済研究』第6号, 5-26ページ。
- 鵜田忠彦他 [2004] 「4章縦覧点検データによる医療受給の決定要因の分析」鵜田忠彦編著『日本の医療改革』東洋経済新報社。
- [2004] 「7章レセプトデータによる医療費改定の分析」鵜田忠彦編著『日本の医療改革』東洋経済新報社。