

ドを完結させることはできない。また、入院に関する政策が実施された場合、医療機関の最適化行動として入院医療を外来で代替する可能性がある。この点を考慮するためにも入院日数だけでなく、総日数を検討する必要があるだろう。

説明変数のうち最も重要であるのは制度改革のダミー変数であろう。今回分析の対象とするのは、平成9年、平成10年、平成12年の診療報酬改定、平成9年9月の健保被保険者本人の自己負担率引き上げである。これらの政策はそれぞれ平成9年4月、平成10年4月、平成12年4月、および平成9年9月に実施された。そこで、それぞれについて政策実施前に0をとり、実施後に1をとるダミー変数を導入することにより政策の効果を測定することとする。

この他の説明変数として、性別ダミー変数(女性の時に1, 男性の時に0をとる)、年齢階級ダミー(20歳を基準として、10歳ダミー、30歳ダミー、40歳ダミー、50歳ダミー、60歳ダミー)、所得(標準報酬月額を使用)によって個人属性をコントロールすることとした。ここで所得変数は入院の機会費用として考えている。先にも述べたように、入院エピソードが開始された場合、ある程度決まった日数を入院しなければならないが、それを決定する際の患者の裁量は狭い。それゆえ、所得が高い者がより長い期間入院すると考えるよりも、所得の高い者は機会費用が高く早く退院しようとする方が自然であろう。

入院医療においては傷病の違いによって入院日数が大きく異なる可能性がある。そこで、傷病大分類に従ったダミー変数を導入することとした。これらは傷病大分類Iダミーから傷病大分類XIXダミーまでの18種類である。例えば、傷病大分類ダミーは患者が感染症および寄生虫症の病名で入院している場合に1をとり、そうでない場合には0をとるダミー変数である。全ての傷病についてダミー変数を導入することはできないので、最も罹患数の多い傷病大分類(呼吸器系の疾患)を基準とすることとした。複数の傷病に罹患している場合についてはひとつのエピソードについて複数のダミー変数が1となる場合もある。このよう

表3 記述統計表

| 変数名 | 平均値 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|------------|--------|--------|-----|-----|
| 総日数 | 32.18 | 38.92 | 1 | 594 |
| 入院日数 | 16.66 | 30.45 | 1 | 591 |
| 平成9年改訂ダミー | 0.80 | 0.40 | 0 | 1 |
| 平成10年改訂ダミー | 0.59 | 0.49 | 0 | 1 |
| 平成12年改訂ダミー | 0.19 | 0.39 | 0 | 1 |
| 自己負担率改訂ダミー | 0.71 | 0.45 | 0 | 1 |
| 性別 | 0.35 | 0.48 | 0 | 1 |
| 所得 | 374.01 | 191.54 | 92 | 980 |
| 10歳ダミー | 0.01 | 0.08 | 0 | 1 |
| 30歳ダミー | 0.25 | 0.43 | 0 | 1 |
| 40歳ダミー | 0.16 | 0.37 | 0 | 1 |
| 50歳ダミー | 0.20 | 0.40 | 0 | 1 |
| 60歳ダミー | 0.09 | 0.29 | 0 | 1 |
| 傷病大分類Iダミー | 0.14 | 0.35 | 0 | 1 |
| IIダミー | 0.15 | 0.35 | 0 | 1 |
| IIIダミー | 0.03 | 0.17 | 0 | 1 |
| IVダミー | 0.06 | 0.24 | 0 | 1 |
| Vダミー | 0.02 | 0.15 | 0 | 1 |
| VIダミー | 0.03 | 0.16 | 0 | 1 |
| VIIダミー | 0.17 | 0.37 | 0 | 1 |
| VIIIダミー | 0.04 | 0.19 | 0 | 1 |
| IXダミー | 0.11 | 0.31 | 0 | 1 |
| Xダミー | 0.34 | 0.47 | 0 | 1 |
| XIダミー | 0.24 | 0.43 | 0 | 1 |
| XIIダミー | 0.14 | 0.35 | 0 | 1 |
| XIIIダミー | 0.15 | 0.36 | 0 | 1 |
| XIVダミー | 0.17 | 0.38 | 0 | 1 |
| XVダミー | 0.08 | 0.27 | 0 | 1 |
| XVIダミー | 0.01 | 0.07 | 0 | 1 |
| XVIIダミー | 0.00 | 0.06 | 0 | 1 |
| XVIIIダミー | 0.10 | 0.31 | 0 | 1 |
| XIXダミー | 0.15 | 0.35 | 0 | 1 |
| 標本数 | 6119 | | | |

に作成された変数の記述統計は次の表3で与えられる。

III データの概要

回帰分析に進む前に入院エピソードデータの概要を把握しておこう。年齢階級別に1エピソードあたりの平均入院日数および平均外来日数について図示したのが図1である。この図から入院にあたって、40-44歳階級未満についてはエピソードにおける入院日数と外来日数は明確な差が生じていないが45歳以上になると入院日数の方が長く

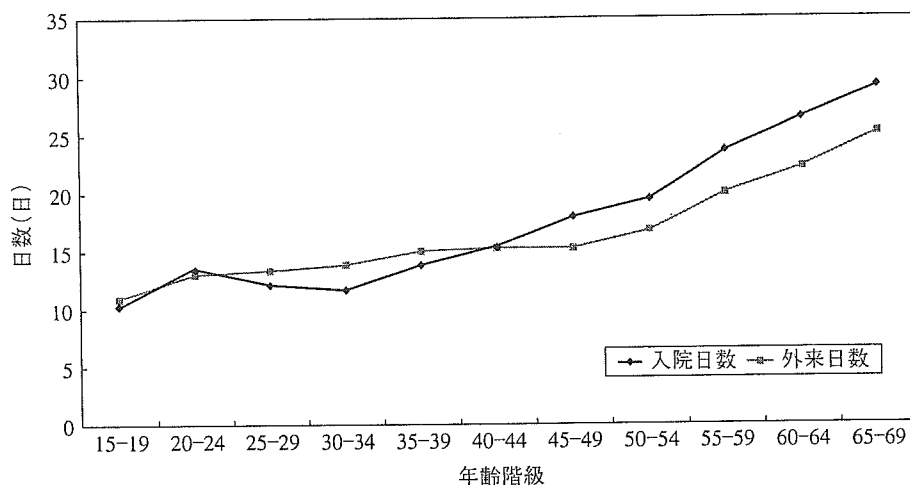


図1 年齢階級別1エピソードあたり日数

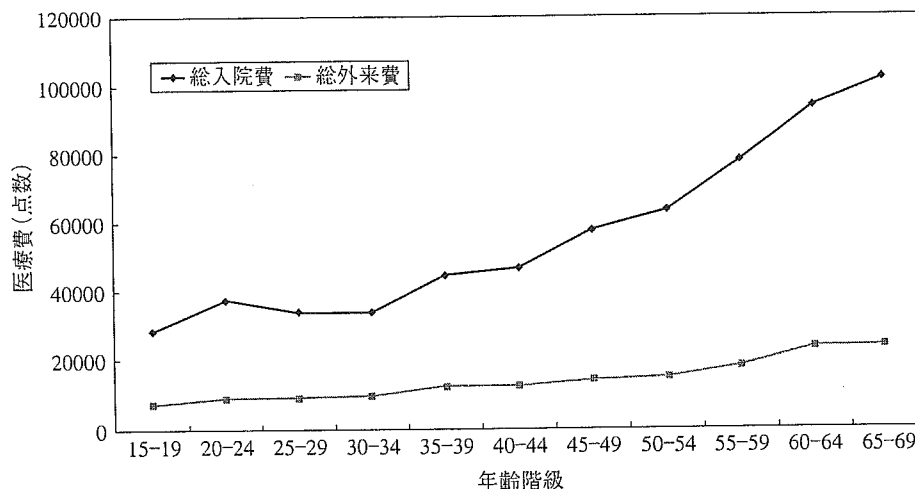


図2 年齢階級別総入院費・総外来費

なることがわかる。

1エピソードあたりの医療費について図示したのが図2であるが、これによると年齢が増加するほど1エピソードあたりの医療費は増加するが外来医療費はそれほどでもなく、入院医療費の伸びが相対的に非常に大きくなっていることがわかる。

入院エピソードについて、その開始時期別に入院・外来日数、総医療費とそれに占める入院医療費の割合を見たのがそれぞれ図3と図4である。入院日数と外来日数を比較すると入院日数の変動の方が大きくなっている。平成9年9月以降において、入院日数が非常に長くなっているが、平成10年8月以降は安定的に推移している。エピソード

単位の総医療費および総医療費に占める入院医療費の割合を図示したのが図4であるが、総医療費は振動しており、増加傾向も減少傾向も図からは読み取れない。また、入院医療費比率は70%から90%までの間で変動しており、入院から外来(もしくはその逆)へ移行している傾向があるとは言えないであろう。

このように図からは入院エピソードの医療費や受診日数について一定の傾向は見られない。これは入院期間の短縮化を目的とする診療報酬政策や医療費の適正化を目的とする政策が有効ではなかったことを含意するのであろうか。この点がIVの回帰分析結果によって明らかにされるべき点とな

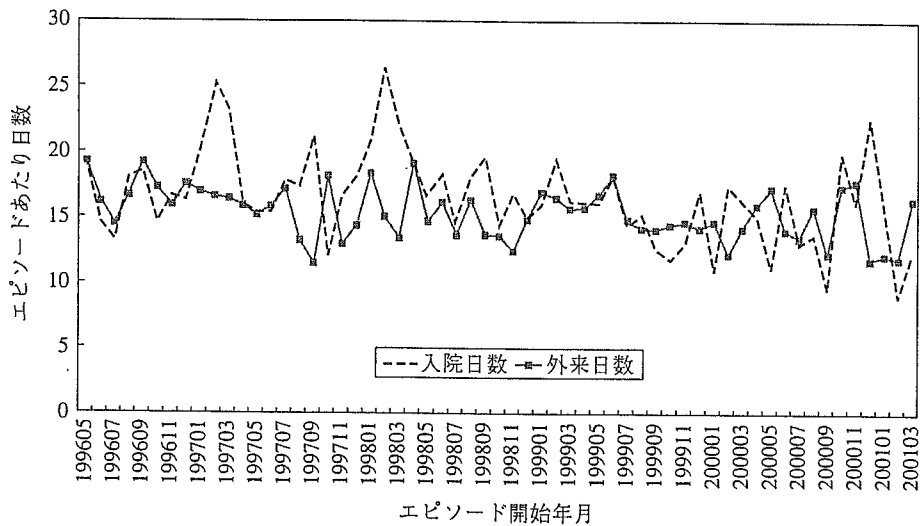


図3 開始時点別エピソードあたり日数

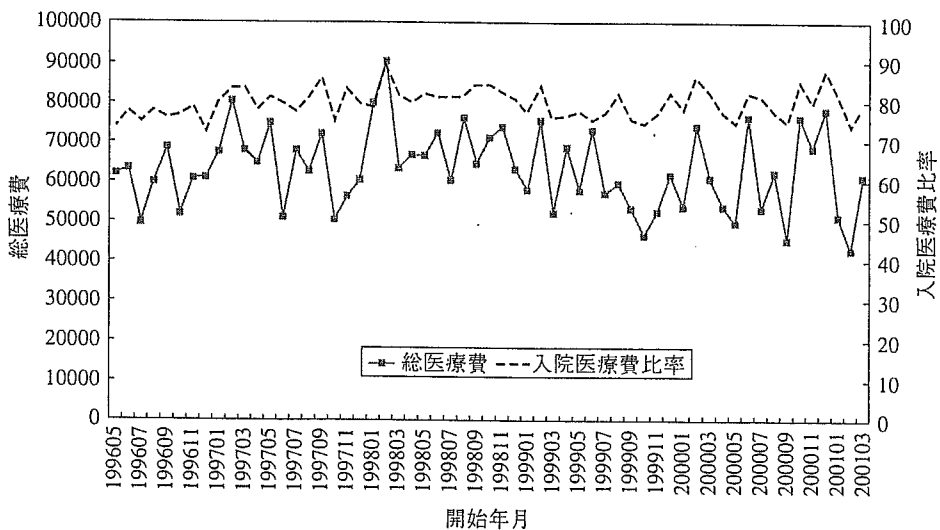


図4 開始時点別エピソードあたり総医療費および入院医療費比率

る。

IV 分析結果

分析結果は表4にまとめられている*。まず入院日数についての推定結果(表左側)について検討しよう。われわれの興味焦点である制度改定ダミーについては、平成10年改定ダミー変数が負で有意、自己負担率改定ダミーが正で有意となっており、診療報酬改定と患者自己負担率改定が入院日数に対して逆の効果を与えていることがわ

かる。ただし、平成9、12年度改定ダミーについては有意な結果が得られなかった。

その他の変数については、性別は負で有意であり、女性の方が入院日数が有意に(5日程度)短いことがわかる。年齢階級のダミー変数は40歳代から60歳代のダミー変数が有意であり、かつ年齢があがるほど入院日数が増加していくことを示している。例えば、基準となる20歳代と60歳代では12日程度の入院日数の差があることがわかる。

所得については負で有意であり、サンプルの平

院
医
か
は
か
が

や
れ
や
か
の
な

表4 推定結果表

| 説明変数 | 入院日数 | | | 総日数 | | |
|---------------|--------|--------|-------|--------|--------|-------|
| | 推定値 | t-値 | P-値 | 推定値 | t-値 | P-値 |
| 平成9年改訂ダミー | -2.141 | -1.590 | 0.111 | -3.367 | -1.960 | 0.050 |
| 平成10年改訂ダミー | -3.057 | -1.920 | 0.055 | -1.230 | -0.660 | 0.506 |
| 平成12年改訂ダミー | -0.492 | -0.520 | 0.602 | 2.109 | 1.720 | 0.086 |
| 自己負担率改訂ダミー | 3.895 | 2.210 | 0.027 | 3.928 | 1.830 | 0.068 |
| 性別 | -5.645 | -6.290 | 0.000 | -6.396 | -5.520 | 0.000 |
| 10歳ダミー | -2.854 | -1.320 | 0.187 | -2.919 | -0.900 | 0.368 |
| 30歳ダミー | 0.817 | 1.140 | 0.254 | 2.078 | 2.140 | 0.033 |
| 40歳ダミー | 4.934 | 4.040 | 0.000 | 6.927 | 4.500 | 0.000 |
| 50歳ダミー | 10.654 | 7.790 | 0.000 | 15.025 | 8.700 | 0.000 |
| 60歳ダミー | 12.791 | 5.840 | 0.000 | 19.795 | 7.690 | 0.000 |
| 所得 | -0.016 | -5.630 | 0.000 | -0.021 | -6.060 | 0.000 |
| 傷病大分類Ⅰダミー | -1.568 | -1.700 | 0.089 | 2.398 | 1.910 | 0.056 |
| Ⅱダミー | 8.410 | 5.250 | 0.000 | 12.737 | 6.820 | 0.000 |
| Ⅲダミー | 2.044 | 1.050 | 0.295 | 3.774 | 1.780 | 0.076 |
| Ⅳダミー | 1.246 | 0.880 | 0.377 | 7.196 | 3.870 | 0.000 |
| Ⅴダミー | 9.192 | 2.700 | 0.007 | 20.708 | 4.230 | 0.000 |
| Ⅵダミー | 14.055 | 2.750 | 0.006 | 22.850 | 4.030 | 0.000 |
| Ⅶダミー | -0.444 | -0.460 | 0.647 | 4.485 | 3.630 | 0.000 |
| Ⅷダミー | -2.591 | -1.950 | 0.051 | 4.799 | 2.420 | 0.016 |
| Ⅸダミー | 2.545 | 1.550 | 0.120 | 8.040 | 4.180 | 0.000 |
| Xダミー | 1.966 | 2.030 | 0.042 | 4.228 | 3.620 | 0.000 |
| XIダミー | -0.973 | -0.920 | 0.359 | 3.518 | 2.610 | 0.009 |
| XIIダミー | 2.456 | 2.140 | 0.032 | 11.415 | 7.690 | 0.000 |
| XIIIダミー | -2.125 | -2.470 | 0.014 | 1.486 | 1.350 | 0.178 |
| XIVダミー | 0.545 | 0.590 | 0.556 | 1.613 | 1.360 | 0.174 |
| XVダミー | -1.501 | -0.550 | 0.583 | 2.092 | 0.690 | 0.493 |
| XVIダミー | 1.265 | 0.340 | 0.736 | -0.745 | -0.180 | 0.858 |
| XVIIダミー | -0.800 | -0.610 | 0.540 | 1.326 | 0.850 | 0.397 |
| XVIIIダミー | 3.736 | 3.480 | 0.001 | 10.636 | 7.650 | 0.000 |
| XIXダミー | | | | | | |
| 定数項 | 18.561 | 12.980 | 0.000 | 25.212 | 14.470 | 0.000 |
| obs | 6119 | | | 6119 | | |
| Adj R-squared | 0.0625 | | | 0.1299 | | |
| F (29,6089) | 7.92 | | | 21.66 | | |

均値を用いて計算すると所得弾力性は-0.36程度となることがわかる。所得と入院日数の負の関係は入院医療が劣等財であるということを示すというよりは、上にも述べたとおり、入院の機会費用は所得が高くなるほど大きくなることを表していると言えよう。

傷病大分類ダミー変数については傷病大分類Ⅱ、傷病大分類Ⅴ、および傷病大分類Ⅵ変数の値が有意かつ推定値の絶対値が大きい。これらの傷病は新生物、精神および行動の障害、神経系の疾患である。それぞれは呼吸器系の疾患よりも8日、9

日、14日間入院日数が長くなっていることを示している。

総日数についての分析結果を示している表の右側の内容を検討しよう。推定結果は入院日数とほぼ同じである。制度改定ダミーについては平成10年度改定ダミー変数が有意ではない。また、平成12年度改定ダミー変数が正の値をとっている。入院日数の結果と併せて考えると、これらの制度改定が入院日数を減少させ、外来受診日数を増大させるような代替的な効果を持っていたかもしれない。自己負担率改定ダミー変数はやはり正

値で有意であり、受診日数を増大させる効果があることがわかる。

性別ダミー変数も入院の場合と同様の効果を持つ。年齢階級ダミー変数も同様であるが、推定値が若干大きくなり20歳代と60歳代では19日程度の総日数の差があることがわかる。入院日数の差は12日であったので、その差の7日分が外来受診日数の差であると考えても良いであろう。

所得変数の推定値から所得弾力性は -0.247 と計算される。入院の場合よりも絶対値が小さいことは外来医療の入院医療と比較した機会費用の小ささを反映していると考えられる。傷病ダミー変数についてはほとんどの場合、入院日数の場合と比較してより大きな推定値が得られている。

V 考 察

推定結果の主要部分は次の表5にまとめられる。被説明変数ごとに政策効果のダミー変数が正で有意である場合には「+」の記号が、負で有意である場合には「-」の記号が示されている。これにより分析対象とした制度改革について、(1)平成9年診療報酬改定は総受診日数を低下させていることが示された。(2)平成10年診療報酬改定は入院日数を減少させた。(3)平成12年診療報酬改定は総日数に対して正の有意な影響を与えていることが示された。他方、(4)平成9年9月の患者自己負担引き上げは入院日数や総日数を有意に増大させる効果があることが示された。このため、一般に患者自己負担の引き上げは診療報酬改定と逆の効果を持ち得る可能性がある。

この結果はそれほど驚くには当たらないかもしれない。その理由として高額療養費制度の存在があげられる。高額療養費制度を用いると、一旦は

自己負担部分を支払うにしても最終的には保険者から償還されるため、実効的な自己負担率が低下する。日々入院を継続するか否かの意思決定をしている場合には、限界的な自己負担率が意味を持ち得るが、その月の医療費が一旦高額療養費の支給対象となれば、同月におけるそれ以後の限界的な自己負担率はゼロとなる。このため、他の機会費用(就業を中断する費用など)が低ければ受診日数を抑制するインセンティブは個人から失われる。自己負担率引き上げは限界自己負担率がゼロとなる医療費水準を低めることを通じて患者の継続的な受診インセンティブを増大させる効果を持ち得る⁹⁾。

他方、入院医療に関する診療報酬改定は患者よりも医療機関の行動に直接的に作用する。医療機関ごとの平均在院日数によって入院医療の単価を異なるように診療報酬改定が行われてきたが、これは個別医療機関の入院 policy がより直接的に当該医療機関の収入に影響を与えることになる。もちろん入院医療の単価引き上げは患者の自己負担額を変化させる効果を持ち得るが、保険給付によってその効果が軽減されると考えられるため、大きな効果を持つとは考えられない。

もっとも、健康保険組合の被保険者を分析の対象としているので、自己負担額については一部負担還元金が入っている組合から本人に支払われる場合がある。今回用いたデータでは実際にどの程度の金額が一部負担還元金として支払われているかについて考慮していないため、自己負担引き上げの効果が適切に測定されていない可能性もある。この点については結論を解釈する際に留保されるべきであり、今後解決されるべき課題である。

本稿に意義を見いだすとすれば、このような入院医療利用に影響を与える政策のうち、入院診療報酬改定と自己負担率改定が対照的な効果を持ち得ることを示した点にあるかもしれない。これまでの先行研究は外来医療サービスについて患者自己負担率の引き上げが受診日数を低下させることを示してきた。その意味では外来医療サービス利用をコントロールするためには自己負担率の引き上げがある程度効果を持ち得る。他方、本稿で得

表5 推定結果のまとめ

| | 入院日数 | 総日数 |
|-------------|------|-----|
| 平成9年診療報酬改定 | | - |
| 平成9年健保法改正 | + | + |
| 平成10年診療報酬改定 | - | |
| 平成12年診療報酬改定 | | + |

た結果のように、入院医療については患者自己負担率の引き上げよりも入院診療報酬改定の方が受診日数を抑制するためには有効であるかもしれない。

もちろん重要であるのは国民の厚生を改善するような施策を行うことであり、単なる医療サービス利用の抑制ではない。それゆえ採用された政策がどのような効果を持っていたのかを明らかにすることが必要である。この点からすると、上記でも触れた高額療養費制度の効果は本稿では明示的に分析に取り入れていない。また、先行研究でも具体的にどのような効果を持っているかは分析されていない。高額療養費制度が受診継続インセンティブをどの程度与えているのかを検討することは必要であろう。

分析の制約のひとつとして、入院医療を外来医療で代替する可能性について明示的に分析していない点があげられる。これまで泉田(2004b)によって、自己負担引き上げは外来受診を抑制する一方、入院医療需要を増大させるわけではないことが示されている。しかしながら、入院医療を外来医療で代替する可能性については排除されていない。このため、入院医療と外来医療の代替関係を考慮に入れた上で入院医療利用について分析する必要がある。

本稿で分析してきたように、医療費データ、現状ではレセプトデータ、を用いた分析は集計の方法を変化させることによって様々な有益な情報をさらに作成することを可能にする。医療需要関数の分析に興味集中しているが、さらに検討すべき課題の存在がレセプト個票データの分析から浮かび上がってくる。医療費の分析において、医療費個票データの分析の有益性は万人によって認められたが、その方法にはいまだ改善の余地が十分残されていると考えられる。

謝 辞

本稿の作成および改訂にあたっては時系列順に、植村尚史(早稲田大学教授)、福重元嗣(大阪大学助教授)、山本克也(当研究所室長)、佐藤雅代(当研究所研究員)、島崎謙治(当研究所副所長)、小椋正立

(法政大学教授)、鈴木亘(東京学芸大学助教授)の各氏にコメントを頂いている。記して謝したい。当然のことではあるが、本稿の内容は筆者の個人的な見解以上のものではなく、内容に残された誤りは筆者のみの責任である。

注

- 1) 医療需要関数の実証的分析については泉田(2004b)がサーベイを与えている。また、同論文は医療費自己負担率の増加が外来受診を抑制することによりその後入院需要が増加するか、という外来入院を通じた医療需要の形態の変化について分析を行っている。
 - 2) DPCについては桑原・松田・今中他(2003a, b)を参照。
 - 3) データの基本的な性質は報告書において詳細に分析されているのでそちらを参照されたい。また、本稿で行っている分析は厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業「個票データを利用した医療・介護サービスの需給に関する研究」(主任研究者：植村尚史(早稲田大学人間科学部教授))の研究班の報告書に掲載されている泉田(2004a)による政府管掌健康保険データによる分析を小椋研究班において利用に供されている健康保険組合データを利用して拡張したものである。
 - 4) 平成9年9月の患者自己負担の改定が被保険者のみについて行われているため、被保険者のデータのみを用いた。
 - 5) 表1のエピソードについては既に平成8年4月開始分は集計に含まれていない。
 - 6) ただし、継続的な受診インセンティブを増大させたとしても医療費自体を増大させるか否かについては別途検討される必要がある。
 - 7) そのもその目的である破滅的な医療費自己負担をどの程度防いでいるかについても当然検討する必要がある。
- * 推定にあたっては不均一分散に頑健な推定量を用いている。

参考文献

- 泉田信行(2004a)「第3章 入院患者の受診パターンの変化に関する分析」, 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業『個票データを利用した医療・介護サービスの需給に関する研究』報告書所収。
- (2004b)「患者の受診パターンの変化に関する分析」『医療と社会』Vol.14, No.3, pp.1-20。
- ・中西悟志・漆 博雄(1998)「医師誘発需要仮説の実証分析—支出関数アプローチによる老人医療費の分析—」『季刊社会保障研究』Vol.33, No.4, pp.374-81。

- 各
然
見
者
- 今井壽正・楊 学坤・大島純子・小島 茂 (2002)
「一大学病院の平均在院日数の推移に関する研究
—その1:内科系・外科系別と疾患群別について」『病院管理』Vol. 39, No. 4, pp. 35-46。
- 楊 学坤・今井壽正 (2003)「一大学病院の平均在
院日数の推移に関する研究—その2:内科系・性
別と年齢階層別について」『病院管理』Vol. 40,
No. 4, pp. 71-81。
- 桑原一彰・松田晋哉・今中雄一他 (2003 a)「日本
版『試行診断群分類』—医療現場の視点から
(1)」『病院』第62巻第4号, pp. 394-98。
- 版『試行診断群分類』—医療現場の視点から
(2)」『病院』第62巻第5号, pp. 316-19。
- 府川哲夫 (1998)「高齢化と老人医療費」『病院管
理』Vol. 35, No. 2, pp. 35-47。
- (2003)「傷病グループ・フェイズ別入院
医療費」『病院管理』Vol. 40, No. 3, pp. 19-30。
- 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』Vol. 38, No. 1, pp. 39-51。
- (いずみだ・のぶゆき 国立社会保障・人口
問題研究所社会保障応用分析研究部第1室長)
- (2003 b)「日本

個票データを用いた歯科受診動向の考察

田中 健一
佐藤 雅代

I はじめに

齲蝕(虫歯)や歯周病は、経済成長によって引き起こされる国民病の一つと言われている。厚生労働省が6年間隔で実施している「歯科疾患実態調査報告」の第8回調査によると、齲蝕有病者率は、乳歯の総数では45.2%、永久歯の総数では85.9%、乳歯+永久歯の総数では78.3%であった。また、歯肉に所見のある者、すなわち歯肉炎や歯周炎(歯槽膿漏)などの歯周病有病者は総数で見ると72.9%となっており、年齢階級別の有病者率を見ると、年齢が高くなるごとに歯肉に所見のある者が増え、45~54歳の年齢階級層で88.4%と最も高い率となっている。齲蝕や歯周病は歯の喪失の原因ともなる歯科疾患であるが、その罹患率は他の疾患と比較しても非常に高い水準にあると言えよう。

このような状況では、歯科疾患に罹患しないためにライフサイクルを通じた適切な予防対策が必要である。中でも「幼児期・学齢期の齲蝕予防」および「成人期の歯周病予防」の推進が歯科保健対策の課題となっている。一般的には定期歯科健康診査や歯磨き教室などの学童期の歯科保健教育などがイメージされるが、石井(1997)によると、1980年代後半に成人期の歯科保健対策の充実強化を図るために提唱されたのが8020運動²⁾であり、地域歯科保健の行政的な周辺整備の努力が続けられている。また、乳児期の乳歯齲蝕の予防や、老年期の口腔衛生指導などについても、様々な取

り組みがなされており、それらを対象とした先行研究の数も多い。また、研究成果を用いた歯科疾患の予防に向けた介入も検討されている³⁾。

しかし、これら予防にも関わらず、罹患した場合には(早期)治療が必要となる。この治療に対する費用として、2002年度には約2.6兆円⁴⁾、すなわち対国民医療費比率の8.3%という少くない額が使われている。どのような人たちが、どのような形で歯科診療医療費を必要としたのであろうか。本稿は、個人の受診行動を完全に把握できるという性質を持つ個票データを用いて、歯科受診について分析を試みようとするものである。

個票データを用いた研究には、国民健康保険の支払業務データを用いた鶴田他(2000, 2002)を始めとして、組合管掌健康保険の支払業務データ、健診データ、適用データ等を用いた小椋他(2003, 2004)、政府管掌健康保険の支払業務データを用いた植村他(2004)などが、着々と成果をあげつつある⁵⁾。個票データの利点の一つは、多岐にわたる分析目的にあわせて様々に再集計することが可能な点である。本稿では、政府管掌健康保険の個票データを用いて歯科受診行動を分析した田中(2004 a)をふまえて、組合管掌健康保険(以下、「A健保」と呼ぶ)の支払業務データ等の個票データを再集計し歯科受診の動向を明らかにする。

II 歯科診療医療費——マクロの推移——

個票データを用いた分析に着手する前に、マクロから歯科診療医療費の動向を概観する。このブ

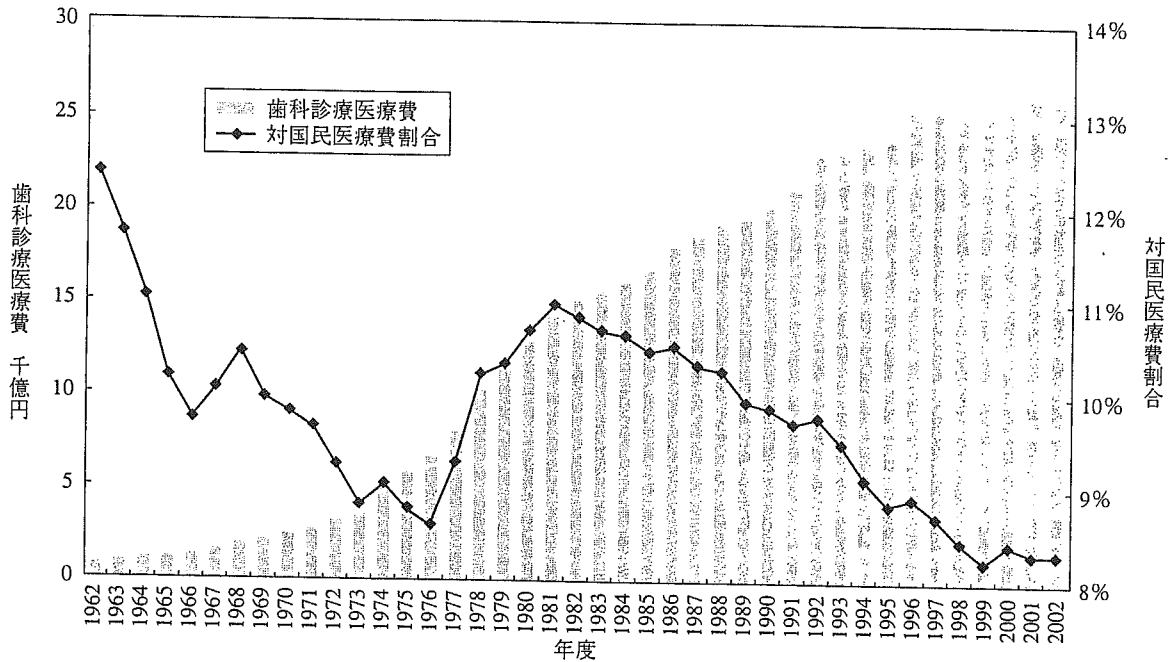


図1 歯科診療医療費の推移

ロセスは、データの加工のみに終始し“木を見て森を見ず”としないために重要である。

歯科診療医療費⁷⁾の推移を示したのが図1である。推計開始以来、1981年度までは、1971年度を除く全ての年度で2桁の成長を遂げていたが、1982年度以降成長率が1桁に落ち込み、1997年度に初めて対前年度比減少となったことが、棒グラフから読み取れる。なお、1980年代に成長率が1桁に落ち込んだといっても、その総額は右肩上がりが増加しており、マイナス成長の年度があっても、1996年度以降2.5兆円強の水準を維持している。

一方で、国民医療費に占める歯科診療医療費の割合を見ると、推計開始時の12.4%から、昨今では8.3%となっている。この減少は一貫した傾向ではなく、1976年度に8.6%まで減少した後、1981年度に11.0%まで水準を上げ、以降は年に0.1%ポイント程度ずつ減少している。なお、1977年度から項目が設けられた薬局調剤医療費は、2000年度に初めて歯科診療費の水準を超え、2002年度には歯科診療医療費より1兆円以上も大きくなっている。

III 個票データの一般性の検討

本稿は、A健保のデータを用いて歯科受診行動を明らかにするものである。当該健保は被保険者本人と家族をあわせて約1万人規模の組合であり⁸⁾、歯科受診動向を統計的に検討するための標本数としては小さくない。しかし、日本の総人口の0.01%にも満たない集団であるため、A健保の被保険者の健康水準や医療機関受診行動をもってわが国の健康水準や歯科受診行動を論じることが適当かをチェックする必要がある。この節では、A健保データを、国民医療費データと政府管掌健康保険データのそれぞれと比較検討する。

1 国民医療費データとの比較

国民医療費の資料では、1977年度から“年齢階級、入院-入院外別一般診療医療費”が、1984年度から“年齢階級別歯科診療医療費”がそれぞれ公表されている。そこで、表1では2000年度の1人あたり医療費を、再集計したA健保データと比較している。

A健保については、2000年度に被保険者資格

表1 1人あたり医療費——国民医療費データとの比較——

| 2000 (平成 12) 年度 | 総数 | 0~14 歳 | 15~44 歳 | 45~64 歳 | 0~39 歳 (再掲) | 40~64 歳 (再掲) | 65 歳以上 |
|------------------|---------|--------|---------|---------|----------------|-----------------|--------|
| 1人あたり歯科診療医療費(千円) | | | | | | | |
| A 健保 | 16.3 | 9.8 | 13.1 | 24.2 | 11.3 | 22.8 | 26.0 |
| 国民医療費 | 20.1 | 11.1 | 15.1 | 26.4 | 13.4 | 25.0 | 29.3 |
| 1人あたり入院医療費(千円) | | | | | | | |
| A 健保 | 11.8 | 5.6 | 8.4 | 18.4 | 8.2 | 15.4 | 81.0 |
| 国民医療費 | 89.4 | 27.2 | 30.4 | 85.6 | 28.3 | 77.5 | 282.6 |
| 1人あたり入院外医療費(千円) | | | | | | | |
| A 健保 | 54.5 | 47.2 | 36.0 | 83.0 | 38.5 | 74.3 | 142.9 |
| 国民医療費 | 99.4 | 61.2 | 41.9 | 100.9 | 46.0 | 92.7 | 260.9 |
| 人口数(千人) | | | | | | | |
| A 健保 | 9 | 2 | 4 | 3 | 5 | 4 | 0 |
| 国民医療費 | 126,926 | 18,506 | 42,673 | 43,707 | 53,365 | 51,521 | 22,041 |

出所) A 健保については、筆者作成。

国民医療費については、平成 14 年度国民医療費(厚生労働省大臣官房統計情報部)より抜粋。

を有した人数で1人あたり医療費を年齢階級別に算出した。なお、65歳以上階級の人口数が日本の人口構成割合からすると小さいが、これは本人・家族を問わず63歳以上の被保険者数が非常に少ないためである。その理由は、適用データから読み取れた62歳で定年退職というA健保の雇用スケジュールと、老健制度にある。すなわち、退職による被保険者の資格喪失、およびA健保の被保険者であっても老健対象となる70歳以上については支払業務データが存在しないことにより、65歳以上階級の人数が少ないのである。

歯科・入院・入院外を問わず、またA健保・国民医療費を問わず、年齢があがるほど1人あたり医療費は高い。特に、0~39歳階級と40~64歳階級を比較すると、後者は前者の約2倍の水準を示している。さて、1人あたり歯科診療医療費を見ると、入院医療費や入院外医療費で見られるような大きな乖離は無いものの、A健保の水準が各年齢階級で相対的に低いことがわかる。A健保が大企業の被用者を対象とした組合健保であることを考えると、被保険者の健康水準の高さ⁹⁾が、1人あたり入院医療費および1人あたり入院外医療費に現れていると解釈できるのではないだろうか。その観点から、歯科診療医療費の水準にバラツキがほとんどないことは、健康水準の高さが歯科についてはあまり関係が無いことを示唆し

ているとも言えよう。

2 政府管掌健康保険組合の医療費データとの比較

次に、A健保のデータと政管のデータを比較する。植村他(2003)の政府管掌健康保険データ分析結果における、歯科診療医療費の受診者1人あたり平均値が、比較の対象である。植村他(2003)が用いた個票データは支払業務データのみである。そのため、医療機関を受診した被保険者の当年当月の情報は得られるが、未受診の被保険者に関する情報は全く無い¹⁰⁾。

さて、表2に示したのは、埼玉、千葉、神奈川、大阪、福岡について、2000年度の歯科診療医療費の合計額を、医科・歯科・調剤で1枚でも個票(支払業務)データが出てきた受診者の数で除して算出された1人あたり平均値である。A健保についても、同様の手順で算出した。

政管の1府4県の1人あたり歯科診療医療費の地域差は興味深いだが、それらに関する分析は植村他(2003)に譲る。ここでの得られる知見は、先に示した表1では常に国民医療費より低い水準を示していたA健保の数値が、政管の地域差の範囲にほぼ収まる数値であったことである。もっとも、当該年度に入院した受診者について歯科診療医療費を見ると、政管に比べてA健保の値が飛び抜けて大きいことを付け加える。なお、参考ま

表2 1人あたり歯科診療医療費
—政管データとの比較—

| 2000(平成12)年度 | 総数 | 0~14歳 | 15~39歳 | 40~69歳 |
|---------------------------|---------|-------|---------|---------|
| 受診者1人あたり平均歯科診療医療費(千円) | | | | |
| A 健保 | 19.3 | 10.4 | 15.0 | 27.1 |
| 政管—埼玉 | 18.8 | 8.7 | 16.4 | 25.7 |
| 政管—千葉 | 19.9 | 9.1 | 17.6 | 26.7 |
| 政管—神奈川 | 21.5 | 9.2 | 18.9 | 29.2 |
| 政管—大阪 | 20.4 | 9.1 | 16.7 | 29.4 |
| 政管—福岡 | 20.4 | 10.4 | 16.9 | 28.9 |
| 男性1人あたり平均歯科診療医療費(千円) | | | | |
| A 健保 | 19.7 | 10.8 | 16.1 | 26.8 |
| 政管—埼玉 | 19.0 | 8.6 | 17.1 | 26.3 |
| 政管—千葉 | 20.2 | 9.0 | 18.3 | 27.3 |
| 政管—神奈川 | 21.7 | 9.1 | 19.6 | 29.8 |
| 政管—大阪 | 20.6 | 9.0 | 17.1 | 30.0 |
| 政管—福岡 | 20.2 | 10.2 | 16.9 | 28.9 |
| 女性1人あたり平均歯科診療医療費(千円) | | | | |
| A 健保 | 18.9 | 10.1 | 13.8 | 27.4 |
| 政管—埼玉 | 18.6 | 8.7 | 15.8 | 25.2 |
| 政管—千葉 | 19.7 | 9.1 | 17.1 | 26.1 |
| 政管—神奈川 | 21.3 | 9.3 | 18.3 | 28.8 |
| 政管—大阪 | 20.2 | 9.2 | 16.4 | 28.9 |
| 政管—福岡 | 20.6 | 10.5 | 16.9 | 28.8 |
| 受診者数(千人) | | | | |
| A 健保 | 7.7 | 1.5 | 2.8 | 3.3 |
| 政管—埼玉 | 832.9 | 155.8 | 331.5 | 345.6 |
| 政管—千葉 | 593.4 | 107.2 | 234.1 | 252.2 |
| 政管—神奈川 | 1,059.8 | 188.3 | 429.5 | 442.1 |
| 政管—大阪 | 2,881.7 | 529.9 | 1,208.6 | 1,143.2 |
| 政管—福岡 | 1,703.6 | 328.6 | 698.1 | 676.9 |
| 入院あり受診者1人あたり平均歯科診療医療費(千円) | | | | |
| A 健保 | 30.7 | 16.0 | 18.8 | 44.5 |
| 政管—埼玉 | 17.5 | 6.4 | 13.8 | 24.1 |
| 政管—千葉 | 18.1 | 7.3 | 14.8 | 24.1 |
| 政管—神奈川 | 20.1 | 7.0 | 16.1 | 27.2 |
| 政管—大阪 | 20.2 | 7.5 | 15.4 | 29.4 |
| 政管—福岡 | 21.1 | 9.1 | 16.4 | 29.0 |

出所) A 健保については、筆者作成。

政管については、植村他(2003)より抜粋。

注) 受診者：医科・歯科・調剤のいずれかについて、当該年度に1枚以上レセプトのある人。

で、歯科受診者1人あたり平均歯科診療医療費をA 健保について算出したところ、全体で42.8千円、男性が44.5千円、女性が41.0千円であった。また、表2では40~69歳階級で男性より女性が高いが、歯科受診者1人あたりで見ると各世代とも男性の平均歯科診療医療費が高かった。こ

のことから、歯科受診者1人あたりで検討するか、歯科未受診者を含む被保険者1人あたりで検討するかで、結論に差違が出るのがわかる。

表2では他に、2000年度に入院経験のある受診者の平均歯科診療医療費を示している。入院経験のある場合は15~39歳階級を除いて状況が一転しており、A 健保の1人あたりの水準は政管の約2倍となっている。これは、2000年度に入院経験のある被保険者が189人と非常に少なかったため、バラツキが多くなったためではないかと考えられる。

IV 結果と考察

本稿がベースとする田中(2004 a)は、2000年度の政管—埼玉の個票データの再集計から、年齢階級別・月別・男女別に歯科に関する患者受診行動を分析している。その結果、①月別の受診動向は、年間を通じてほぼ一定である、②年間受診日数が5日以内である場合がほとんどである、③年齢階級別に見てもほとんど年間受診日数は変動しない、④年齢階級別の歯科診療点数をみても、医科点数ほど高年齢階級で医療費が増大するわけではない、などが明らかにされた。そして、特に④の考察から、1人あたり歯科診療医療費が増加し始める15歳以前の段階での健康教育によって、歯科診療医療費の増大を抑制する可能性が示唆されている。さらに、咀嚼できる能力は全ての健康の前提でもあるため、歯科診療医療費増大の抑制は医科医療費の増大をも抑制する可能性があり、この意味において、小中学校における保健教育と医療保険制度の連携が極めて重要であると結論している。

この節では、田中(2000 a)に対応する形でA 健保データを再集計し、1月別の歯科受診動向、2年間の歯科受診実日数の動向、3年齢階級別の歯科診療医療費および歯科受診実日数、についてそれぞれ検討する。さらに、適用データを持つ故に算出することのできる未受診率について4で検討し、5では簡単なモデルで歯科受診率と歯科診療医療費を推定する。

1 月別、年齢階級別、男女別歯科受診者数

田中(2004 a)は、月別では年間を通じてほぼ一定の受診動向であるとするが、6月に受診が多い理由は、6月に「口腔衛生週間」として歯に関心を持つような行事が実施されている影響と考察している。A 健保でも、同様の受診傾向が見出せるであろうか。

図2-1に、A 健保の2000年度の月別歯科受診者数の推移を示した。これは、2000年度に1度でも歯科診療を受けた被保険者3,963人について、各月の受診の有無を積算したものである¹⁾。図からはわかりづらいが、歯科受診者数は4月から緩やかに増加傾向を示し、2000年度に1度でも歯科受診をした被保険者の1/4が受診した6月が年間で最多であった。そして、7月に一旦受診者数が減少した後、8月には6月とほぼ同レベルの受診者数となり、以降なだらかな減少を見せ、1月で底をつく、増加傾向に転じている。なお、図2-1には、2000年度の年間歯科診療医療費の上位20%と下位20%の受診者の動向も示している。どちらも、総数は792人だが、上位20%が2~3倍の頻度で頻繁に受診していることがわかる。さて、ここで興味深いのは、下位20%と上位20%で、受診傾向に若干の差があることである。下位20%について月ごとの受診動向を見ると、4月が年間を通じてもっとも受診者が多く、以降6月までは減少傾向、8月まで増加するものの、そこから1月までは減少傾向にある。一方で、上位20%については、8月まで一貫して増加傾向にあり、以降はなだらかな減少傾向を示している。

次に、図2-2には10~14歳のいわゆる学齢期後半の子どもたちの月別・男女別歯科受診者数を示した。受診者数の内訳を見ると、男性が166人、女性が207人と、女性が2割ほど多いにも関わらず、6月と7月の受診者数は僅かながら男性が多くなっている。また、4月から8月は、他の月に比べて顕著に多い。これは学校検診等によって、虫歯や歯肉炎などの歯科疾患を指摘されたことが大きく関係していると解釈できる。この傾向は、政管でもA 健保でも、ほぼ同様であった。

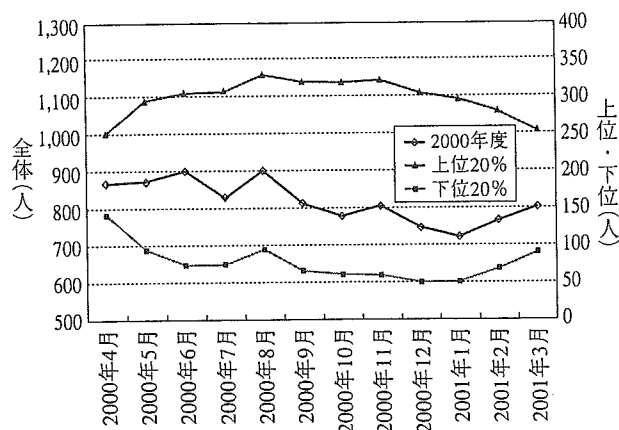


図2-1 月別受診者数の推移——全年齢階級——

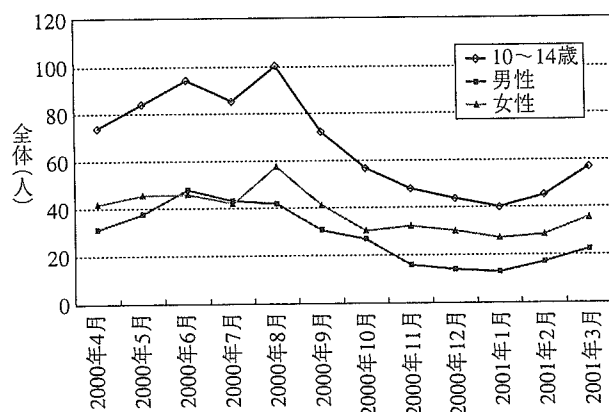


図2-2 月別受診者数の推移——10~14歳階級——

2 本人・家族別、歯科受診実日数受診者数

図3は、A 健保の被保険者本人・家族別の歯科受診実日数を示している。歯科受診者は本人が1,605人、家族が2,358人と、家族が5割ほど多いため、受診者数で表記しても図にあまり動きがない。そこで、棒グラフは、それぞれの受診者総数に対する割合を示すこととする。ここからわかるのは、本人は家族に比べて歯科受診実日数が相対的に多いことである。

被保険者全員の累積割合を示す折れ線グラフを見ると、年間受診実日数が5日以下の被保険者が全体の53.7%と約半数であり、同12日以下となると83.3%を占める。なお、本人については48.0%と80.7%、家族については57.5%と85.0%であった。歯科治療には日数がかかるという認識があるが、前年度からや次年度への繰り越しは本データでは考察されていないので注意が必

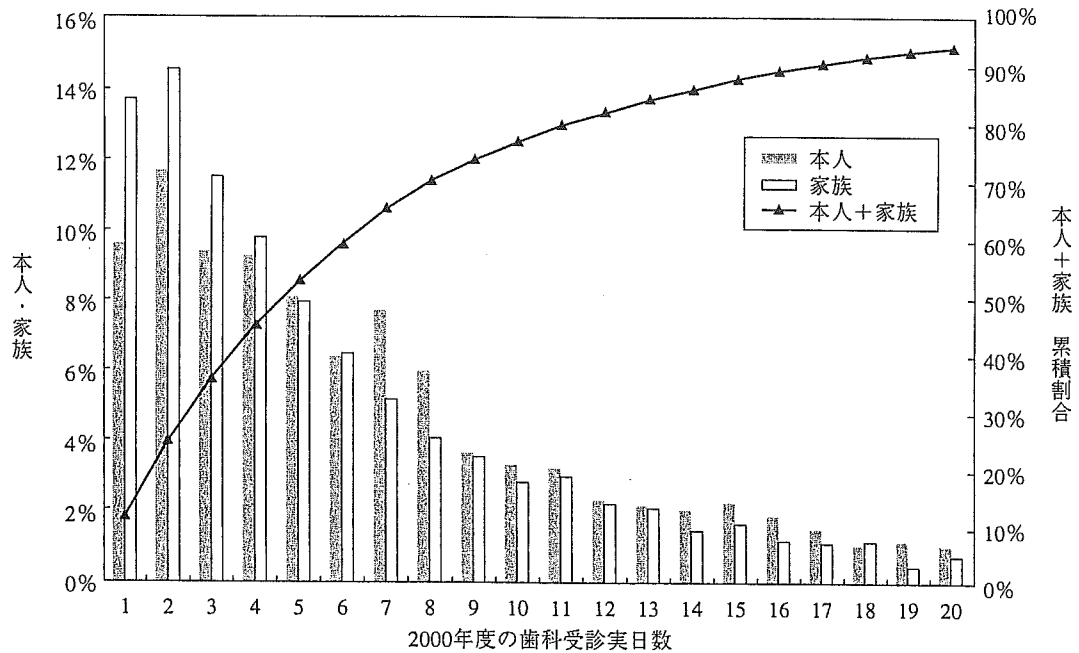


図3 本人・家族別，歯科受診実日数別受診者割合の推移

要であるものの，本人，家族とも約半数は5日以内の受診で終了する傾向にあることが読み取れる。

さらに，本人と家族の受診実日数を比較すると，家族のそれは本人に比較して少ない。この点に関しては，2000年度時点では自己負担割合が異なっていたために，家族に受診抑制がはたらいっている可能性を指摘できるだろう。あるいは，単に長期の治療回数を必要とするような疾患が少なかった（進行の進んでいない歯科疾患が多かった）可能性も否めない。いずれにしても，本データによる検証は難しく，今後の検討が必要な事項である。

3 年齢階級別の歯科診療医療費および歯科受診実日数

表3はA健保の年齢階級別1人あたり歯科診療医療費と歯科受診実日数を示している。

田中(2004 a)は，2000年度の政管一埼玉のデータから，年平均受診実日数および年平均歯科診療点数は男女でほぼ同じ傾向を示すことを明らかにした。また，高齢者世代に相当する60歳以上階級と，成人世代である階級20～59歳階級を比較した場合，受診実日数および歯科診療点数の大きな差はみられず，この点に加齢に伴い医療費が

高騰する医科とは大きな相違であるとしていた。

A健保のデータでも，受診者1人あたりの数値は，田中(2004 a)の政管データとほぼ同様の結果となった。参考までに，歯科未受診者を含む被保険者1人あたりの数値も示すが，1人あたりの平均値は当然ながら低くなるもののほぼ同様の傾向である。

4 未受診率

次に，A健保の個票データから，未受診率を算出する。適用データにより被保険者の資格の有無がわかるため，厳密な意味での未受診者がわかる。表4には，2000年度を通じて被保険者資格を保持していながら1度も医療機関を受診しなかった割合と，1996～2000年度を通じて被保険者資格を保持しながら未受診の割合を，それぞれ種類(入院，入院外，歯科，入院+入院外，歯科)別に示し，図4には年齢5歳階級別の未受診率を示している。

2000年度の未受診率については，5～9歳階級で40.2%，10～14歳で55.2%，15～19歳で74.4%と上昇する。15～19歳をピークに以降の階層では一貫して減少している。この図からも

表3 年齢階級別歯科診療医療費および歯科受診実日数

| 年齢階級 | 人数 | 歯科診療医療費(千円) | | | | 歯科受診実日数 | | | |
|-------|------------|-------------|-----------|------|---------|---------|-----------|-----|-----|
| | | Mean | Std. Dev. | Min | Max | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
| | 歯科受診者1人あたり | | | | | | | | |
| | 3,963 | 42.5 | 50.1 | 0.5 | 1,052.5 | 7.3 | 7.0 | 1 | 74 |
| 0-4 | 89 | 24.1 | 21.6 | 2.3 | 101.8 | 5.6 | 5.0 | 1 | 22 |
| 5-9 | 307 | 25.8 | 32.1 | 1.9 | 381.3 | 6.1 | 5.7 | 1 | 41 |
| 10-14 | 373 | 18.6 | 16.5 | 1.6 | 101.4 | 4.6 | 4.6 | 1 | 37 |
| 15-19 | 249 | 24.5 | 30.5 | 1.3 | 304.7 | 4.6 | 4.7 | 1 | 33 |
| 20-24 | 272 | 34.8 | 28.8 | 1.9 | 164.7 | 5.9 | 5.0 | 1 | 35 |
| 25-29 | 266 | 40.2 | 53.3 | 0.5 | 683.7 | 6.3 | 6.4 | 1 | 74 |
| 30-34 | 258 | 41.0 | 37.8 | 1.9 | 230.7 | 6.6 | 6.2 | 1 | 49 |
| 35-39 | 238 | 43.5 | 38.7 | 2.5 | 219.3 | 7.2 | 6.4 | 1 | 44 |
| 40-44 | 324 | 49.5 | 50.0 | 1.9 | 355.5 | 8.5 | 8.6 | 1 | 56 |
| 45-49 | 426 | 58.1 | 77.5 | 2.1 | 1,052.5 | 9.0 | 8.5 | 1 | 54 |
| 50-54 | 509 | 52.2 | 49.7 | 1.4 | 555.9 | 8.7 | 7.1 | 1 | 36 |
| 55-59 | 397 | 57.5 | 62.1 | 2.7 | 540.0 | 9.2 | 8.4 | 1 | 50 |
| 60-64 | 219 | 54.8 | 50.5 | 2.5 | 253.1 | 8.7 | 7.6 | 1 | 44 |
| 65-69 | 33 | 58.5 | 61.0 | 6.2 | 324.4 | 9.8 | 8.5 | 1 | 41 |
| 70- | 3 | 45.9 | 29.6 | 28.0 | 80.1 | 6.3 | 2.5 | 4 | 9 |
| | 被保険者1人あたり | | | | | | | | |
| | 11,307 | 14.9 | 35.9 | 0.0 | 1,052.5 | 3 | 5 | 0 | 74 |
| 0-4 | 543 | 3.9 | 12.5 | 0.0 | 101.8 | 0.9 | 2.9 | 0 | 22 |
| 5-9 | 526 | 15.1 | 27.6 | 0.0 | 381.3 | 3.5 | 5.3 | 0 | 41 |
| 10-14 | 840 | 8.3 | 14.4 | 0.0 | 101.4 | 2.0 | 3.8 | 0 | 37 |
| 15-19 | 986 | 6.2 | 18.6 | 0.0 | 304.7 | 1.2 | 3.1 | 0 | 33 |
| 20-24 | 947 | 10.0 | 22.0 | 0.0 | 164.7 | 1.7 | 3.8 | 0 | 35 |
| 25-29 | 840 | 12.7 | 35.3 | 0.0 | 683.7 | 2.0 | 4.6 | 0 | 74 |
| 30-34 | 767 | 13.8 | 29.2 | 0.0 | 230.7 | 2.2 | 4.7 | 0 | 49 |
| 35-39 | 712 | 14.5 | 30.3 | 0.0 | 219.3 | 2.4 | 5.0 | 0 | 44 |
| 40-44 | 913 | 17.6 | 38.0 | 0.0 | 355.5 | 3.0 | 6.5 | 0 | 56 |
| 45-49 | 1,132 | 21.9 | 55.2 | 0.0 | 1,052.5 | 3.4 | 6.8 | 0 | 54 |
| 50-54 | 1,237 | 21.5 | 40.9 | 0.0 | 555.9 | 3.6 | 6.3 | 0 | 36 |
| 55-59 | 921 | 24.8 | 49.7 | 0.0 | 540.0 | 4.0 | 7.2 | 0 | 50 |
| 60-64 | 527 | 22.8 | 42.3 | 0.0 | 253.1 | 3.6 | 6.5 | 0 | 44 |
| 65-69 | 93 | 20.7 | 45.7 | 0.0 | 324.4 | 3.5 | 6.9 | 0 | 41 |
| 70- | 323 | 0.4 | 5.0 | 0.0 | 80.1 | 0.1 | 0.6 | 0 | 9 |

注) 被保険者は、当該年度(2000年度)に被保険者資格を持つ人を指し、歯科未受診者を含む。
受診者は、歯科未受診者を含まない。

5~9歳、10~14歳の階層で未受診が低くなんなら
かの理由で歯科を受診している。

0~4歳階級での未受診率が79%と高い理由と
して、保健センターでの1歳半および3歳児検診
で問題を指摘されなかった幼児が多いことが考え
られる。ただ、この時点では歯科疾患が目に見え
る形で出現しておらず、5~9歳で顕在化するの
であれば、5~9歳階級で未受診率が減少する理
由の一つとして支持できるのではないだろうか。

未受診率が減少する5~9歳階級については、
0~4歳で歯科疾患に罹患しやすい環境が作られ
ており5~9歳で目に見える形になった疾患と、
純然に5~9歳で罹患した疾患がある。この場合、
前者の疾患は0~4歳の時に保護者への啓蒙普及
を計るなどして、受診行動の変容を促し、疾患そ
のものの発現を抑制する方策が求められよう。す
なわち、0~4歳の未受診率の高さが5~9歳、
10~14歳の未受診率の低さに影響を与えている

表4 男女別, 本人・家族別, 年齢階級別未受診率

| | | 男女別 | | 本人・家族別 | | 年齢階級別 | | |
|-------------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|-------|
| | | 男 | 女 | 本人 | 家族 | 6-15 | 36-45 | 53-62 |
| 2000年度 | | | | | | | | |
| 入院 | 98.0% | 98.0% | 98.0% | 98.6% | 97.6% | 98.4% | 98.8% | 95.8% |
| 入院外 | 26.5% | 29.2% | 23.5% | 27.3% | 26.1% | 15.0% | 30.2% | 20.0% |
| 歯科 | 62.9% | 64.3% | 61.3% | 62.4% | 63.2% | 52.4% | 64.2% | 52.9% |
| 入院+入院外 | 26.4% | 29.0% | 23.4% | 27.2% | 25.9% | 14.8% | 30.2% | 19.7% |
| 入院+入院外+歯科 | 17.7% | 19.3% | 15.9% | 17.7% | 17.7% | 8.5% | 19.1% | 10.3% |
| 1996~2000年度 | | | | | | | | |
| 入院 | 91.5% | 91.7% | 91.2% | 90.7% | 92.1% | 94.9% | 92.6% | 86.3% |
| 入院外 | 6.0% | 6.0% | 6.2% | 6.7% | 5.6% | 0.2% | 5.5% | 4.2% |
| 歯科 | 21.0% | 23.5% | 18.0% | 23.1% | 19.5% | 10.6% | 22.3% | 14.3% |
| 入院+入院外 | 6.0% | 5.9% | 6.1% | 6.7% | 5.5% | 0.2% | 5.4% | 4.2% |
| 入院+入院外+歯科 | 3.3% | 2.3% | 4.5% | 2.4% | 4.0% | 0.0% | 2.3% | 1.0% |

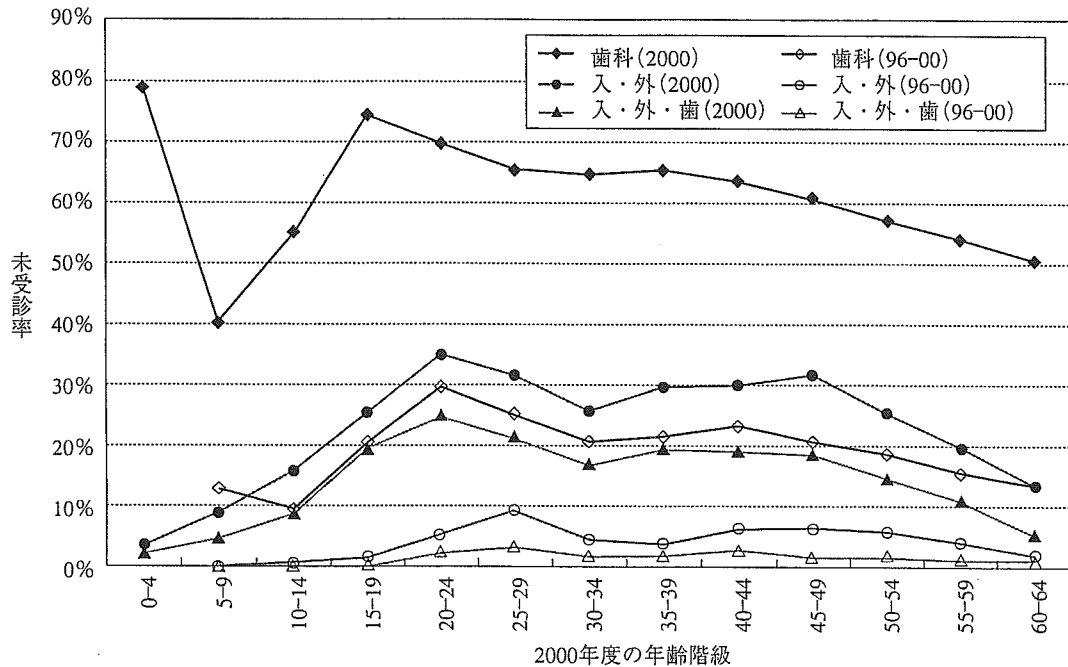


図4 年齢5歳階級別未受診率

と仮定するならば, 0~4歳への介入は疾患予防に有用と言えるのである。このように受診動向を変える試みは, 今までの医療では実践されていなかった分野であり, 今後益々普及させていかなければならない試みであると考え。なお, この仮説をもとに, 筆者らは台北市に在住する邦人幼稚園の園児を対象に, 本年度より健康教育を実施する。同様に, 過去3年間は検診のみを実施してきたマレーシアの首都クアラルンプールの邦人幼稚

園でも, 今年よりその実施内容を変更すべく討議を重ねている¹²⁾。

また, 15~19歳をピークに未受診率が減少している原因には, 幼い頃は健康であったのに年齢の上昇につれ歯科疾患に罹患する場合と, あるいは本来であればもっと早く受診しなければならなかったのを放置してしまい, 急性症状などにより歯科を受診する場合の2通りが考えられるだろう。

1年間の未受診率と5年間の未受診率について

は、その水準こそ異なるものの、概ね年齢階級別の動向は同じであった。

5 歯科受診確率と年間歯科診療医療費の推定

結果と考察の最後に、ここでは、A 健保のデータを用いて、歯科受診確率と歯科診療医療費を被説明変数とする医療需要関数を推計し、その結果を表5に示す。

まず最初に、ある月に歯科受診した人を1、そうでない人をゼロとする Probit 推定を行う。用いたのは1996年4月～2002年3月の6年間継続して被保険者資格を有する被保険者のデータのうち、2000年6月～2001年3月の月次データである。なお、データはパネルで集計されているので、説明変数に前月と前々月の歯科受診の有無を用いることは非常に容易である。説明変数として他には、性別、本人・家族別、年齢、若年ダミーも用いる。推定の結果、歯科受診確率に対して、前月および前々月の歯科受診は正に有意であった。興味深いのは、前年度の受診の影響が前々年度に比較して約3倍も大きいことである。また、男性ほど歯科受診確率が低いということ、年齢があがる

ほど歯科受診確率が高まるが、0～9歳ダミーが正に有意であり、子どもについては違った決まり方があることなどが読み取れた。

次に、年間歯科診療医療費を単純 OLS で推定した。なお、被説明変数は対数変換している。2000年度に歯科受診した人のデータから、説明変数として前年と前々年の歯科および入院外の受診の有無を用いる。他に、性別、本人・家族別、若年ダミーを用いる。前年度歯科受診が負で有意となった。これは、前年度に歯科受診していると、年間歯科診療医療費が引き下げられることを意味する。また、有意ではないものの、前々年度の歯科受診、前年と前々年度の入院外受診ともに符号は負となっている。他には、0～9歳および10～19歳ダミーが負に有意であり、若年世代については歯科診療費の水準が大人に比べて低いことがわかる。

以上のことから、受診の頻度が高いほど、年間歯科診療医療費が低い水準となる可能性が示唆された。しかし、このモデルで受診の頻度が高いということは、毎年度歯科診療医療費が必要であることを意味する。そのため、2000年度の水準が

表5 推定結果

| | 歯科受診確率 Probit | | 対数(1人あたり 歯科診療点数) OLS | |
|-----------------------|------------------|-------|----------------------------|-------|
| | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 |
| 前月歯科受診 | 1.416*** | 0.019 | | |
| 前々月歯科受診 | 0.460*** | 0.021 | | |
| 前年度歯科受診 | | | -0.105*** | 0.040 |
| 前々年度歯科受診 | | | -0.033 | 0.039 |
| 前年度入院外受診 | | | -0.086* | 0.049 |
| 前々年度入院外受診 | | | -0.006 | 0.048 |
| 男性 | -0.078*** | 0.018 | -0.012 | 0.051 |
| 被保険者本人 | 0.033 | 0.022 | 0.013 | 0.062 |
| 年齢 | 0.006*** | 0.001 | | |
| 0～9歳 | 0.266*** | 0.035 | -0.610*** | 0.074 |
| 10～19歳 | 0.054* | 0.029 | -0.815*** | 0.059 |
| 定数項 | -1.930*** | 0.032 | 8.242*** | 0.062 |
| サンプル数 | 88,270 | | 2,488 | |
| Pseudo R ² | 0.200 | | | |
| Adj R ² | | | 0.1285 | |

注) *** は1%水準, * は10%水準で有意であることを示す。

少々低くても、複数年に累積された歯科診療医療費がより高くなることは想像に難しくなく、事実そうであった。

V 結 語

組合管掌健康保険の A 健保の支払業務データおよび適用データを再集計することにより、以下のことが明らかになった。

- ① 歯科受診者数を月別にみると、年の前半から 8 月にかけて緩やかに増加傾向を示し、以降はなだらかな減少を示す。
- ② 年間歯科診療医療費の上位 20% と下位 20%、また学齢期後半の子どもたちについては、①とは若干異なる傾向を示す。
- ③ 年間受診実日数が 1~5 日の受診者が全体の 54%、同 12 日以下で 83%、と大部分を占める。
- ④ 子ども世代を除き、年齢階級別の歯科診療医療費および歯科受診実日数に大きな差がない。
- ⑤ 歯科に限らず、未受診率は、子ども世代は低く、青年期に上昇しその後、中年期、老年期にかけて減少する。
- ⑥ 前月や前々月の歯科受診は、当月の歯科受診確率を高める。
- ⑦ 前年度の歯科受診は、当年の歯科診療医療費を下げる。

0~14 歳階級は受診実日数が他の年齢階級に比較して少なく、子ども世代とそれ以外で、受診動向に違いがあるのは間違いないようである。これには、保護者の子どもへの関心が高まったことによる歯科疾患の早期発見、学校の検診による受診勧告、永久歯に置換するために積極的な治療の手控え、などの理由が挙げられる。したがって、15 歳以上の年齢階級で、受診実日数や歯科診療医療費が増加するのは、幼児・児童期に歯科疾患に罹患したパターンを繰り返したためと解釈できる。そうであるなら、今後、受診回数や医療費を適正化していくためには、受診実日数、歯科診療医療費の増加が認められる前の時期 (5~14 歳) に健康教育を充実させるなどして、予防を喚起するこ

とが必要であろう。歯科疾患自体が予防可能な疾患であるため、健康教育の充実によって近い将来、歯科医療費用軽減が実現される可能性もある。また 8020 運動などの啓蒙普及が、歯科疾患のみならず生活習慣病を予防する可能性もあり、歯科受診動向の考察を進めることで高騰する医療費問題の解決のヒントを得られるのではないだろうか。

一般的には、加齢により疾病リスクが高まるので、高齢化の進展に伴う医療費の増加は避けられないと言われる。しかし、自分で食べることが維持できれば、自己の健康レベルを保持することが可能で、経管栄養にならなくて済む。食べるという視点から考えると、虫歯や歯周病の治療費と認識されている歯科診療医療費は「食べることを維持する」ために投下される資本と位置付けることができる。食べることが維持できる方面に今まで以上に投資することができれば、経管栄養になっている群との比較を中心とする介入研究は必要であるものの、急激な医療費の増加を抑制する方策が見えてくるかもしれない。

本稿では、集計データからは読み取ることのできない情報を提示することを試みた。しかし、より明確なインプリケーションを得るには分析が十分とは言えない上に、個票データから得られる情報を吸収しきれていない。この状況で本稿を上梓せざるを得ないことが悔やまれるが、支払業務データ等の個票データを用いた研究が発展し、分析ツールが共有化され、さらなる進展が見られる日も遠くないであろう。本稿がその礎の一端とでもなれば幸いである。

謝 辞

本稿は、厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「生活習慣と健康、医療消費に関するミクロ経済分析」の成果の一部である。当該データの再集計およびそれを用いた分析をお許し下さった主任研究者である小椋正立法政大学教授には、記して感謝の意を表したい。また、植村尚史早稲田大学教授、福重元嗣大阪大学助教授をはじめとするワークショップ出席者諸氏には貴重なコメントを頂いた。なお、本稿に残される誤りの責任は筆者のみが負うものであり、所属機関を代表するものではない。

注

- 1) そのうち、処置完了者は、乳歯の総数では41.5%、永久歯の総数では51.3%、乳歯+永久歯の総数では41.9%となっており、処置状況の改善が認められるが、永久歯において、依然、高い齲蝕有病者率を示している。
- 2) 「健康日本21」では、生涯にわたり自分の歯を20本以上に保つこと(8020運動)により、生涯を通じた歯および口腔の健康増進の一層の推進を図ることとしている。
- 3) 例えば、齲蝕予防のために飲料水にフッ化物を適切な濃度となるよう添加するフッリデーション(Fluoridation)など。詳細については、筒井(2003)を参照されたい。
- 4) 平成14年度国民医療費より、平成14年度の歯科診療医療費の推計値。
- 5) 入院や入院外の医療機関受診行動を対象とした研究は複数あるが、歯科を主題とした分析は田中(2004a)のみである。
- 6) 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「生活習慣と健康、医療消費に関するミクロ経済分析」(小椋班)の成果の一部である組合健保の1996~2001年度のレセプト個票データおよび適用データ。
- 7) 診療種別国民医療費の推計額であり、1962年度より推計されている。
- 8) A健保に関する詳細な情報については、小椋他(2003, 2004)および佐藤(2005)を参照されたい。
- 9) A健保は、定期健診が年に2回あり、それぞれの受診率が非常に高いなど、他の健保組合と比較しても健康への取組が充実していることが、小椋班の研究で既に明らかになっている。詳細は、小椋班報告書等を参照されたい。
- 10) 当年当月に支払請求がなかった人については、未受診なのか、それとも被保険者資格を有していないのかを区別することができない。
- 11) 例えば年間歯科受診実日数が6日だとしても、毎月1日だけ6ヵ月受診した被保険者は各月に受診者として1ずつ積算されるが、1ヵ月間に6回受診した被保険者は当該月に1積算される。
- 12) 詳細については、田中(2004b)を参照されたい。

参考文献

- 石井拓男(1997)「8020に向けての歯科保健行政」『公衆衛生研究』Vol. 46, No. 1, pp. 2-7。
- 植村尚史他(2003)「政府管掌健康保険データ分析結果」, 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業『個票データを利用した医療・介護サービスの需給に関する研究』報告書。
- 小椋正立他(2003)「医療費データと接合された検診データ等による検診の効果分析」報告書, 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業。
- (2004)「生活習慣と健康、医療消費に関するミクロ経済分析」報告書, 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業。
- 健康・体力づくり事業財団(2000)『健康日本21(21世紀における国民健康づくり運動について)』, 健康・体力づくり事業財団。
- 厚生労働省医政局歯科保健課編(2001)『歯科疾患実態調査報告 平成11年—厚生省健康政策局調査(1999)』, 口腔保健協会。
- 佐藤雅代(2005)「生涯医療費の推計—リスクと負担—」『大阪大学経済学』Vol. 54, No. 4。
- 田中健一(2004a)「第5章 歯科受診における年齢別・月別・受診回数別患者受診行動」, 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業『個票データを利用した医療・介護サービスの需給に関する研究』報告書。
- (2004b)「マレーシア巡回健康相談」報告書。
- 筒井昭仁(2003)「フッ化物応用と公衆衛生」『公衆衛生研究』Vol. 52, No. 1, pp. 34-45。
- 鶴田忠彦他(2000)「縦覧点検データによる医療受給の決定要因の分析」報告書, 厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業。
- (2002)「地域の医療供給と患者の受診行動に関する実証的研究」報告書, 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業。
- (たなか・けんいち 独立行政法人国立病院機構
西埼玉中央病院歯科医師)
- (さとう・まさよ 国立社会保障・人口問題研究所
企画部研究員)

急がれるホームレスの 健康・医療対策

東京学芸大学教育学部助教授
(社)日本経済研究センター副主任研究員

鈴木 亘

1. ホームレス対策の現在

長引く平成不況により深刻化するホームレス問題¹に対処するため、平成14年8月に「ホームレスの自立の支援等に関する特別措置法」が制定されたことは記憶に新しい。その後、政府・各自治体によって「ホームレスの実態に関する全国調査」が実施され、それを受けた形で、平成15年7月には「ホームレスの自立の支援等に関する基本方針」閣議決定された。現在は、この基本方針を元に、各自治体が「ホームレスに関する問題の実情に応じた施策を実施するための計画」(実施計画)を策定し、具体的な対策がまさに動き出しているところである。

各自治体の具体策の中身としては、東京都が打ち出した住居提供対策である「ホームレス地域生活移行支援事業²」や、大阪府の民間活力を利用した就労支援策である「アウトプレースメント(再就職支援)事業³」、北九州市におけるNPOや市民を巻き込んだ新しい形の自立支援センター開所、大阪市における

自立支援センターの拡充(予定)など、住居対策、就労・自立対策といった面では一定の進展がみられているところである。しかしながら、ホームレスに対する健康・医療対策については、各自治体の実施計画とも、これまで行ってきた現状を追認する程度のもに過ぎず⁴、健康・医療面での対策の遅れが目立つ結果となっている。

2. 悲惨なホームレスへの 医療提供体制

わが国の医療保険は、世界に誇るべき国民皆保険制度として紹介されることが多いが、全国で3万人とも言われるホームレス達の多くは事実上の「無保険者」である。衣食住の生活費に困窮してホームレス生活を送っているぐらいであるから、保険料を支払う余裕があるはずもなく、一般にホームレス達は既に健康保険証を保持していない。そうした場合、医療機関にかかる際には、全額自己負担をするということになるが、その金銭的余裕もやはりない状況

¹ 現在、わが国におけるホームレスの人数は、公表値で25,296人に達し、大阪府(7,757人)や東京都(6,361人)といった大都市部を中心に、全ての都道府県にまたがる581市町村で存在が確認されている

² 「ホームレス地域生活移行支援事業」は、別名二千戸案とも呼ばれ、23区内の主要公園にテント生活を送るホームレスに対して、都営住宅や民間アパートなどの借り上げ住宅を2年間低家賃で提供し、その間に都立施設の清掃など就労の機会に努めながら自立を促すというものである。最終的にはホームレスに対して二千戸の住居を提供することになっているが、現在の計画通りには進行していない状況である。

³ ホームレスたちの再就職を支援するために、大阪府が民間の再就職支援業者にキャリアカウンセリングや職業紹介・訓練紹介・求職のサポートの委託を行い、民間活力により、就労自立を目指すというものである。

⁴ 大阪府の実施計画では、①巡回相談による早期発見および②シェルター・自立支援施設の健康診断実施。大阪府は①街頭相談事業やシェルター、自立支援施設の入所時検診から医療機関へつなぐ、②無料低額事業の活用、③救急搬送の利用。東京都は①保健所等における健康診断や健康相談等の実施、②「ホームレス地域生活移行支援事業」の医師による問診及び健康相談、③救急搬送の積極活用・民間医療機関への協力者金交付などが具体的な対策として挙げられているが、東京都の協力者金交付を除き、これらはこれまで行われてきた処置の追認に過ぎない。

である。また、ホームレス達が通常の医療機関に通院することは、医療機関による事実上の診療拒否行為や、ホームレスの羞恥心といった心理面からも困難が生じている。健康保険証を保有していないような貧困者用に開設されている公的医療施設としては、わずかに存在する「無料低額診療所⁵」があるが、外傷や急性疾患の治療が主であり、高齢者が大半を占めるホームレス達にとってより深刻な問題である慢性疾患の治療には事実上対応できていない⁶。したがって、多くのホームレス達は自覚症状がありながら治療を放置しているというのが現状であり、最終的に疾患が重篤化した段階で、「救急搬送」という形で入院を行うこととなる。

救急搬送による入院は、急迫保護として生活保護の医療扶助単独給付が認められるため、ホームレス達のいわば「最後の切り札」になっているが、もはやこの段階では、治療の成果も上がりにくく、その後のQOLも低いと考えられる。また、財政的にみても、救急搬送の費用および救急搬送者の入院医療費は甚大である。例えば、医療扶助の生活保護費総額に対する割合は53.2%で生活扶助費(32.9%)よりも多い。そのうち、入院患者の医療扶助単給の割合は、52.1%であり、膨大な医療費が救急搬送による入院医療費に費やされていると考えられる。このような現状を追認する形で制定されている各自治体の実施計画は、筆者にはもはや正気のものとは思えない。しかしながら、各自治体の医療面での対策が具体化しない理由として、まず、行路で倒れる前のホームレスの健康状態について、各自治体がほとんど実態を把握しておらず、具体的な対策を打ち出すに足る情報が存在していないということが指摘できる。しかしながら、これは政府や自治体にのみ責めを帰すことはできない。医療経済学、公衆衛生の学術分野における研究としても、ホームレスの健康状態を分析した例は、膨大な諸外国の研究に比べて、ほぼ

皆無といってもよい状況であるからである⁷。

3. ホームレスと一般人の健康状態の比較

そこで、筆者は、大阪府内のある仮設一時避難所に協力を求め、入所時に実施しているホームレスの健康診断の検査値データを利用して、ホームレスの健康状況の実態把握を行うことにした⁸。仮設一時避難所は入所時のアセスメントで徹底的な生活歴の聞き取り調査を行っており、また、自立支援施設よりも参入障壁が少ないため、現実のホームレスの健康状態に近いサンプルが得られると考えられる。ホームレス以外の通常の人々との比較を行うために、代表的な3健保組合の検診データから、年齢や性別を仮設一時避難所入所者と同じ構成になるようにリサンプリングをしたデータを用いて、検査値の比較を行った。その結果のダイジェストが表1である。

各検査値は、通常健康診断で行われる検査であるが、その値に応じて①要精密検査・要指導、②要医療と分類される⁹。表1は、要精検・指導以上、要医療に分類されたりスクグループがそれぞれの母集団に対してどれぐらいの割合で存在しているかを示したものである。仮設一時避難所入所者は、入所時に疾病に罹患している場合にはそのまま入院退所することになっており、検診受診時には重篤な疾病に罹患しているはずはない。しかしながら、検診で行われた検査値について、要精検・指導以上と判定された人数の割合は健保組合加入者と比べてかなりの高さである。すなわち、入所者において、要精検・指導以上に入る者の割合は、①最高血圧で26.2% (要医療判定：8.2%)、②γ-GTPで13.3% (同3.5%)、③血糖値で29.5% (同17.3%)、④トリグリセリドで28.9% (同4.6%)、⑤クレアチニンで49.1%となっており、検査値が一つでも要精検・指導以上となっ

⁵ 社会福祉法第2条第3項第9条に規定する生計困窮者のために無料または低額な料金で診療を行う事業

⁶ 「ホームレスの実態に関する全国調査」によれば、ホームレスの80.4%は50歳以上である。長年日雇いなどで身体を酷使していた人々は、それ以上に肉体年齢が高いこともしばしばである。

⁷ 本稿の元になっている研究である鈴木(2004a)のほかには、黒田・逢坂(2004)がホームレスの健康状況について包括的な分析を行っているほとんど唯一の研究である。それ以前では、小サンプルで部分的なものではあるが、小橋・太田(2001)ほかや谷本・箕輪(1999)といった研究もホームレスの健康問題を分析している。

⁸ 以下の分析・記述は、鈴木(2004a)に基づいている。

⁹ 分類の詳細は、鈴木(2004a)を参照。