

薬剤一部負担制度導入の効果の分析

国立社会保障・人口問題研究所

研究員 泉田信行

1.はじめに

平成9年9月に行われた医療保険制度の改革は自己負担率の拡大が主たる内容であった。自己負担率の拡大は医療の受給者に対して医療サービスのコスト意識を喚起することが目的である。自己負担率を引き上げるという選択肢は文字通り患者の自己負担を増大させるため、もしコスト意識を喚起させる効果を持たない場合には保険制度の単なる後退とも受け取られかねない。それゆえ、医療費の一部負担導入の効果については慎重に分析されなければならない。そこで、本稿においては平成9年9月に改訂された医療費の一部負担制度のうち、外来薬剤費の一部自己負担制度の帰結をデータを用いて分析することにより、医療費一部負担制度の効果の分析に対してささやかながらも貢献することを目的とする。

医療費の一部負担の効果を測定するためには医療費の一部負担が改訂される前後の受診率・医療費についての情報が必要である。日本においては自己負担率について保険制度ごとに一律に決定されていることもあり、制度の改正が行われないと自己負担率の多寡が医療費受給に与える効果を分析するデータを得ることが出来ない。平成9年9月の制度改正においては健康保険の被保険者本人の自己負担率が1割から2割に引き上げられただけでなく、全ての保険制度の加入者について、入院外の薬剤給付について定額自己負担（以下において、外来薬剤定額自己負担制度とよぶこととする）が導入された。

外来薬剤定額自己負担制度はこれまで外来自己負担額が薬剤費を含む医療費の一定率（国民健康保険の場合は3割）を窓口において自己負担してきたことに加え、外来で処方される薬剤にかかる費用を薬剤の種類、処方日数に応じて追加的に負担する制度である。6才以上の被保険者（6歳未満の被保険者については免除されていた）が入院外の医療を受診し、薬剤を給付される場合、次の表1のような自己負担が設定されていた。

既述の通り、患者は薬剤費を含む医療費の一定率を窓口において自己負担しているので、外来薬剤定額自己負担制度のもとでは患者は薬剤費について二重に自己負担を支払っていることになる。

患者が医療費の自己負担について感応的であるならば、自己負担の増大に対して何らかの反応をするはずである。この場合少なくとも次の二通りのケースが考えられる。ひとつのケースは外来受診そのものについて回数を減少させるか、もしくは全く受診しないという選択をすることである。これは外来薬剤定額自己負担制度の効果が最も強く出ているケースであるといえ

る。また、この場合の間接的な帰結として受診期間の短縮化が見られる可能性がある。

二番目のケースは外来での診療内容が薬剤処方からその他の診療行為に相対的に大きなウェイトがおかれるケースである。これは薬剤処方額が単純に減少するケースと薬剤処方額が減少しつつ、他の診療行為の実施回数が増大する場合の二種類のサブケースが考えられる。

薬剤の種類	自己負担算定の単 位-1	自己負担算定の単 位-2	単位あたり自己負 担額
内服薬	投薬ごとに 1日分につき	1種類	0円
		2-3種類	30円
		4-5種類	60円
		6種類以上	100円
外用薬	投薬ごとに	1種類	50円
		2種類	100円
		3種類以上	150円
頓服薬	投薬ごとに	1種類につき	10円

表1：外来薬剤一部負担の設定

一番目のケースは医療費の低下を含意するが、二番目のケースは医療費の上昇を帰結することは考えにくい。かといって必ずしも医療費の低下を含意しない可能性がある。ゆえに、理論的には外来薬剤定額自己負担制度が医療費の抑制に大きな効果があるか否かは不明である。そこで、本稿においては外来薬剤定額自己負担制度の効果について実証的に検討することを目的とする。

本稿では国民健康保険のデータを用いる。それゆえ、健康保険のデータを用いる場合と異なり、医療費全体に関する自己負担率の増大の効果と外来薬剤定額自己負担制度の効果とを純粋に分離した形で分析を行うことができる。理論的な分析から外来薬剤定額自己負担制度の効果は受診行動の変化と診療内容の変化を同時に発生することが予想される。診療内容の変化については制度導入前後において診療内容を追跡できるデータが必要となる。しかしながら、利用したデータは個人の受診行動が一年間を通じて継続的に把握できるが、診療内容については把握できない。そこで、実証分析は受診行動の追跡にとどめることとする。

本稿における分析によって以下の知見を得た。前月から引き続き当月も受診する患者を継続受診者と呼ぶものとする。また、重複受診を排除した純粋な受診者数を受診実人数と呼ぶものとする。すると、継続受診者・受診実人数比率は、女性の方が男性よりも年間を通じて若干高くなっている。継続受診者・レセプト件数比率では逆に、男性の方が年間を通じて極めて高くなっている。9月実施の外来薬剤定額自己負担制度の導入の効果はそれほど大きいものではなかった。

本稿は以下において次のように構成される。次の節においては外来薬剤一部負担制度の効果について簡単な分析が与えられる。第3節においては使用したデータの説明が与えられる。第

4 節においては分析結果が与えられる。第 5 節においては分析結果を踏まえた結論が与えられる。

2. 理論的分析

外来薬剤定額自己負担制度は二種類の効果があると考えられる。ひとつは診療内容に関する効果であり、もうひとつは受診行動に与える効果である。いま入院外における診療行為が薬剤処方とその他の診療行為の二種類だけであるとしよう¹。薬剤処方、その他の診療行為の量（回数）と価格をそれぞれ X, p_x, Y, p_y とする。診療による費用を C とすれば、 C は薬剤処方、その他の診療行為の量の平面上に直線 CC として描かれることは明らかである。また、薬剤処方とその他の診療行為の投入によって決定される医療上の成果を Q とすれば、 Q は $X \cdot Y$ 平面上において曲線 QQ のように描かれる。

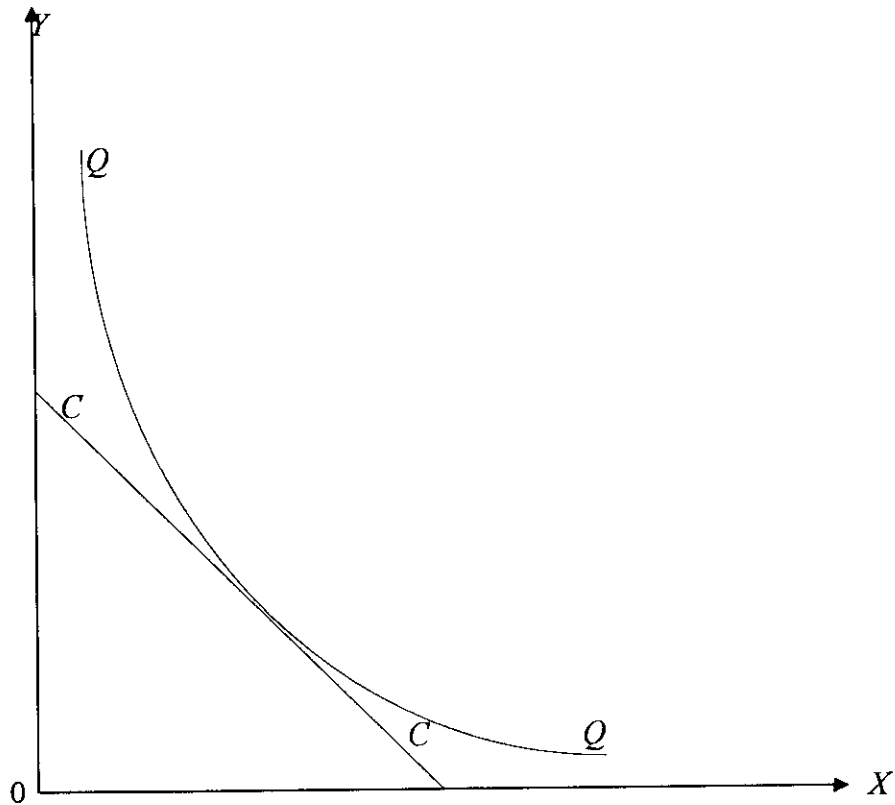


図 1：薬剤処方とその他の診療行為の組み合わせの決定

分析の参照標準として薬剤に関する定額自己負担がない場合について検討する。医療上の成果を一定水準 \bar{Q} に保ちつつ医療費を最小化する薬剤処方・その他の診療行為の量は次の最適化

¹ ここで薬剤処方は内用薬の場合だけを検討する。外用薬や頓服のケースも本質的には同じ分析方法・結果となる。

問題を解くことによって決定されるも¹。

$$\begin{aligned} & \underset{X,Y}{\text{Min}} \alpha \cdot (p_X \cdot X + p_Y \cdot Y) & 1) \\ & \text{s.t. } \bar{Q} = Q(X,Y) \end{aligned}$$

ここで、 α は患者の医療費自己負担率である。これは患者の自己負担の最小化の定式化となっているが、医療費の最小化問題ともなっていることは明らかである。他方、外来薬剤定額自己負担制度の下にある患者の最適化問題は次のようになる。

$$\begin{aligned} & \underset{X,Y}{\text{Min}} (\alpha \cdot p_X + \beta) \cdot X + \alpha \cdot p_Y \cdot Y & 2) \\ & \text{s.t. } \bar{Q} = Q(X,Y) \end{aligned}$$

β は内服薬一日分に付加される外来薬剤定額自己負担額である。

1)の最適化問題と2)の最適化問題の解は一般には異なる。これを図示すると、図2のようになる。

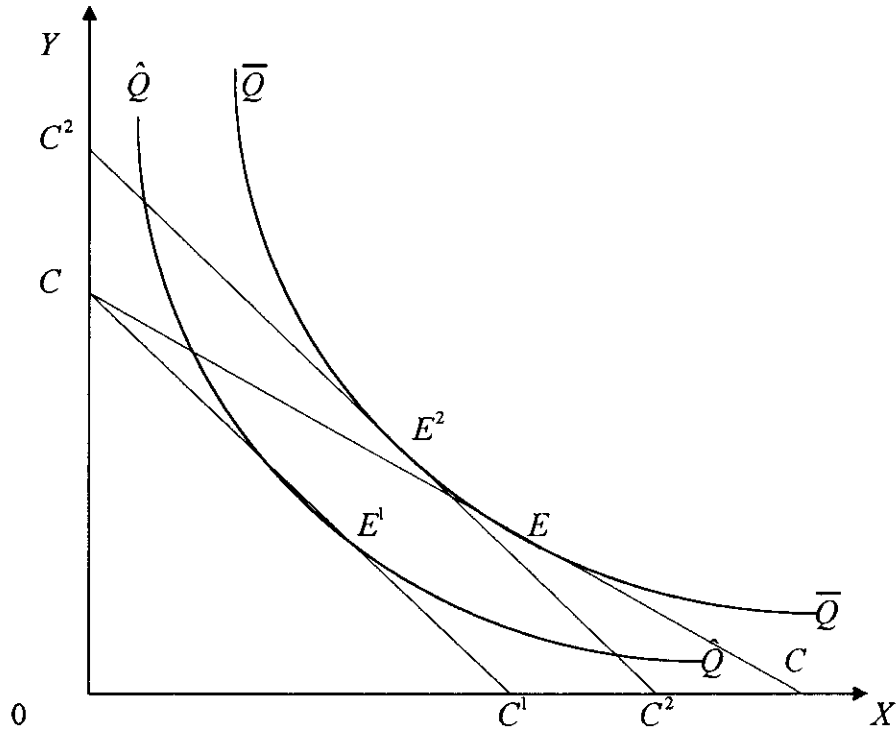


図2：外来薬剤定額自己負担制度の診療内容に与える効果

達成されるべき医療上の成果の水準は $\bar{Q}\bar{Q}$ で示されている。外来薬剤定額自己負担制度が導入されていない状態では費用線 CC と(医療成果の)産出曲線 $\bar{Q}\bar{Q}$ の接点で薬剤処方量とその

¹ここでは前提として患者が自己の最適化問題を解くことによって決定される薬剤処方量とその他の診療行為の量が決定されるものとした。このような想定は医療ないしは医学に関する医師と患者の間の情報の非対称性を考慮する場合には非常に厳しい制約となる。そのような場合には医師誘発需要の問題が発生する可能性があるためである。しかしながら、風邪などの比較的軽度な疾病や、慢性病については患者の側にも知識が集積されている可能性が高く、医師誘発需要の問題は相対的に小さいものと考えられる。

他の診療行為の量の組み合わせが決定されるので主体的均衡は E で示される点となる。いま、外来薬剤定額自己負担制度が導入されたときに、従前と同じ自己負担額を維持しようとする、費用線は CC^1 となる。この時主体的均衡は E^1 において達成され、達成される医療上の成果の水準は $\hat{Q}\hat{Q}$ となる。

外来薬剤定額自己負担制度が導入された後にも同一の医療上の成果の水準を達成しようとする場合には主体的均衡は $\hat{Q}\hat{Q}$ 曲線と C^2C^2 直線の接する E^2 で決定される。この場合、代替効果によって、必ず、その他の診療行為の投入量が増え、薬剤処方量が減少する。また、医療費の自己負担額は必ず増大する。

もっとも、この結論は分析の前提に依存している。上の説明では明示的に触れなかったが、代替可能な医療上の成果の産出関数 $Q = Q(X, Y)$ は滑らかな形状をしていた。これは薬剤処方とその他の診療行為が代替的であることを意味している。これは経済分析上の前提であって、医学的には代替的ではない可能性がある。この場合にはレオンチェフ型の産出関数（L字型）となり、主体的均衡点は変化しない可能性がある。この場合、自己負担額は増大するが、医療上の成果や薬剤処方とその他の診療行為の量は変化しない。

3. データによる検討

本稿で利用したデータは平成 11 年度厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業『縦覧点検データによる医療需給の決定構造の分析』によって作成された国民健康保険被保険者のレセプトデータである。このデータは北海道・千葉県・長野県・福岡県の入院・入院外・歯科・調剤のレセプトを個人を認識する I.D.コードによって 1 年間分を接続することが可能となっている。

本研究ではこのデータのうち、千葉県の入院外のデータを用いて外来医療費の実態を分析するものとする。このデータの実態については本研究班の別稿（今野（2000））に詳細が述べられているので、ここでは本稿の分析に関連する基礎的な統計のみを以下に掲げる。

	平均値	標準偏差
年齢	60.15	21.76
決定点数	1466.28	2928.78
診療日数	2.19	2.51
サンプル数	8444635.00	

表 2：記述統計－1

本稿で用いたサンプル数は 844 万 4635 サンプルである。このサンプルとなるレセプトの対象となる患者の平均年齢は 60.15 歳である。これはひとりの個人が重複して計上されているので、一般的な意味での患者の平均年齢とは意味合いがやや異なる。決定点数の平均値は 1466.28 点

である。しかしながら標準偏差が非常に大きく、右すそが長い分布になっている。診療日数についても平均値が2.19日、標準偏差が2.51日であり、右すそが長い分布となっている。

表3は年齢階級別にサンプル数がどのように構成されているかを見たものである。これを見ると、60歳台、70歳台で50%を超えるサンプル数となっていることがわかる。

性別	度数	パーセント
男性	3564809	42.21
女性	4879826	57.79
罹患患者数		
糖尿病	204846	2.43
腎不全	34340	0.41

表3：記述統計-2（年齢10歳階級別サンプル数）

年齢階級別 サンプル数	度数	パーセント
0歳階級	429116	5.08
10歳階級	301484	3.57
20歳階級	358226	4.24
30歳階級	344670	4.08
40歳階級	446980	5.29
50歳階級	917548	10.87
60歳階級	2223169	26.33
70歳階級	2301230	27.25
80歳階級	1122212	13.29

表4：記述統計-3

診療月	度数	パーセント
4月	684160	8.10
5月	696276	8.25
6月	703465	8.33
7月	702747	8.32
8月	676794	8.01
9月	676273	8.01
10月	720127	8.53
11月	677957	8.03
12月	721384	8.54
1月	691251	8.19
2月	754126	8.93
3月	740075	8.76

表5：記述統計-4

このサンプルの性比は男性が42.21%、女性が57.79%であり女性のほうがややサンプル数が多くなっている。また、サンプルのうち、長期慢性疾患とも呼べる糖尿病と腎不全の患者のレセプトが占める割合はそれぞれ2.43%と0.41%であった。糖尿病や腎不全に罹患している患者は継続的に外来受診することを通じて医療費が高くなることが予想される。そのため以下の分析においてはそれぞれの疾病に罹患している患者を識別するためのダミー変数を導入する。(表4参照。)

このデータは平成9年度一年間を通じたデータであるが、診療月ごとのサンプル数構成割合は安定している。(表5参照。)

4.分析結果

最小二乗法を用いて決定点数を他の独立変数によって回帰した。独立変数中に平成9年9月以降に1の値をとり、それ以前には0の値をとるダミー変数(制度改定ダミー)を導入し、制度改正の効果を把握することとした。制度改正においては、その効果が年齢階層ごとに異なることが予想されるため、次のようなステップを経て分析を行った。1) まず、年齢階層ダミー変数(20歳台を基準として作成)、性別ダミー変数(女性=1)、糖尿病ダミー、腎不全ダミー、制度改正ダミーを独立変数として回帰分析を行う。2) 第一段階の回帰分析において、推定値が統計的に有意であった年齢階層ダミー変数に制度改正ダミーを乗じ、年齢階層・制度改正に関するクロスダミー変数を作成する。第一段階で有意な係数が推定されなかった変数については除去し、クロスダミーを追加し、再度回帰する。3) 第二段階の推定結果を検討し、統計的に有意ではないクロスダミー変数があればこれを除去し、再度推定する。

	係数	t-値	有意確率
定数項	1019.44	233.39	0.00
0歳台ダミー	-187.29	-33.63	0.00
10歳台ダミー	-236.10	-38.83	0.00
30歳台ダミー	137.19	23.39	0.00
40歳台ダミー	291.88	52.92	0.00
50歳台ダミー	384.68	79.36	0.00
60歳台ダミー	398.14	89.87	0.00
70歳台ダミー	694.36	157.17	0.00
80歳台ダミー	808.55	171.37	0.00
性ダミ	-170.00	-98.86	0.00
糖尿病	629.64	114.07	0.00
腎不全	24446.42	1836.95	0.00
制度改正	-27.10	-15.76	0.00
自由度調整済 み R2 乗	0.295509		

表6：第一段階の推定結果

第一段階の推定結果は表6にまとめられている。これによると、全ての独立変数は有意である。年齢階級ダミーは0歳台、10歳台がマイナスの符号をとっているが、その他の年齢階層ではプラスの符号である。これは20歳台の年齢階層の患者に比較して0歳台、10歳台の患者は医療費が平均して安いことを、その他の年齢階層の患者は平均して高いことを意味している。性別ダミーは女性のほうが170点（1700円）程度医療費が安いことを意味している。糖尿病・腎不全の患者はそれぞれの疾患を持たない患者と比較してそれぞれ629点（6290円）、24446点（24万4460円）ほど医療費が高い。これらの要因を考慮した後に制度改正の効果を見ると、制度改正によって全年齢階層・全疾病について平均して27点（270円）程度医療費が低下したことがわかる。

さて、制度改正の影響は年齢階級ごとに異なる可能性がある。これは表5に与えられた結果から年齢階級別の医療費が異なることから自然に予想される。第一段階の推定では年齢階層ダミーは全て統計的に有意であったので、全ての年齢階層ダミー変数に制度改定ダミー変数を乗じることにより、年齢階層別の制度改正の効果を把握するクロスダミー変数を作成する。それらのクロスダミー変数を導入して推計しなおした結果は表7に与えられる。

	係数	t-値	有意確率
定数項	1013.134	154.3897	1.53E-23
0歳台ダミー	-205.807	-23.3937	1.53E-23
10歳台ダミー	-233.424	-24.5251	1.53E-23
30歳台ダミー	126.6421	13.7171	1.53E-23
40歳台ダミー	281.8441	32.51066	1.53E-23
50歳台ダミー	376.3724	49.36529	1.53E-23
60歳台ダミー	394.7702	56.63606	1.53E-23
70歳台ダミー	720.4927	103.5906	1.53E-23
80歳台ダミー	828.6424	112.179	1.53E-23
制度改正*0歳台	30.6624	2.700354	0.006927
制度改正*10歳台	-4.3747	-0.35383	0.723469
制度改正*30歳台	17.75313	1.485028	0.137537
制度改正*40歳台	17.0111	1.514548	0.129887
制度改正*50歳台	14.10146	1.428654	0.153104
制度改正*60歳台	5.843532	0.647753	0.517145
制度改正*70歳台	-44.0585	-4.89486	9.84E-07
制度改正*80歳台	-34.5684	-3.60073	0.000317
性別ダミー	-170.014	-98.8674	1.53E-23
制度改正	-16.5428	-1.97517	0.048249
糖尿病	629.8038	114.0971	1.53E-23
腎不全	24446.51	1836.975	1.53E-23
自由度調整済み R2 乗	0.295528		

表7：年齢階層別の制度改正の効果-1

この推定ではクロスダミーのうち、統計的に有意であるのは0歳台、70歳台、80歳台の3階級のみである。そこで、この他の年齢階級に関するクロスダミー変数を除去して再度回帰を行った結果が表7に与えられる。

表8の結果は0歳台のクロスダミー変数の有意性が相対的に低いものの、全ての変数の推定値が統計的に有意であり、かつ自由度調整済みR2乗の値も悪くはなく、当てはまりの良い結果であると考えられる。この結果から次のことがわかる。まず、基本的に年齢階級別に医療費が統計的に有意に異なる。20歳台と比較して0歳台、10歳台は医療費が低く、その他の年齢階級についてはいずれの年齢階級についても医療費が20歳台よりも高くなっている。性差については第一段階の推定と同様に女性のほうが170点(1700円)程度医療費が安いことがわかる。これがどのような要因によるのかは今回の分析では言及できない。今後より詳細に分析される問題であると考えられる。糖尿病ないしは腎不全に罹患している患者は医療費がその他の患者よりもそれぞれ629点(6290円)、22446点(24万4460点)程高くなることがわかった。特に腎不全については入院外診療でこれほど高くなることもあり、医療費適正化の観点から、また逆に個人の医療費負担の適正水準を維持する観点からも考慮が必要であると考えられる。

最後に制度改正の効果であるが、全年齢階級を平均して制度改正前後で8.2点(82円)程度医療費を押し下げる効果があった。これは制度改正ダミーの係数から読み取れる。

	係数	t-値	有意確率
定数項	1008.149	225.603	0.000
0歳台ダミー	-200.822	-27.254	0.000
10歳台ダミー	-235.913	-38.804	0.000
30歳台ダミー	137.229	23.396	0.000
40歳台ダミー	291.969	52.935	0.000
50歳台ダミー	384.772	79.381	0.000
60歳台ダミー	398.283	89.906	0.000
70歳台ダミー	725.479	144.322	0.000
80歳台ダミー	833.629	148.630	0.000
制度改正*0歳台	22.319	2.785	0.005
制度改正*70歳台	-52.402	-12.972	0.000
制度改正*80歳台	-42.912	-8.188	0.000
性別ダミー	-170.014	-98.868	0.000
制度改正	-8.200	-3.513	0.000
糖尿病	629.775	114.092	0.000
腎不全	24446.481	1836.974	0.000
自由度調整済み R2乗	0.296		

表8：年齢階層別の制度改正の効果-2

年齢階層別には20歳台と比較して0歳台、70歳台、80歳台の患者に対しては制度改正は異なる大きさの効果を与えている。0歳台については制度改正後かえって22.3点(223円)だけ医療費が上がっている。逆に70歳台、80歳台についてはそれぞれ20歳台よりも52.4点(524円)、

42.9 点(429 円)程度さらに医療費を押し下げる効果を制度改正がもっていたことがわかった。

年齢階層別の制度改正の効果をグラフにしたものが図 1 である。この図によれば、70 歳台、80 歳台の年齢階級について医療費が若干低下した以外には、他の年齢階級において制度改正前後において医療費がほとんど変化していないことがわかる。

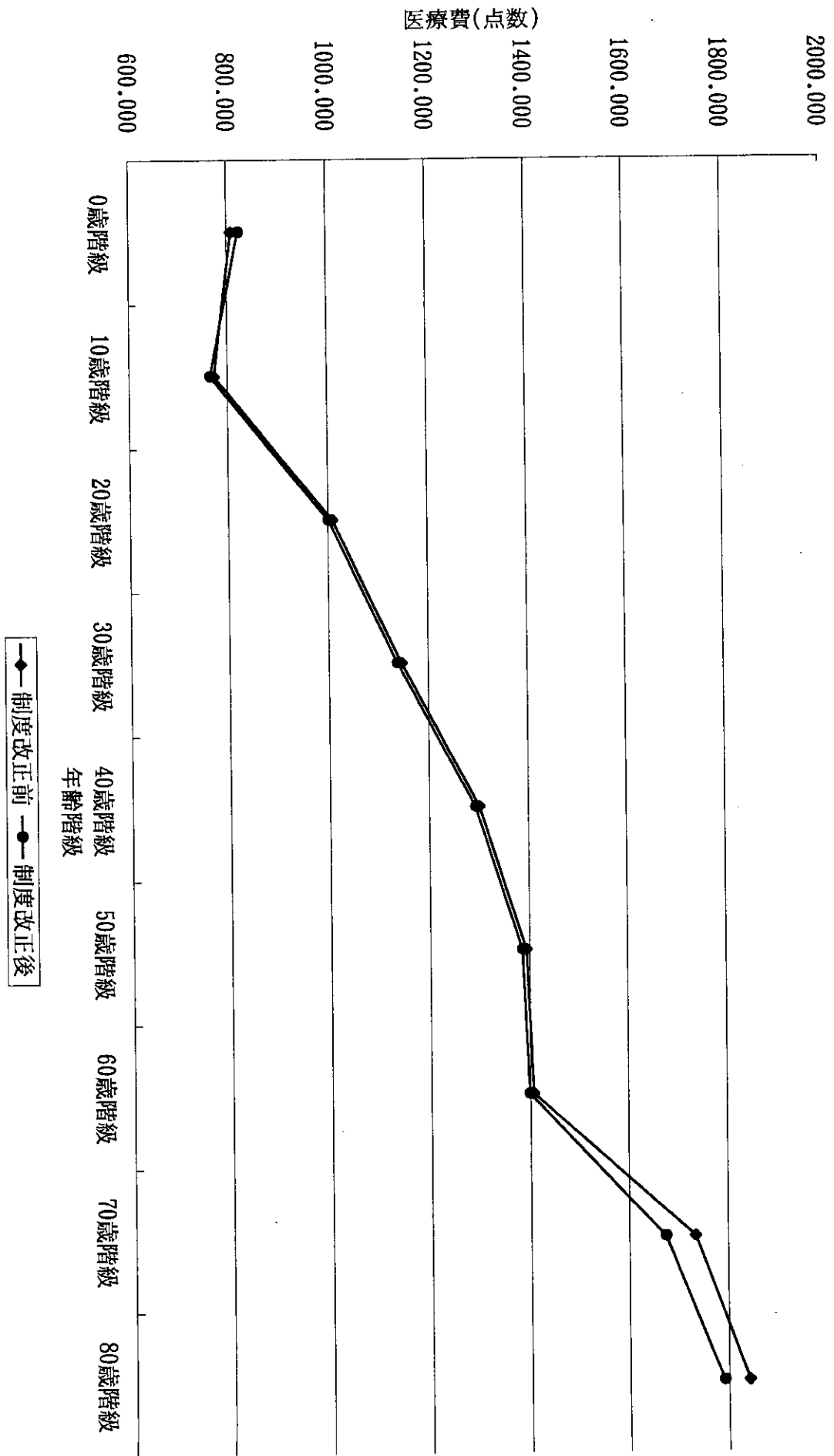
5. 結語

本稿においては平成 9 年 9 月に実施された外来薬剤一部負担制度の効果についてレセプトデータによって分析を行った。制度改正の効果を確認するために平成 9 年 9 月以降の診療分について 1 をそれ以前の診療分については 0 をとる制度改正ダミーを導入した。制度改正においては年齢階級別にその与える効果が異なる可能性がある。そこで、この効果を確認するために 20 歳代を基準とする 10 歳刻みの年齢階級ダミー変数を導入し、そのうえで年齢階級ダミーと制度改正ダミーのクロスダミー変数を作成し、その効果を確認した。

分析の結果、外来医療費は年齢階級別に有意に異なることが確認された。また、制度改正により有意に外来医療費が低下したが、その大きさはきわめて小さいことが確認された。またクロスダミーに関する係数を検討すると、年齢階級別の制度改正の効果は次のようにまとめられる。70 歳代、80 歳代については制度改正によって有意に 20 歳台よりも外来医療費が減少した。これはこれまで言われてきた高齢者ほど制度改正によって医療費を減少させたという事実を確認したこととなる。

0 歳台についてはプラスに働いていた。これは 20 歳代の患者よりも 0 歳台の患者のほうが制度改正後に医療費が増加したことを意味する。この点は本稿における分析の限界点とも関連する。制度改正ダミーは平成 9 年 9 月以降の診療分について 1 をとるダミー変数であるが、このようなダミー変数の作成方法は季節変動をそのまま取り込む可能性がある。つまり、9 月から翌年 3 月までは季節は秋・冬であり、季節的な疾患(かぜ・インフルエンザ)が増大する可能性がある。これは乳・幼児において顕著であるかもしれない。この場合、制度改正の効果と季節的な要因がうまく識別できない可能性もある。同種であるが別の問題として、70 歳代以降の老人保健制度の対象者については老人保健制度の一部負担金の改定も同時に行われている。この結果、制度改正ダミーは 70 歳台以降の高齢者については外来薬剤自己負担制度の導入の効果と老人保健制度の自己負担改定の効果を同時に取り込んでいることになる。ただし、このことは我々の主要な結論である、外来薬剤一部負担制度の導入の効果が有意であるがその大きさは小さい、を変更することはない。

外来薬剤一部負担導入の効果



厚生科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

「縦覧点検データによる医療受給の決定要因の分析」

分担研究報告書

越境受診の分析

分担研究者 泉田信行 国立社会保障・人口問題研究所

本論文では、患者の受診行動の反映としての越境受診についてその実態を把握し、その要因を分析する。越境受診とは患者が自己の居住する二次医療圏（市町村）外に立地する医療機関に受診することをさしている。越境受診それ自体は何ら問題ではない。しかしながら国民健康保険保険者が保険者機能を発揮する場合には越境受診の問題は重要であると考えられる。千葉県と長野県について分析を行った結果、千葉県の二次医療圏は実効的であるものの長野県の二次医療圏については実効的でない場合があることがわかった。また越境受診を発生させる要因として受診のための機会費用が重要であることも理解された。

A 研究目的

本論文では、患者の受診行動の反映としての越境受診についてその実態を把握し、その要因を分析する。越境受診とは患者が自己の居住する二次医療圏（市町村）外に立地する医療機関に受診することをさしている。

医療機関受診の自由が保障されている日本においては越境受診それ自体は何ら問題ではない。しかしながら国民健康保険保険者が保険者機能を発揮する場合には越境受診の問題は重要であると考えられる。保険者が審査を行う場合には数多くの医療機関の粗な情報を利用するよりも相対的に少ない医療機関の密な情報を利用するほうが効率的であると考えられるからである。

B. 研究方法

クロス表分析による二次医療圏の実効性の分析と多値ロジット分析による患者の越境受診の要因分析を行った。クロス表分析に際しては二次医療圏ごとに受診件数総数で当該二次医療圏内の医療機関への受診件数を除いたものを医療圏の実効性の指標とした。

C 研究結果

千葉と長野について2次医療圏ごとにそこに居住する患者が、当該医療圏を含めて、どの医療圏に入院するかをまず分析した。千葉県東葛北部では6109名の入院患者のうち5970名が当該医療圏に入院し、仮にこの比率

を医療圏の実効性の指標とすれば、0.9772と計算される。この指標に関する限り、千葉県ではこの2次医療圏を筆頭に0.8を超えているが、印旛山武については0.7302と低くなっており、3割近い患者は周辺の医療圏で入院している。次に長野では、この数値が0.9を超える地域が多いが、北信や木曽では0.6と0.35などと極端に低く、地理的に完結した医療圏とはいい難い事態である。

越境受診に与える患者属性は年齢や居住する地域(市町村別)の変数が有意に効果をもっていることがわかった。つまり越境受診することの機会費用が低い場合(高齢者・女性・市部居住者)には越境受診が発生する確率が高いことが確認された。

D. 考察

千葉県では長野県よりも相対的に医療圏が実効的であることが理解された。交通の便を考えると一般的には逆転した結果であるが、これは二次医療圏の設定の方法に依存しているものと考えられる。実際、多値ロジットモデルを利用した患者属性による受診行動の分析では千葉県と長野県の患者の受診行動は同一である。

E 結論

越境受診に関しては患者の機会費用が強く影響していることが理解された。それゆえ、機会費用の小さいと考えられるケースについ

て越境受診が発生する確率が高くなる。千葉県については実効的な二次医療圏が多いものの、長野県については実効的な二次医療圏が相対的に少ないことが理解された。これは二次医療圏の再設定の必要性や国保保険者の医療機関の情報収集に付いて示唆を与えるものと考えられる。

F. 研究発表

なし。

G. 知的所有権の取得状況

なし。

越境受診の分析

国立社会保障・人口問題研究所
研究員 泉田 信行

1. はじめに

医療制度に関する議論が多くなされている。その多くが医療費の増大に対する恐れに基づいた医療費適正化の議論である。しかしながら現行制度の下で医療費支出そのものをコントロールすることは難しこともあり、代替的な制度の構築が医療保健福祉審議会などで議論されている。代替的な制度を検討する場合に第一に検討されなければならないことは保険者の役割の適切性である。医療保険の保険者は患者と医療提供者の間にある情報の非対称性の問題を和らげる存在となることが期待される。そのためのひとつの条件として、医療提供者に関する情報を豊かにもつことが必要となる。

医療提供者に関する情報を豊かにもつためには情報収集コストが必要となる。そのため、豊かな情報とは多数の医療機関に関する粗な情報、制限された医療機関に関する詳細な情報という二通りの考え方がある。医療の問題の性質である医療ないしは医学に関する情報の非対称性を考慮に入れると、多数の医療機関に関する粗な情報を収集することはそれほど有意義でなく、制約された数の医療機関について詳細な情報を得ることが重要であると考えられる。

現行の日本の医療保険制度についてみると、特に国民健康保険制度については上述の医療機関に関する情報収集がうまく機能していないと考えられる。そのひとつの理由は一つの医療保険者に属する被保険者が様々な医療機関に自由に受診することが保障されており、医療機関の詳細な情報を得るためには対象となる医療機関の数が多すぎるものが考えられる。逆の言い方をすれば、市町村国民健康保険の場合には、保険者が市町村であり、患者の受診行動範囲を考えるとそのカバーする地理的領域が小さすぎる可能性がある。

本稿ではこのような患者の受診行動のひとつの表れとしての越境受診の問題を検討することにより市町村国民健康保険の保険者の規模の問題についての含意を得ることを目的とする。被保険者が医療機関を受診すると、保険者にレセプトが当該医療機関から送られてくる。レセプトには医療機関において行われた診療行為の内容が記載されている。その結果、限界はあるにせよ、当該医療機関に関する情報が保険者によって収集され得るのである。

患者は医療機関を自由に選択して受診できるために、患者がその居住する市町村の地理的な領域を超えて医療機関を受診することが自然に予想される。このような行動が普遍的に観察される場合には市町村国民健康保険の保険者を市町村が担うことは適切でないかもしれない。より大きな、市町村が連合した保険者が被保険者の受診行動を観察し、医療機関の情報を収集することがより効率的になる可能性がある。例えば、二つの市町村のそれぞれの国民健康保険加入者がその市町村に立地する医療機関のみならず、他方の市町村に立地する医療機関を受診しているとしよう。この場合、二つの市町村国民健康保険者がそれぞれの情報を収集するのではなく、ひとつの保険者として共同して情報を収集するほうが情報収集コスト、情報の詳細さがともに向上する可能性がある。

このような問題を具体的に検討する場合には何ら受診行動に関して制限を置いていない現状において、患者の受診行動の地理的範囲がどのようになっているかを知ることが必要となる。患者がもし自己の居住する市町村の地理的枠を超えて医療機関を受診する場合を越境受診と呼ぶことにする。本稿においてはレセプトデータを用いて越境受診の実態を明らかにすることを目的とする。

本稿で利用するレセプトデータは千葉県・長野県・福岡県の市町村国民健康保険のものである。入院のレセプトデータのみを用いて分析を行っている。レセプトデータと病院要覧の情報を接合し、病院へ入院する場合の越境受診の実態を分析している。患者が当該市町村内、当該市町村が含まれる二次医療圏内、他の二次医療圏のいずれの医療機関を受診するかについて多項ロジットモデルによって分析する。

本稿の分析によって以下の結果を得た。クロス表を用いた分析によって医療圏の実効性を概観した。その結果、千葉県・長野県の多くの医療圏ではその実効性が確認された。しかしながら、長野県の北信医療圏ならびに福岡県の多くの医療圏ではその実効性が必ずしも高くないことがわかった。

また、同一医療圏内で自己の居住する市町村ないしは他の市町村に立地する医療機関を受診するかいなかについては年齢・診療日数・居住する市町村のタイプ（市・町・村）に依存することが観察された。年齢については高いほど他の市町村の医療機関を受診する確率が高かった。逆に、診療日数については診療日数が長いほど同一市町村内の医療機関を受診する傾向が強いことが分かった。

本稿は以下において次のように構成される。次の節においては分析の枠組みが与えられる。第三節においては使用したデータに関する説明が与えられる。第四節においては記述統計による分析の結果が簡単に与えられる。第五節においては入院患者の受診行動について計量経済学的手法を用いた分析が行われる。最後の節では結論が与えられる。

2. 分析枠組み

医療機関の受診行動を決定する際には受診対象となる医療機関を受診する費用と便益を検討し、費用と便益の差が最大になる医療機関を受診するものと考えられる。各医療機関を受診することの便益は、医療機関がもつ人的資源、施設等によって変化するものと考えられる。つまり、医療サービスを生産するための人的資源が潤沢な医療機関を受診することの便益は大きいものと考えられる。また、高度な施設が設置されている医療機関を受診することも一般的に便益が大きいものと考えられる。

逆に医療機関を受診することのコストは通院費用、医療機関内部での待ち時間、保険外費用の有無ないしは多寡もしくは家族が入院患者を見舞うための費用などが考えられる。

受診する医療機関が患者の自宅から遠くなることによる便益自体は存在しない。逆に便益の大きい医療機関が遠方にしか存在しない場合がある。これは都市部ではなく農村部にこのような場合が存在する可能性が高い。その他の条件が一定の場合には、これは自己の居住する市町村の外部にある医療機関を受診する誘因となる。

このような患者の医療機関の受診行動が累積されて医療圏の実効性が与えられることとなる。この医療圏の実効性を分析するために本稿では二種類のアプローチを取る。記述統計的なアプローチと計量経済学的なアプローチである。前者はクロス表を作成することである。患者の居住する医療圏と医療機関の所在する医療圏をクロスし、レセプト件数を再集計することにより患者の医療圏間の移動の状況を簡単に把握する。その上で多項ロジットモデルを利用した計量経済学的分析を行うことにより医療圏の実効性に影響を与える患者の受診行動について分析することとする。

多項ロジット分析とは選択肢が複数存在する場合に個人がどの選択肢を選択するかを分析する手法である。この分析においては、被説明変数はカテゴリー変数であり、その取り得る値が3通り以上存在することとなる。被説明変数を Y とすれば、 Y は0, 1, 2などの値を取るようになる。

いま、患者の受診行動について、患者の居住する市町村に立地する医療機関に入院した場合を $Y=0$ 、患者の居住する市町村が含まれる二次医療圏に立地する医療機関を選択した場合を $Y=1$ 、そして患者の居住する市町村が含まれない同一県内の二次医療圏に立地する医療機関を選択した場合を $Y=2$ と表現することにする。すると、患者の医療機関の選択が多項ロジットモデルによって説明されることとなる。

しかし実際には ordered probit analysis や nested logit analysis の方が適切かもしれない。なぜならば、同一市町村内、同一市町村内ではないが同一二次医療圏内、同一二次医療圏ではないが同一道県内である場合と、移動距離に応じてある程度合理的に順序付けがなされるためである。

ただし、隣接する二次医療圏の市町村については隣接医療圏内の市町村に立地する医療機関を受診する方が同一医療圏内他市町村に立地する医療機関を受診するよりも移

動コストが低い場合がある。この点はオーダードプロビット分析を用いるだけでは解消できない問題点である。このような問題点があるために分析手法の選択は慎重になされねばならないが本分析では医療圏の問題の第一次接近として多項ロジット分析を行うこととする。

独立変数は患者の受診行動に影響を与える変数が選択される。患者の属性としては年齢と性別が採用される。患者の属性の重要なものとしてその所得額が考えられる。しかしながら、患者の所得額はレセプトデータからは知り得ない情報である。それゆえ、今回は入手できなかった。

年齢は高くなるほど移動する費用が高くなると考えられる。それゆえ、年齢変数の期待される符号はマイナスである。性別については先験的に符号を予想することは難しい。しかしながら、男性の方が女性よりも有業率が高いことを考えると、(女性=1と定義された)性別ダミー変数はマイナスの値をとることが予想される。

患者の住所地については町に居住する患者を基準とし、市ダミーと村ダミーを導入した。これを導入した根拠は町に居住する患者と比較し、市部・村部に居住する患者は移動にかかるコストが異なると考えられるためである。患者の移動費用の点からは市ダミーの予想される符号はプラスである。しかしながら、市部は町村部に比較して医療機関が充実しているために市部に居住する患者は市町村の枠を超えて受診する誘因を持たないかもしれない。これは市ダミーがマイナスの符号を持つ傾向があることを示す。それゆえ、市部ダミーはそれらの効果の和となり、一般的には符号が確定しないものと考えられる。全く同様にして村ダミーの期待される符号も確定しない。これらのダミー変数の値を確定させるためには医療供給側の要因を除去すればよい。しかしそのためには市町村別の医療機関の情報が必要となる。これは医療施設調査の個票を利用することによって与えられるが、本稿では医療施設調査の個票の情報が与えられなかったためこのまま二つのダミーを用いることとする。

3. 使用したデータ

本研究で利用したデータは平成11年度厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業『縦覧点検データによる医療需給の決定構造の分析』によって作成された国民健康保険被保険者のレセプトデータである。このデータは北海道・千葉県・長野県・福岡県の入院・入院外・歯科・調剤の全てのレセプトを個人を認識するI.D.コードによって1年間分を接続することが可能となっている。

本研究ではこのデータのうち、入院分のデータを用いて越境受診の実態を分析するものとする。ただし、北海道についてはデータの作成が遅れていたため、利用していない。

このデータの特性については本研究班の別稿（今野（2000））に詳細が述べられているので、ここでは本稿の分析に関連する基礎的な統計のみを以下に掲げる。

		サンプル数	
		千葉県	長野県
被説明変数	同一市町村で受診	102424	79047
	同一二次医療圏で受診	101864	55239
	他二次医療圏で受診	42172	53451
性別	男性	123607	94503
	女性	122853	93234
市町村別	市部居住者分	197767	110038
レセプト数	村部居住者分	2682	30900
総サンプル数		246460	187737

表 1：記述統計-1

表 1 中の被説明変数についてみると、千葉県では同一市町村内で受診する患者と同一二次医療圏他市町村での入院レセプト件数は同じオーダーであるが、他二次医療圏で受診したレセプト件数は一桁数が少なくなっている。これに対して長野県は各ケースについて受診件数は同じオーダーであるが、同一二次医療圏で受診したレセプト件数と他二次医療圏で受診したレセプト件数がそれほど変わらないことが目をひく。

性別レセプト件数については男女ほぼ同数となっている。また、市部・村部に居住するもののレセプト件数は、千葉県については市部に居住する患者のレセプト件数が圧倒的に多く、長野県については市部からのものが多いものの、町に居住するもののレセプト（総サンプル数から市部・村部居住者分を差し引いたもの）がそれに続いている。

表 2 では利用したサンプルのレセプトからの年齢・診療日数に関する記述統計を与えている。

千葉県	度数	平均値	標準偏差
年齢	246460	66.415	19.260
診療日数	246460	18.905	11.175
長野県			
年齢	187737	68.151	17.839
診療日数	187737	18.037	11.316

表 2：記述統計-2

これより、平均年齢は千葉県よりも長野県の方が 2 歳程度高いことと診療日数は 0.9 日だけ千葉県のほうが長いことがわかる。しかしながら、ほぼ両県のレセプトの基本属性は異なることがわかる。

ところで、患者の住所地と医療機関の所在地の関係を調べるためには患者の住所地の

みならず医療機関の所在地を知ることが必要となる。このために、データに付随する医療機関情報と病院要覧からの病院の情報を接合することにより病院の所在地を把握することができた。つまり、有床診療所の入院レセプトの情報はこの過程で欠落してしまっている。また、同一県内での医療機関受診行動を把握することを主目的とするために他都道府県での受診レセプトに関しては削除してある。よって、本稿の分析は同一県内での病院への入院受診行動に関する越境受診の分析に限定されることになる。

4. 基礎的分析結果

クロス表を作成し、患者の居住する二次医療圏と医療機関の所在する二次医療圏の間の関係を調べた。これにより患者が年間でどのような入院受診行動をしているかを把握することができる。ここでは集計単位をレセプト件数としている。また、他都道府県への患者流出分及び、有床診療所への受診分は除いてある。

表3は千葉県のリセプトを二次医療圏単位に再集計しクロス表を作成したものである。この表の患者住所地中の千葉医療圏の列をみると、最上段が千葉医療圏に居住する患者が千葉医療圏内に所在する病院へ入院したレセプトの件数である。これは36160件である。これを医療機関所在地の二次医療圏別に集計すると、下段の合計が与えられ、千葉医療圏の場合には43969件となる。

医療機関 所在地	患者住所地								
	千葉	東葛南 部	東葛北 部	印旛山 武	香取海 匝	夷隅長 生市原	安房	君津	合計
千葉	36160	3454	19	2495	398	2562	238	428	45754
東葛南部	3593	59508	64	2200	210	363	101	195	66234
東葛北部	408	3358	5970	439	80	121	30	32	10438
印旛山武	1915	3284	51	24478	1657	556	73	81	32095
香取海匝	169	422		2593	18652	68		50	21954
夷隅長生 市原	1396	361		1218	48	27011	213	1937	32184
安房	154	70		67	20	2683	16462	785	20241
君津	174	280	5	31	1	571	451	16047	17560
合計	43969	70737	6109	33521	21066	33935	17568	19555	246460
医療圏の 実効性	82.24	84.13	97.72	73.02	88.54	79.60	93.70	82.06	

表3：千葉県内二次医療圏の実効性

この表の対角要素は患者住所地と医療機関所在地が一致しているレセプト件数を各医療圏ごとに表示することになる。それゆえ、最下段の合計とこの対角要素の数値を比較することによって医療圏の実効性を把握することができることになる。ここで、各患者住所地の医療圏の総レセプト件数で対角要素のレセプト件数を除いたものを医療圏

の実効性の指標とする。これは表中の最下段に与えられている。この方法を用いて各医療圏を検討すると、千葉医療圏は 7000 件程度外部の医療圏への患者の流出があることがわかる。東葛南部も 11000 件程度の外部への流出がある。医療圏の実効性の指標はそれぞれ 82%、84%となる。これらの数値は千葉県内では高くも低くもない数値である。最も医療圏の実効性の高い二次医療圏は東葛北部であり、97%である。逆に最も医療圏の実効性の低い二次医療圏は印旛山武であり、73.02%程度である。

これらの医療圏の実効性は患者の移動のコストと医療機関の配置、すなわち患者をひきつける医療機関がどの二次医療圏にあるかによって影響を受けると考えられる。表中の患者住所地中の東葛北部と安房をみると、東葛北部については香取海匝、夷隅長生市原、安房、君津の各二次医療圏へは患者が流出していない。これは東葛北部からこれらの医療圏は移動することが患者の純便益を向上させないことを反映しているものと考えられる。安房医療圏についても香取海匝医療圏への移動は存在せず同様の理由が反映されていると考えられる。ただし、ここで注意しなければならないことはこれらは患者の評価を反映しているのであって、医療従事者の医療機関の評価とは全く別個の問題であることである。

医療機関所在地	患者住所地									合計
	佐久	松本	上小	諏訪	大北	長野	飯伊	北信	木曾	
佐久	20119	16	2574	14	4	155	5	3	1	22891
松本	148	15352	547	1114	1519	544	139	75	1024	20462
上伊那		105	1	84		14	33		2	239
上小	1381	444	13250	138	121	968	76	135	66	16579
諏訪	23	330	11	15619	31	13	47	17	69	16160
大北		423	6	2	4282	56	2		14	4785
長野	173	170	2300	41	79	44191	21	7122	16	54113
飯伊	1	8	2	5		6	15687		6	15715
北信	1	2	4			383		3984		4374
木曾		12			1		5		1802	1820
合計	21846	16862	18695	17017	6037	46330	16015	11336	3000	157138
医療圏の実効性	92.09	91.04	70.87	91.78	70.93	95.38	97.95	35.14	60.07	

表 4: 長野県内医療圏の実効性

同様の方法によって、長野県クロス表（表 4）を作成した結果、佐久を始めとするほとんどの医療圏は医療圏が閉じていると言える。なお、上伊那からのレセプトはマッチングの過程においてうまくマッチングできなかったものと考えられる。これは病院のマッチングの過程で上伊那の病院のデータが除去されただけでなく、有床診療所のレセプトが含まれないこと、県外の医療機関へ受診した患者のレセプトが含まれないことが原因である。

長野県の県庁所在地である長野医療圏は医療施設が充実しており、患者が流入してい