

重複受診の現状と要因

近藤 康之

I はじめに

本稿の目的は、重複受診の現状を把握し、その要因についての分析を試みることである。重複受診は、国民医療費増加の一因と見なされており、その現状把握と要因解明が求められている¹⁾。また、重複受診によって(あるいは逆に、重複受診が行われなくなることによって)どの程度の医療費が余分にかかるのか(逆に、どの程度の節約ができるのか)を把握することも重要な課題である。本稿は、北海道、千葉県、および福岡県3道県の平成9年度分の国民健康保険縦覧点検データを用いて、重複受診の現状把握と要因分析を試みる。使用するデータの性質から、「なぜ重複受診を行うのか」という問いに回答を与えることはできないので、本稿で行う要因分析は、「どのような被保険者が重複受診を行うのか」、「どのような地域で重複受診が行われているのか」に限定される。

以下、IIでは重複受診の現状を記述統計的に把握する。IIIでは計量経済学的方法により重複受診の要因分析を行い、IVで結語を与える。

II 重複受診の現状

本稿で使用するデータは、北海道、千葉県、福岡県3道県の平成9年度国民健康保険業務データ(以下、レセプト・データ)である。同データからは、診療区分(入院、外来、歯科、調剤の別)、診療年月(平成9年4月から平成10年3月まで)、医療機関と被保険者証のID(他と異なることを

識別し得る情報)、患者の生年および性別、診療実日数、決定点数、疾病分類コード(ICD10中分類、主疾病のみ、12ヵ月のうち平成9年5月のみ)などが利用可能である。

1 重複受診・多受診の定義

重複受診が問題視されるのは主として外来であるから、以下では特に断らない限り、外来レセプトに関して分析を行う。患者個人のIDは得られないため、被保険者証ID、生年および性別を組にして個人IDとする²⁾。利用可能なデータに即して、本稿では重複受診を以下のように定義する。ある個人に対して、ある月に外来レセプトが複数枚発行される状態を(外来での)多受診とする。ある個人に対して、疾病分類コードの得られる平成9年5月に同疾病の外来レセプトが複数枚発行される状態を(外来での)重複受診とする。多受診、重複受診を行っている患者を、それぞれ多受診者、重複受診者と呼ぶ。

レセプトの枚数を件数と呼ぶ。個人IDと疾病分類コードを組にして観察単位とし、ある観察単位に対する平成9年5月の外来レセプトの総枚数を、当該観察単位についての(当該疾病の当該患者についての)重複受診件数と呼ぶ。重複受診件数が2以上の患者が重複受診者である。重複受診を行っている患者の人数を重複受診者数と呼ぶ。

2 重複受診の概要

平成9年5月の外来レセプトを道県ごとに全体を集計した結果を表1に示す。3道県とも、人数に関しては、2%から3%程度の患者が重複受診

表1 平成9年5月外来レセプトの集計結果

		北海道	千葉県	福岡県
人数 [千人]	全体(含 欠損)	684	503	654
	全体(除 欠損)	679 99.19%	497 98.67%	651 99.52%
	重複	15 2.22%	12 2.49%	18 2.75%
件数 [千件]	全体(含 欠損)	992	696	967
	全体(除 欠損)	982 98.95%	682 98.03%	959 99.15%
	重複	31 3.14%	25 3.72%	37 3.85%
診療実日数 [千日]	全体(含 欠損)	2,370	1,579	2,959
	全体(除 欠損)	2,342 98.85%	1,551 98.24%	2,936 99.23%
	重複	72 3.09%	58 3.77%	104 3.55%
決定点数 [千点]	全体(含 欠損)	1,791,720	1,045,534	1,611,252
	全体(除 欠損)	1,769,266 98.75%	1,023,459 97.89%	1,596,667 99.09%
	重複	64,615 3.65%	47,124 4.60%	72,241 4.52%

注) 角括弧内は単位。「全体(除 欠損)」は疾病分類コードが欠損でないもの。「全体(除 欠損)」の割合は「全体(含 欠損)」に占める割合。「重複」の割合は「全体(除 欠損)」に占める割合。

を行っている。重複受診に関わる件数(発行されたレセプトの枚数)は、重複受診者数の2倍を僅かに上回る(2.1倍に満たない)程度であり、ほとんどの重複受診者は、複数といっても2件の医療機関で受診していることが分かる。医療費の観点からは決定点数が重要であるが、1人当たり決定点数がもっとも大きいのは北海道の2.61千点であり、次いで福岡県の2.45千点、千葉県の2.06千点の順である。その一方で、全体の決定点数計に占める重複受診に関わる決定点数計³⁾の割合は、北海道がもっとも小さく3.65%であり、千葉県がもっとも大きく4.60%である。

3 年齢別・性別の重複確率

表2は、年齢5歳階級別の受診者数、および重複受診者数の受診者数に占める割合(これを重複確率と呼ぶ)を男女別に集計したものである。3道県に共通して、受診者数は70歳前後でピークを示すこと、重複確率は、幼年期(0-4歳)で極端に高く、10歳前後まで急激に下がり、青年期(20-30歳)と老年期(70歳前後)でも緩やかなピークを示すこと、などが見てとれる。幼年期の重複確率が極端に高いのには、救急診療の影響があると思われる。また、全年齢について集計した結果からは、3道県ともに、男性よりも女性の方が重複受診者数が多く、逆に女性よりも男性の方が

重複確率が高いことが分かる。男性よりも女性の方が重複確率が高い年齢は、北海道の00-09, 25-29, 千葉県の05-09, 35-39, 50-54, 70-74, 95-99, 福岡県の20-24, 35-49の各階級である。

一般に、女性よりも男性の方が、就業時間との兼ね合いで通院の機会費用が高いと考えられよう。男性・女性間の罹患率の差がほとんど無視できるならば、全体の受診者数、重複受診者数が女性の方が多という結果は自然なものと思われる。逆に、男性の方が重複確率が高いことは、どのような原因によるのであろうか。重複受診を行うことは通院日数の増加など、より多くの時間費用を要するから、この結果は一見すると非合理的な行動の結果とも見受けられる。しかし、性、年齢、疾病が異なることによって罹患率等の差は無視し難いものと思われるので、より詳細な議論は、次節で行うこととする。

4 重複受診と医療費

これまでは人数ベースで重複受診の状況を要約したが、ここでは医療費(決定点数)に関して述べる。表3は、重複受診に関わる決定点数計と、それが非重複受診を含めた全体の決定点数計に占める割合を、3道県ごとに年齢階級別にまとめたものである。全体として、重複受診に関わる決定点数の割合は、3.4-5.1%の範囲である。また、

表2 年齢別・性別の重複受診者数と重複確率

(単位：重複受診者数は人，重複確率は%)

年齢階級	北海道				千葉県				福岡県			
	重複受診者数		重複確率		重複受診者数		重複確率		重複受診者数		重複確率	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
00-04	464	436	4.72	4.89	392	347	4.69	4.59	545	454	4.92	4.45
05-09	228	220	2.63	2.68	208	193	2.79	2.82	292	213	3.16	2.55
10-14	146	95	2.00	1.46	112	98	1.88	1.76	223	138	2.83	1.97
15-19	136	139	2.16	2.04	135	107	2.84	2.14	222	150	3.18	2.11
20-24	92	136	2.59	2.41	123	151	2.80	2.35	140	196	2.85	2.94
25-29	80	166	2.43	2.50	148	226	2.97	2.59	140	219	3.27	2.88
30-34	101	145	2.83	2.12	128	176	2.73	2.45	131	210	3.03	2.82
35-39	86	133	2.05	1.96	116	157	2.64	2.64	128	187	2.61	2.64
40-44	131	171	2.28	2.13	129	148	2.41	2.34	153	202	2.40	2.58
45-49	194	269	1.97	1.88	246	252	2.59	2.21	286	363	2.63	2.72
50-54	211	314	2.09	1.93	254	376	2.34	2.57	254	342	2.45	2.37
55-59	305	509	2.32	1.96	332	468	2.50	2.21	322	548	2.59	2.47
60-64	620	964	2.08	1.94	607	794	2.32	2.23	719	1,032	2.74	2.38
65-69	1,037	1,211	2.27	2.13	853	971	2.62	2.53	1,384	1,648	3.04	2.69
70-74	1,226	1,480	2.38	2.26	799	991	2.59	2.61	1,442	1,691	3.08	2.78
75-79	873	1,136	2.40	2.29	544	667	2.71	2.31	909	1,176	3.08	2.70
80-84	527	546	2.32	1.88	316	419	2.41	2.14	568	637	2.94	2.32
85-89	160	255	1.65	1.65	112	175	1.88	1.65	239	282	2.71	1.80
90-94	54	50	1.95	0.93	28	45	1.75	1.25	51	66	2.11	1.16
95-99	4	8	0.84	0.62	3	10	1.05	1.18	9	10	2.08	0.72
全年齢	6,675	8,383	2.34	2.13	5,585	6,771	2.60	2.40	8,157	9,764	2.99	2.58

表2にまとめた人数ベースの重複確率と同様の地域差，性差，年齢階級差が見てとれる。

注目に値するのは，幼年期（0-4歳階級）に関して，人数ベースの重複確率が4.5-4.9%であるのに対して，決定点数ベースの重複割合は7.1-7.7%であり，後者の前者に対する比率は約1.5に過ぎないという点である。全年齢階級を集計した同じ比率が約1.7であることから，幼年期の重複確率はかなり高いものの，医療費増加に対する寄与度はそれほど高くないと言える。この比率が高いのは，10-69歳の階級である。

5 疾病別の重複受診の現状

どのような疾病で重複受診が行われているかを把握するため，これまで見てきた人数ベースの重複確率および点数ベースの重複割合を疾病別に求める。表4に列挙した疾病については，それらの確率・割合の両者が全体の確率・割合（表1）を

上回る⁴⁾。同表から，各種の悪性新生物の中でも（i）乳房・子宮の悪性新生物の重複確率・割合が3道県に共通して特に高いこと，（ii）福岡県における尿路結石症の重複割合が際立って高いこと，（iii）糖尿病，脳梗塞および腎不全は決定点数の合計も極めて大きいこと，などが見て取れる。

悪性新生物（癌）での重複受診は，患者の意思でセカンド・オピニオンを求めること，高度医療が必要であるとの診断に基づく高次機能病院への紹介，多臓器へ影響を及ぼす合併症，および癌治療の副作用の治療などに起因すると言えよう。糖尿病は，合併症の種類が多く，その治療が複数診療科で行われる傾向のある疾病である。そのため，本来は重複受診と見なすべきでないものも含めて高い重複確率を示していると思われる。

このように，本稿で用いるデータでは，レセプトに記された複数の疾病のうち主疾病1つしか利用できないため，本来問題視されない（合併症の

表3 年齢別・性別の重複受診に関わる決定点数計と全体に占める割合

(単位:「点数計」は、重複受診に関わる決定点数計(千点)。「割合」は、「点数計」の全体の決定点数計に占める割合(%))

年齢階級	北海道				千葉県				福岡県			
	点数計		割合		点数計		割合		点数計		割合	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
00-04	12,608	10,856	7.07	7.46	9,121	7,907	7.59	7.46	15,890	13,636	7.69	7.28
05-09	8,455	7,688	4.95	5.49	6,548	5,669	5.02	4.85	9,095	7,676	6.82	5.00
10-14	6,709	5,515	5.15	3.11	4,848	4,343	4.09	3.32	7,582	6,020	6.25	4.32
15-19	6,602	6,746	5.30	4.79	4,383	4,230	7.01	5.09	7,166	6,377	7.47	5.15
20-24	4,469	6,750	6.64	5.08	4,935	6,503	5.72	4.85	5,633	7,302	5.98	6.00
25-29	4,930	8,816	6.02	4.26	6,353	9,735	6.18	5.07	5,578	8,957	6.55	5.77
30-34	6,739	9,820	7.98	3.53	7,084	8,882	4.98	5.47	6,107	9,459	6.40	7.08
35-39	8,432	11,086	4.67	5.46	7,636	7,778	4.77	6.72	7,470	9,747	6.20	5.54
40-44	14,204	14,089	4.42	5.00	10,239	9,824	7.08	5.26	10,682	11,541	6.59	5.72
45-49	23,416	27,216	5.14	3.74	19,946	18,700	6.50	5.74	18,617	21,027	5.99	5.72
50-54	25,198	32,321	4.61	3.69	23,591	25,200	5.98	6.73	19,276	24,231	5.30	4.19
55-59	35,199	52,139	5.08	4.03	30,229	36,994	6.65	6.05	25,058	39,369	5.37	5.21
60-64	75,387	106,028	4.82	4.06	54,704	64,373	5.27	4.41	56,275	83,160	5.58	4.48
65-69	125,081	131,119	4.19	3.69	74,376	76,069	5.28	4.59	118,949	143,379	5.46	4.58
70-74	177,383	205,262	3.66	3.17	87,322	96,111	4.06	4.20	155,759	186,228	4.89	4.04
75-79	135,374	167,991	3.58	2.92	61,336	78,069	4.10	3.24	109,420	147,522	4.57	3.63
80-84	83,782	98,538	3.10	2.31	40,205	51,055	3.49	3.19	74,784	96,406	4.01	3.03
85-89	34,781	48,385	1.98	2.15	17,057	26,547	2.40	2.56	33,521	54,012	3.98	2.60
90-94	9,361	15,707	2.55	1.28	4,269	8,542	2.53	1.93	9,096	18,467	2.56	1.13
95-99	1,479	3,606	2.13	0.93	708	2,037	3.10	1.15	1,522	4,671	2.29	0.80
全年齢	799,589	969,677	4.01	3.35	474,891	548,568	4.88	4.37	697,480	899,186	5.08	4.09

表4 道県別疾病毎の重複確率(人数ベース)と重複割合(点数ベース)

疾病分類コード・名称	北海道			千葉県			福岡県		
	重複割合		点数計	重複割合		点数計	重複割合		点数計
	人数	点数		人数	点数		人数	点数	
0104 皮膚及び粘膜の病変を伴うウイルス性疾患	2.65	7.14	4,237	3.46	7.96	4,014	3.05	8.01	6,013
0201 胃の悪性新生物	3.41	5.85	13,582	2.98	6.39	8,143	5.13	9.64	16,395
0205 気管、気管支及び肺の悪性新生物	5.63	11.33	4,771	6.46	18.06	2,838	8.45	17.30	6,130
0206 乳房の悪性新生物	5.04	11.67	8,856	6.77	14.42	6,507	5.55	10.73	8,673
0207 子宮の悪性新生物	3.67	8.38	1,637	4.45	12.14	1,215	5.04	13.38	1,835
0208 悪性リンパ腫	6.41	14.16	1,034	4.21	12.47	665	4.57	8.81	1,242
0210 その他の悪性新生物	4.09	7.37	23,927	3.44	6.59	11,907	5.65	11.66	21,427
0402 糖尿病	4.77	8.84	111,486	8.07	15.38	54,160	6.68	11.97	94,895
0803 中耳炎	2.52	5.33	6,277	2.92	6.35	3,966	2.96	6.67	8,348
0906 脳梗塞	2.52	5.13	85,559	2.78	5.32	27,034	3.22	6.58	80,198
1010 喘息	2.99	5.31	37,078	3.26	6.10	18,263	3.78	7.00	33,265
1301 炎症性多発性関節障害	2.36	5.31	20,311	2.99	6.27	14,260	3.90	7.87	25,782
1402 腎不全	6.19	8.06	112,734	7.29	8.83	81,629	3.77	5.84	52,387
1403 尿路結石症	3.93	9.96	3,245	4.46	9.61	2,229	5.75	19.94	3,275
1901 骨折	2.68	5.61	13,225	3.14	6.91	7,718	3.16	6.32	12,432
1903 熱傷及び腐食	5.34	9.24	964	5.24	10.16	704	5.66	10.94	1,110
1905 その他の損傷及びその他の外因の影響	3.22	7.18	20,019	3.50	7.62	18,491	3.97	8.20	24,876

治療など、抑制する必要の無い) 重複受診と問題視される(抑制する必要のある) 重複受診を区別できない。次節では、この点をより詳しく検討した上で、要因分析を行う。

III 重複受診の要因分析

1 重複受診の類型とデータの制約

重複受診と一口に言っても、それには様々なものが考えられる。重複受診を引き起こす要因ごとに分類すると、例えば、(i) 合併症の治療、(ii) 救急診療・夜間診療の受診後のかかりつけ医での受診、(iii) かかりつけ医で高度医療が必要と判断された後の、大病院等での受診、(iv) 診断に対する不信感等に起因する重複受診、セカンド・オピニオンを求める受診、(v) 複数医療機関で受診すること自体を目的とした受診、などが考えられる。データの制約により、我々の用いている重複受診の定義には、上記(i)-(v)のすべてが含まれる。しかし、(i)-(iii)は本来、問題視されるべきでない(医療費の低減等、診療行為以外の変更のみを目的とした抑制の対象とすべきでない) 重複受診であると言えよう。とくに、(ii)以降の医療機関での受診が紹介によってなされ、患者のこれまでの検査結果や治療経過などの情報が伝達されれば、医療費という観点からの無駄は生じ得ないであろう。他方(iv)-(v)は問題視されるべき(抑制の対象とすべき) 重複受診であると言える⁹⁾。(iv)は医療機関または医師に、(v)は患者に主たる責任のある重複受診である。

本来問題視されるべきでない重複受診(i)-(iii)と問題視されるべき重複受診(iv)-(v)を分析において識別するためには、次のようなデータの整備が望まれる。まず、最も望まれる情報は、紹介がなされたか否かである。上述のように、(i)-(iii)のいずれのタイプであるかにかかわらず、紹介がなされていれば、これらの重複受診を抑制の対象とする理由は見当たらないからである。次に、(i)-(iii)のそれぞれのタイプは、紹介がなされていない場合でも、患者に主たる責

任のある重複受診ではない点に注意していただきたい。紹介が提供する(医療費の無駄を省く)情報の共有がなされないとしても、これらのタイプの患者の行動は、抑制すべき対象ではないと言えよう。(i)については、主疾病以外の(合併症の) 疾病分類情報の整備が望まれる。(ii)-(iii)については、(紹介がなされないことを前提とすると)完全に(iv)-(v)と識別することは不可能であろうが、医療機関についての情報が利用可能であれば、ある程度は制御が可能と思われる。

上に列記した5タイプへの分類の基準は、まさに診療の内容、医療機関・医師と患者の行動という観点からの重複受診の要因そのものである。残念ながら、これらの情報を利用することはできないので、この種の要因についての実証分析は不可能である。したがって、本節で行う要因分析は、受診と診療に関わる各主体の行動原理などをモデル化した構造分析ではなく、(利用可能なデータとして) 顕在した受診行動結果の間の統計的關係に関する推論とならざるを得ない。すなわち、「なぜ重複受診を行うか」に回答を与えるのではなく、「重複受診者に共通に見られる受診行動はどのようなものか」を要約することが、以下での課題である。

2 データとモデル

平成9年5月における外来での重複受診の要因を考察するために、同月の主疾病での外来受診件数を被説明変数とした回帰分析を行う。同月中に複数の疾病で外来受診を行っている患者については、受診件数(レセプト枚数)の最も多い疾病を主疾病と見なす。この基準によって主疾病が識別できない場合(受診件数の最も多い疾病が複数ある場合)には、それら疾病での外来受診における決定点数の合計が最も大きいものを、それでも識別できない場合には診療実日数の合計が最も大きいものを主疾病と見なす。

既述のように、分析対象期間を平成9年5月に限定したのは、重複受診の分析にとって不可欠な疾病分類情報が同月分のレセプトについてしか得られないためである。とはいえ、当該月の受診行

動が、年間を通じた受診習慣・計画や予算制約の影響を受ける可能性は否定できない。そのため、平成9年度全体での診療実日数と決定点数（いずれも年平均1ヵ月当たりで、入院・外来・調剤の別）も説明変数として利用する。換言すれば、本稿の立場は、分析対象期間中（平成9年5月中）の外来受診件数が、年間全体の受診行動計画等を勘案して決定される、とするものである。この立場からは、1件の受診をするか、複数の受診をするか、といった選択行動だけでなく、そもそも受診をするか否かも患者の選択肢と見なされる。そこで、5月以外の受診行動の情報を説明変数として利用することに加えて、5月には外来で受診していない患者であっても、他の月を含めて1年間で少なくとも1回、入院、外来、あるいは調剤のレセプトの発行された患者すべてからなるデータセットを用いて回帰分析を行う。

使用する説明変数は、女性ダミー（男性0、女性1）、平成9年末現在の満年齢に基づく10歳階級別年齢ダミー、保険者である自治体における単位面積（1km²）当たりの病院数・一般診療所数計、平成9年5月の主疾病での外来受診の診療実日数計および決定点数計、同月の主疾病以外を含めたすべての受診（入院、外来、調剤の別）の診療実日数計および決定点数計、平成9年度全体での年平均1ヵ月当たりの診療実日数および決定点数（入院、外来、調剤の別）、II.5で述べた重複率の高い疾病のダミーである。決定点数はすべて千点を単位として測定したものをを用いる。年齢ダミーは、5歳未満と5歳以上10歳未満は別階級として区別し、80歳以上は集計して1階級とした。疾病ダミーは、表4に挙げた17疾病のうち、悪性新生物（0201-0210）以外はそのままダミーを作成した。悪性新生物については、女性に固有の乳房・子宮の悪性新生物（0206-0207）で1つ、その他の悪性新生物で1つ、計2つのダミーを作成した。必要なデータのうち、単位面積当たりの病院数・一般診療所数以外は、本稿の分析の主資料である国民健康保険業務データから得られる。病院数・一般診療所数は、1995年国勢調査および1996年事業所・企業統計調査から得た⁶⁾。

回帰モデルの特定化と推定方法はcount data回帰モデルとして最も普及しているPoisson回帰とする。回帰関数はlinear index modelとして特定化するが、年齢ダミー、女性ダミー、単位面積当たり病院・診療所数の交差項も説明変数として利用する。また、linear index自体をPoisson分布のパラメタとし、各観察の独立同一性の仮定の下で最尤法を適用する場合の尤度を用いて擬似最尤法によりパラメタ推定値を求める⁷⁾。

3 推定結果

表5は道県別の主要な推定結果である。3道県について擬似決定係数は0.1程度で、回帰関数の推定値と被説明変数との相関係数は0.41-0.47程度であり、この種の大規模な横断面データによる分析としては比較的良好なあてはまりを示している。以下では、各説明変数の影響について考察する。

診療実日数と決定点数に関しては、同月同疾病（5月主疾病）に関するこれらの変数が、有意に正の影響を持つことは、当然の結果であると言える。注目に値するのは、3道県に共通して、入院に関して同月・年平均診療実日数の影響は有意に負、同月・年平均決定点数の影響は有意に正という結果である。すなわち、日数と点数とで影響の方向は逆であるが、同月であるか年平均であるかに関わらず、符号は安定的である。この結果から、重複受診件数の多い傾向がある典型例は、短期間で高額（高度）の治療を受ける入院を経験する重症患者であると言えよう。

外来に関しては、同月の診療実日数・決定点数の符号は非負（有意に正、または有意でない）、年平均の診療実日数・決定点数の符号は非正である。日数と点数の符号は共通である一方で、同月であるか年平均であるかによって影響の方向が逆になっている。重複受診をすること自体が、同月の日数と点数の増加と密接に関連しているから、これらの符号が非負であることは、いわば当然の結果であろう。しかし、年平均の日数・点数の符号が非正であることは極めて興味深い。突然の発症で救急診療を受けた後で同月内にかかりつけ医

表5 回帰の推定結果(平成9年5月の主疾病での外来受診件数)

	北海道			千葉県			福岡県		
	推定値	標準誤差	P 値	推定値	標準誤差	P 値	推定値	標準誤差	P 値
dSex 女性ダミー	0.0009	0.0103	0.930	-0.0190	0.0119	0.111	-0.0098	0.0096	0.306
Age 05 年齢階級ダミー	-0.1730	0.0121	0.0	-0.0722	0.0148	0.0	-0.0690	0.0119	0.0
Age 10	-0.4360	0.0114	0.0	-0.3404	0.0140	0.0	-0.3338	0.0112	0.0
Age 20	-0.7132	0.0145	0.0	-0.5232	0.0149	0.0	-0.5641	0.0130	0.0
Age 30	-0.5032	0.0133	0.0	-0.3325	0.0148	0.0	-0.3618	0.0126	0.0
Age 40	-0.2605	0.0108	0.0	-0.1106	0.0129	0.0	-0.1968	0.0105	0.0
Age 50	0.0151	0.0099	0.128	0.1054	0.0119	0.0	0.0213	0.0097	0.027
Age 60	0.2424	0.0088	0.0	0.3184	0.0111	0.0	0.2238	0.0086	0.0
Age 70	0.3646	0.0090	0.0	0.3858	0.0112	0.0	0.2938	0.0086	0.0
Age 80	0.3935	0.0096	0.0	0.4004	0.0122	0.0	0.2588	0.0092	0.0
Age 05×dSex	0.0199	0.0149	0.183	0.0078	0.0168	0.644	-0.0101	0.0142	0.474
Age 10×dSex	-0.0018	0.0140	0.898	0.0424	0.0159	0.008	0.0084	0.0132	0.522
Age 20×dSex	0.2655	0.0163	0.0	0.2041	0.0160	0.0	0.2118	0.0146	0.0
Age 30×dSex	0.2154	0.0153	0.0	0.1581	0.0161	0.0	0.1642	0.0141	0.0
Age 40×dSex	0.1115	0.0129	0.0	0.0695	0.0144	0.0	0.0866	0.0122	0.0
Age 50×dSex	0.1234	0.0119	0.0	0.0892	0.0132	0.0	0.0882	0.0111	0.0
Age 60×dSex	0.0991	0.0106	0.0	0.1073	0.0124	0.0	0.0843	0.0099	0.0
Age 70×dSex	0.0652	0.0106	0.0	0.0782	0.0125	0.0	0.0476	0.0099	0.0
Age 80×dSex	0.0163	0.0113	0.149	0.0635	0.0134	0.0	0.0243	0.0105	0.020
nDoct 面積当たり医療機関数	-0.0316	0.0047	0.0	-0.0036	0.0043	0.408	0.0013	0.0018	0.461
nDoct×dSex	-0.0103	0.0015	0.0	-0.0056	0.0015	0.0	-0.0005	0.0006	0.414
Age 05×nDoct	0.0605	0.0066	0.0	0.0263	0.0061	0.0	-0.0018	0.0027	0.500
Age 10×nDoct	0.0721	0.0063	0.0	0.0248	0.0058	0.0	0.0003	0.0025	0.908
Age 20×nDoct	0.0443	0.0069	0.0	0.0052	0.0057	0.362	-0.0043	0.0025	0.087
Age 30×nDoct	0.0474	0.0066	0.0	0.0141	0.0057	0.014	0.0008	0.0024	0.742
Age 40×nDoct	0.0458	0.0057	0.0	0.0119	0.0052	0.022	0.0025	0.0022	0.255
Age 50×nDoct	0.0205	0.0053	0.0	0.0053	0.0048	0.264	-0.0007	0.0020	0.737
Age 60×nDoct	0.0180	0.0048	0.0	-0.0077	0.0045	0.087	-0.0019	0.0019	0.298
Age 70×nDoct	-0.0012	0.0048	0.799	-0.0062	0.0045	0.170	-0.0036	0.0019	0.056
Age 80×nDoct	0.0033	0.0051	0.520	-0.0002	0.0048	0.965	0.0000	0.0020	0.983
日数 外来 5月主疾病	0.0371	0.0010	0.0	0.0379	0.0018	0.0	0.0351	0.0008	0.0
点数	0.0151	0.0033	0.0	0.0345	0.0049	0.0	0.0130	0.0030	0.0
日数 入院 5月	-0.0122	0.0004	0.0	-0.0093	0.0008	0.0	-0.0106	0.0005	0.0
日数 外来 5月	0.0253	0.0013	0.0	0.0393	0.0021	0.0	0.0150	0.0009	0.0
日数 調剤 5月	0.0845	0.0048	0.0	0.1021	0.0057	0.0	0.0672	0.0016	0.0
点数 入院 5月	0.0012	0.0001	0.0	0.0018	0.0002	0.0	0.0015	0.0002	0.0
点数 外来 5月	0.0140	0.0022	0.0	0.0035	0.0052	0.505	0.0171	0.0023	0.0
点数 調剤 5月	0.0048	0.0039	0.217	-0.0020	0.0101	0.846	0.0104	0.0031	0.001
日数 入院 年平均	-0.0276	0.0007	0.0	-0.0354	0.0015	0.0	-0.0289	0.0007	0.0
日数 外来 年平均	-0.0131	0.0019	0.0	-0.0150	0.0014	0.0	-0.0127	0.0007	0.0
日数 調剤 年平均	-0.0279	0.0054	0.0	-0.0389	0.0063	0.0	-0.0277	0.0021	0.0
点数 入院 年平均	0.0048	0.0003	0.0	0.0063	0.0008	0.0	0.0075	0.0003	0.0
点数 外来 年平均	-0.0051	0.0040	0.201	-0.0126	0.0023	0.0	0.0014	0.0016	0.381
点数 調剤 年平均	0.0259	0.0045	0.0	0.0446	0.0105	0.0	0.0486	0.0038	0.0
dDis 0104 疾病ダミー	0.6302	0.0157	0.0	0.8347	0.0137	0.0	0.6684	0.0125	0.0
dDis 0200	0.4534	0.0072	0.0	0.4882	0.0090	0.0	0.4941	0.0065	0.0
dDis 0206	0.5383	0.0122	0.0	0.5627	0.0166	0.0	0.5846	0.0093	0.0
dDis 0402	0.4816	0.0048	0.0	0.5897	0.0055	0.0	0.5593	0.0033	0.0
dDis 0803	0.5782	0.0126	0.0	0.5814	0.0178	0.0	0.5131	0.0111	0.0

表5 つづき

	北海道			千葉県			福岡県		
	推定値	標準誤差	P 値	推定値	標準誤差	P 値	推定値	標準誤差	P 値
dDis 0906	0.3634	0.0046	0.0	0.4146	0.0070	0.0	0.4022	0.0045	0.0
dDis 1010	0.6596	0.0051	0.0	0.7831	0.0068	0.0	0.6945	0.0048	0.0
dDis 1301	0.4528	0.0067	0.0	0.5465	0.0077	0.0	0.4845	0.0058	0.0
dDis 1402	-0.8434	0.0913	0.0	-1.1219	0.0511	0.0	-0.6906	0.0534	0.0
dDis 1403	0.5827	0.0246	0.0	0.7221	0.0231	0.0	0.6976	0.0197	0.0
dDis 1901	0.4138	0.0104	0.0	0.4454	0.0149	0.0	0.5608	0.0094	0.0
dDis 1903	0.4307	0.0517	0.0	0.4385	0.0612	0.0	0.6155	0.0317	0.0
dDis 1905	0.7448	0.0070	0.0	0.7068	0.0081	0.0	0.7687	0.0055	0.0
対数尤度	-1029165.0			-803753.4			-1013363.2		
擬似決定係数	0.0970			0.1041			0.1005		
相関係数	0.4117			0.4052			0.4685		
被説明変数の分布		人数	割合 [%]	人数	割合 [%]	人数	割合 [%]		
	合計	1,298,284	100.00	1,071,030	100.00	1,298,686	100.00		
	0	619,731	47.73	574,237	53.62	647,382	49.85		
	1	663,495	51.11	484,437	45.23	633,383	48.77		
	2	14,615	1.13	11,949	1.12	17,276	1.33		
	3以上	443	0.03	407	0.04	645	0.05		

などの診療を受け、その後の受診を要しないような疾患と受診が、この結果に沿ったものと思われる。

調剤に関しては、診療実日数について、同月は正、年平均は負であり、決定点数について、同月は非負、年平均は正である。外来と同様に、同月の調剤での日数・点数の符号が非負であることは、外来で受診して処方箋を受け取り、薬局で薬を受け取るという典型的な受診パターンに沿った当然の結果と言える。一方、年平均での影響が日数と点数とで逆方向になる点は興味深い。慢性疾患の治療のために年間を通して多額の薬剤処方を受けるが、薬局に足を運ぶ回数は少ない患者（一度に多くの薬剤処方を受ける患者）が重複受診をし易い傾向にあることを示していると言える。

次に、年齢と性別の影響を考察する。まず、年齢階級ダミーの推定値から、5歳未満から年齢が上がるにしたがって重複受診件数は減少傾向にあり、20代で底を打った後に増加に転じ、70歳以上で最大に達することが分かる。この傾向は、3道県に共通である。また、年齢階級ごとの性別の影響を見ると、北海道と福岡県では20歳以上、千葉県では10歳以上の年齢階級で、男性よりも

女性の方が重複受診件数の多いことが分かる。また、性差の大きさは20代において最大で、年齢が上がるにしたがって性差は縮小傾向を示す。この結果は、(i) 幼年期の受診行動は親などの判断に基づくと考えられ、男児か女児かの性別による受診行動の差異は無い、(ii) 20代以上では女性よりも男性の方が常勤で労働している割合が高いために、平均的に男性の方が受診の機会費用が大きい、(iii) 20-30代では出産に関わる女性に固有の受診が行われる、(iv) 年齢が上がるにしたがって、機会費用を考慮しても、受診せずに済ませられない疾病の罹患率が上昇する、(v) さらに年齢が上がると、男性が離職する確率が上昇するため、機会費用の性差は縮小する、などと整合的である⁸⁾。

年齢と性別の影響を、単位面積当たり病院・診療所数と関連付けながら見る。単位面積当たり病院・診療所数は受診にかかる移動費用の代理変数と見なすことができるので、患者の経済合理性の観点からは、不便な地域ほど重複受診が行われにくいと考えられる。しかし、北海道について見ると、この係数は有意に負であり、この結果は単位面積当たり病院・診療所数が少ないほど重複受診

件数が多いことを意味する。ただし、年齢階級ダミー・女性ダミーとの交差項も説明変数として用いているため、この結果は5歳未満の男児に限定したものである。各年齢階級別の係数は、年齢階級ダミーの係数を加えて求める。5歳以上の年齢階級では、単位面積当たり病院・診療所数の係数は有意に正となる。同様に40代までは有意に正で、50代以上は有意に負となる。したがって、単位面積当たり病院・診療所数が少ないほど重複受診件数が多くなる傾向は、幼年期と老年期に限定される。この傾向は女性の場合にも同様に見られる。以上の北海道についての推定結果は、(i) 就学・就業年齢階級では移動費用の影響が強く、病院・診療所数が多い便利な地域ほど重複受診件数が多い、(ii) 移動費用の影響の小さい幼年期と老年期には、病院・診療所数が少ない地域では、例えば「良い病院」と聞き知っている病院や高次機能病院が遠隔地にあることが多く、初めからその病院で受診することが困難なために重複受診件数が多くなる可能性がある、と解釈できよう。(i)は患者の合理的な行動の結果であると言える。一方、(ii)は推測の域を出ないが、この解釈が正しいとすれば、インフォームド・コンセントの促進によって重複受診そのものを減少させること、紹介と検査結果情報の共有の徹底によって(重複受診を減少させられなくとも)医療費を低減させることが可能となる余地が実際にあることを示唆すると言える。

千葉県についても(一部の係数が有意でないことを除けば)単位面積当たり病院・診療所数の影響に関して、北海道とほぼ同様の傾向が見取れる。他方、福岡県については、ほとんどすべての係数が有意でなく、単位面積当たり病院・診療所数は重複受診件数にほとんど影響を与えない。

最後に、疾病ダミーの影響について見る。ダミーを作成した疾病は、疾病別の単純な集計では重複確率の高い疾病である。ほとんどの疾病ダミーの係数は有意に正であり、他の変数の影響を制御しても、これら疾病の重複受診件数が多いことを意味する。しかし、腎不全に関しては係数が有意に負であった。腎不全のうち重症の慢性腎不全治

療には、週2-3回の高額な医療費を要する血液透析が行われ、外来の日数と点数が全疾病平均の約20倍程度である。全疾病について得られる外来日数・点数の係数を用いた予測が極端に過大になるため、ダミーの係数が負になっていると思われる。

IV 結 語

本稿は、北海道、千葉県、福岡県の3道県の平成9年度国民健康保険業務データを用いて、重複受診の現状把握と要因分析を試みた。業務データというデータの性質から、「なぜ重複受診を行うのか」という本来の意味での要因分析に立ち入ることはできなかった。しかし、Poisson回帰による分析を行うことで、地域差、性差、年齢ごとの差、疾病ごとの差について、記述統計的なクロス集計分析では得られない結果を得ることができた。とくに、年齢階級別の性差および移動の機会費用に関わる結果は注目値する。

Ⅲで行った分析は、「どのような患者が重複受診を行い易いのか」という問いに対する回答を与えるものである。重複受診抑制のための諸施策(インフォームド・コンセントや保健婦・保健士による指導の促進など)を実行する際には、「なぜ重複受診を行うのか」が分からないとしても、「どのような患者が重複受診を行い易いのか」が把握できれば、対象を限定して集中的に実行することで、少なくとも経済的観点からは効率を上げることが可能となる。また、より詳細な要因分析を行うためには、患者等に対するアンケート調査が必須と思われるが、その実験計画段階においては、Ⅲで与えられた回答から一定の情報を得ることができよう。

今後の課題の1つは、特定の年齢や疾病の患者のみを抽出した分析、計量経済学的方法の改善、より詳細なデータの整備と利用などにより、この結果の頑健性を精査することである。今後一層のデータの整備が望まれるところである。

謝 辞

本稿は、平成 12-13 年度厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業『地域の医療供給と患者の受診行動に関する実証的研究』（研究代表者一橋大学鶴田忠彦教授）の成果の一部である。データを提供して下さった北海道、千葉県、福岡県の国民健康保険連合会、および国民健康保険中央会のご厚意に感謝します。本論文の旧稿を、第 1 回医療経済学研究会議（京都大学、2001 年 12 月 21 日）において報告し、参加者諸氏から有益なコメントを頂くことができました。とりわけ、討論者の遠藤久夫氏（学習院大学）から頂いた多くの詳細なコメントは、改訂に際して極めて有益であった。ここに記して感謝いたします。なお、言うまでも無く、本稿に残され得るすべての誤りについての責任は、筆者のみが負うものである。

注

- 1) 1996 年に総務庁は、老人医療費の過剰支出を適正化するよう勧告し、在宅介護・看護へ誘導するための訪問看護事業の推進とともに、重複受診者への指導強化を対策として提案した。
- 2) 双生児等は複数人が 1 人の患者として識別されてしまい、以下で述べる重複受診・多受診が多めに計上されてしまうという不備がある点に注意していただきたい。
- 3) 重複受診者の決定点数計とは異なる。重複受診者のレセプトであっても、当該レセプトの疾病に関しては重複受診を行っていない場合には、ここでの「重複受診に関わる決定点数計」には加算していない。
- 4) なお、表 4 に列挙していない疾病で、個々の道県において重複確率・割合の高い疾病のほとんどは、決定点数の合計があまり大きくない。疾病毎の決定点数計が全体の 1% を上回る、少なくとも 1 道県で重複確率・割合が全体のそれを上回る、という条件を満たす疾病のうち、表 4 に列挙していないものは、「0211 良性新生物及びその他の新生物」および「1003 その他の急性上気道感染症」である。これらが表 4 に挙げられなかったのは、福岡県における人数ベースの重複確率がそれぞれ 2.70%、2.63% で、全体の重複確率を僅かに下回っているからであるが、この重複確率は北海道と千葉県の全体の重複確率（それぞれ、2.22%、2.49%、表 1 参照）よりも高い。
- 5) (iv) のうち、セカンド・オピニオンを求めること自体は、問題視されるべきものではないと

言える。しかし、制度・環境が未整備の現状においては、セカンド・オピニオンを求めることが医療費増加を引き起こすので、ここでは問題視されるものに分類している。

- 6) 人口（夜間人口）と関連する事業所数は、保険者である各自治体と共有領域を持つすべての 3 次メッシュ（1 km メッシュ）の数値を合計することによって求めた。自治体の面積は、昼間人口と夜間人口の少なくとも一方が正值の 3 次メッシュについて、その面積を合計することにより求めた。各患者の居住地等の詳細な情報は得られないので、これら説明変数の値は、同じ自治体（保険者）の患者については同一である。
- 7) 本稿で用いた Poisson 回帰によるパラメタ推定量は、最尤推定量としてではなく擬似最尤推定量として、「広い」クラスのデータ発生過程に対して一致性を持ち、かつ有効である（Wooldrige, 1997）。本稿で用いる推定量も、最尤推定量ではなく擬似最尤推定量として解釈する。そのため、いわゆる overdispersion の検定等、Poisson 分布の仮定の妥当性の検討は行わない（むしろ、仮定していないのだから検討することはできないと言える）。換言すれば、被説明変数が非負整数であるという情報を利用していることを除けば、攪乱項の正規性を仮定しない（非線形）最小 2 乗法に基づく推論が（有効ではないが）一致性を持つようなデータ発生過程のクラスをモデルとする。
- 8) 女性の方が男性よりも重複受診件数が多いという推定結果は、一見すると II. 3 で指摘した、男性の方が女性よりも重複確率が高い、という結果と矛盾すると思われるかもしれない。しかし、II. 3 で比較した重複確率と、ここでの被説明変数である重複受診件数は、直接比較可能でない点に注意していただきたい。すなわち、女性の方が重複確率は低い重複受診者の受診件数が多い、または女性の方が受診しない（受診件数が 0 の）割合が高い、のいずれかの可能性を示唆する。単純に性別・受診件数別に集計したところ、使用しているデータに関しては後者が実際の状況であった。年間を通して 1 度も受診しない被保険者の情報（性別・年齢別の加入者数）が入手可能であれば、より改善された分析が可能になると思われる。なお、ここでは擬似最尤法に基づく推論を行っており、被説明変数の分布について Poisson 分布を仮定している訳ではない。しかし、他に適切な方法が見当たらないので、Poisson 分布の場合にのみ妥当な方法によって重複確率の推定値を男女間で比較したところ、同様に女性の方が重複確率が高いという結果が得られた。すなわち、ここでの推定が妥当であるならば、その他の説明変数の影響を制御した場合の重複確率は、女性の方が高いという

結果である。

参考文献

- Greene, W. H. (2000) *Econometric Analysis*, 4th ed., Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
Wooldridge, J. M. (1997) "Quasi-Likelihood Methods for Count Data," in M. H. Pesaran and P. Schmidt (eds.), *Handbook of Applied*

Econometrics, Volume II: Microeconometrics, Blackwell, Oxford, pp. 352-406.

- 山本克也・近藤康之(2000)「国保被保険者の重複受診行動の分析」日本経済学会 2000 年度秋季大会(2000 年 9 月 16-17 日, 於大阪府立大学) 報告論文。

(こんどう・やすし 早稲田大学助教授)