

- [12] Pohlmeier, W. and V. Ulrich (1995) "An Econometric Model of the Two-part Decision Making Process in the Demand for Health Care", *Journal of Human Resources*, Vol. 30, pp. 339-361.
- [13] Santos Silva, J. M. C., and F. A. G. Windmeijer (2001), "Two-Part Multiple Spell Models for Health Care Demand," *Journal of Econometrics*, vol.104, no.1,pp.67-89.
- [14] Yoshida, A. and S. Takagi (2002) "Effect of the reform of the social medical insurance system in Japan," *The Japanese Economic Review*, 53(4), pp. 444-465.
- [15] 池上直己 (1996) 「医療費自然増の分析-検査と医薬品使用を中心として-」, 社会保障研究所編『医療保障と医療費』, 東京大学出版会, pp.193-215.
- [16] 大日康史編著 (2003) 『健康経済学』, 東洋経済新報社.
- [17] 小椋正立 (1990) 「第8章 医療需要の価格弾力性に関する予備的考察」, 金森久雄・伊部英男編『高齢化社会の経済学』, 東京大学出版会, pp.189-210.
- [18] 河合啓希・丸山士行 (2000), 「包括払制導入が医療費と診療密度に及ぼした影響に関する分析」, 『医療経済研究』, vol.7, pp37-64. 公衆衛生振興会 (1997) 「老人医療レセプトデータ分析事業 1996年度研究報告書」, (財) 公衆衛生振興会.
- [19] 今野広紀 (2003) 「生涯医療費の推計—国保・健保レセプトデータによる分析—」, Discussion Paper No.174, Project on Intergenerational Equity Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- [20] 田中滋・西村万里子 (1984), 「人的資本理論に基づく医療需要の経済分析」, 『季刊社会保障研究』, vol.20(1), pp67-80.
- [21] 鶴田忠彦・山田武・山本克也・泉田信行・今野広紀 (2000) 「総覧点検データによる医療需給の決定要因の分析—国民健康保険4道県について—」 『経済研究』, vol.51(4), pp289-300.
- [22] 鶴田忠彦・細谷圭・林行成・熊本尚雄 (2002) 「レセプトデータによる医療費改定の分析」, 『経済研究』, vol.53(3), pp226-235.
- [23] 中西悟志 (2000), 「家計の医療サービス需要行動—動的需関数の推定—」, 『医療経済研究』, vol.7, pp65-75.
- [24] 西村周三 (1987) 『医療の経済分析』, 東洋経済新報社. 府川哲夫 (1998) 「高齢化と老人医療費」, 『病院管理』, vol.35(2), pp.35-47.

- [25] 藤野志朗 (1997) 「医療部門デフレータの推計 (昭和34年度-平成5年度)」, 『医療と社会』, vol.7(1), pp.91-107.
- [26] 細谷圭・林行成・今野広紀・鶴田忠彦 (2002) 「医療費格差と診療行為の標準化: 腎不全レセプトデータを用いた比較分析」 『医療と社会』 vol.12(2), pp.121-137.
- [27] 増原宏明・今野広紀・比左章一・鶴田忠彦 (2002) 「医療保険と患者の受診行動—国民健康保険と組合健康保険のレセプトによる分析—」, 『季刊社会保障研究』, vol.38(1), pp4-13.
- [28] 増原宏明 (2003) 「老人保健制度と外来受診—組合健康保険レセプトデータによる count data 分析—」, Discussion Paper No.145, Project on Intergenerational Equity Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- [29] 増原宏明・村瀬邦彦 (2003) 「1999年7月老人保健適用者外来薬剤費一部負担撤廃の効果」, Discussion Paper No.144, Project on Intergenerational Equity Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- [30] 山田武 (2002) 「国民健康保険支払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(1), pp39-51.
- [31] 吉田あつし・伊藤正一 (2000) 「健康保険制度の改正が受診行動に与えた影響」, 『医療経済研究』, vol.7, pp101-120.

表1 年齢階級別サンプル数

	未受診者	受診者	外来	外来経由 の入院	直接入院	合計
20歳	313797	38834	36991	1714	129	352631
30歳	244037	33124	31536	1488	100	277161
40歳	236869	27726	26773	880	73	264595
50歳	198209	26113	24793	1199	121	224322
60歳	39655	6147	5545	549	53	45802
合計	1032567	131944	125638	5830	476	1164511

出所：筆者作成

表2 開始時期別エピソード数

開始時期	受診者合計	外来	外来経由 の入院	直接入院
1996年6月	5273	4995	262	16
7月	5542	5189	333	20
8月	4868	4604	244	20
9月	4778	4511	241	26
10月	5926	5669	238	19
11月	5321	5076	230	15
12月	6345	6087	234	24
1997年1月	6277	6013	245	19
2月	5351	5155	179	17
3月	6568	6325	223	20
4月	4264	4056	198	10
5月	4295	4091	187	17
1997年12月	5802	5544	244	14
1998年1月	5754	5443	287	24
1998年2月	6219	5970	228	21
1998年3月	6405	6118	262	25
1998年4月	5115	4822	266	27
1998年5月	5072	4796	256	20
1998年6月	5749	5474	252	23
1998年7月	5838	5496	321	21
1998年8月	5101	4856	225	20
1998年9月	5077	4837	220	20
1998年10月	5999	5731	251	17
1998年11月	5005	4780	204	21
合計	131944	125638	5830	476

出所：筆者作成

表3 入院パターン別受診日数・医療費

		度数	平均	標準偏差	最小	最大
外来経由 の入院	医療費	5830	89372.24	169396.8	113	2749029
	受診日数	5830	55.76792	79.2726	2	1234
直接入院	医療費	476	114373.2	234718.5	21	2549388
	受診日数	476	67.71639	167.4343	1	1673

出所：筆者作成

表4 記述統計表

変数名	度数	平均	標準偏差	最小	最大
新規受診選択	1164511	0.1133	0.3170	0	1
女性ダミー	1164511	0.4557	0.4980	0	1
30歳	1164511	0.2380	0.4259	0	1
40歳	1164511	0.2272	0.4190	0	1
50歳	1164511	0.1926	0.3944	0	1
60歳	1164511	0.0393	0.1944	0	1
被保険者ダミー	1164511	0.6150	0.4866	0	1
所得(対数)	1164511	5.1894	0.4903	2.912351	6.887553
制度改定ダミー	1164511	0.5064	0.5000	0	1
被保険者*制度改定	1164511	0.3111	0.4630	0	1
世帯人員数	1164511	2.7190	1.4206	1	8
B組合ダミー	1164511	0.1207	0.3258	0	1
C組合ダミー	1164511	0.2960	0.4565	0	1
傷病大分類1ダミー	1164511	0.0136	0.1158	0	1
傷病大分類2ダミー	1164511	0.0070	0.0831	0	1
傷病大分類3ダミー	1164511	0.0019	0.0441	0	1
傷病大分類4ダミー	1164511	0.0060	0.0771	0	1
傷病大分類5ダミー	1164511	0.0016	0.0397	0	1
傷病大分類6ダミー	1164511	0.0020	0.0443	0	1
傷病大分類7ダミー	1164511	0.0226	0.1487	0	1
傷病大分類8ダミー	1164511	0.0043	0.0652	0	1
傷病大分類9ダミー	1164511	0.0068	0.0824	0	1
傷病大分類11ダミー	1164511	0.0152	0.1224	0	1
傷病大分類12ダミー	1164511	0.0183	0.1340	0	1
傷病大分類13ダミー	1164511	0.0158	0.1247	0	1
傷病大分類14ダミー	1164511	0.0113	0.1057	0	1
傷病大分類15ダミー	1164511	0.0022	0.0464	0	1
傷病大分類16ダミー	1164511	0.0001	0.0100	0	1
傷病大分類17ダミー	1164511	0.0002	0.0124	0	1
傷病大分類18ダミー	1164511	0.0051	0.0712	0	1
傷病大分類19ダミー	1164511	0.0115	0.1067	0	1

出所：筆者作成

注：傷病大分類ダミー変数は分析には用いられるが推定結果表には含まれない。

表5 probit推定結果

	estimate	t-value	dy/dx	estimate	t-value	dy/dx	estimate	t-value	dy/dx
女性ダミー	0.2206	25.19	0.0417	0.2202	35.65	0.0428	0.2194	49.48	0.0424
30歳	0.0446	5.19	0.0084	0.0408	6.73	0.0079	0.0372	8.56	0.0072
40歳	-0.0412	-4.23	-0.0076	-0.0402	-5.87	-0.0076	-0.0356	-7.28	-0.0067
50歳	0.0076	0.8	0.0014	0.0219	3.28	0.0042	0.0419	8.78	0.0081
60歳	0.0713	4.64	0.0138	0.0799	7.35	0.0160	0.1109	13.88	0.0225
所得 (対数)	-0.0558	-5.75	-0.0104	-0.0412	-6.07	-0.0079	-0.0375	-7.73	-0.0071
世帯人員数	-0.0018	-0.44	-0.0003	0.0037	1.31	0.0007	0.0018	0.92	0.0004
被保険者ダミー	0.2059	16.94	0.0374	0.2181	25.75	0.0408	0.2006	33.04	0.0372
制度改定ダミー	0.0972	9.74	0.0181	0.0314	4.49	0.0060	0.0106	2.12	0.0020
被保険者*制度改定	0.0072	0.57	0.0013	-0.0246	-2.77	-0.0047	-0.0131	-2.07	-0.0025
B組合ダミー	0.0853	8.68	0.0165	0.0519	7.49	0.0102	0.0366	7.38	0.0071
C組合ダミー	0.1003	13.72	0.0192	0.0636	12.35	0.0124	0.0539	14.71	0.0104
定数項	-1.2606	-20.78		-1.2791	-30.11		-1.2843	-42.27	
obs	297451			587784			1164511		
Wald chi2(12)	1867.3			2533.95			4702.83		
Log likelihood	-102555.49			-208243.51			-409204.97		

表6 multinomial推定結果

	estimate	t-value	exp(b)			Coef.			z	exp(b)
			estimate	t-value	exp(b)	Coef.	z	exp(b)		
外来経由の入院										
女性ダミー	-0.5433	-5.34	0.5808	-0.6013	-8.56	0.5481	-0.6199	-12.68	0.5380	
30歳	-0.0637	-0.66	0.9383	-0.0282	-0.42	0.9722	-0.0083	-0.18	0.9917	
40歳	-0.1890	-1.59	0.8277	-0.1261	-1.55	0.8815	-0.1102	-1.96	0.8957	
50歳	0.1605	1.56	1.1741	0.0955	1.34	1.1002	0.0697	1.39	1.0722	
60歳	0.5624	4.46	1.7550	0.4927	5.57	1.6367	0.4865	7.63	1.6266	
所得 (対数)	-0.2584	-2.68	0.7723	-0.2474	-3.72	0.7808	-0.2198	-4.72	0.8027	
世帯人員数	-0.1149	-2.67	0.8915	-0.1412	-4.71	0.8684	-0.1501	-7.07	0.8606	
被保険者ダミー	-0.2181	-1.72	0.8040	-0.4036	-4.53	0.6679	-0.4548	-7.33	0.6346	
制度改定ダミー	0.1514	1.44	1.1634	0.1329	1.86	1.1422	0.0224	0.45	1.0227	
被保険者*制度改	-0.0933	-0.69	0.9109	-0.0050	-0.05	0.9950	0.0371	0.58	1.0378	
B組合ダミー	-0.0409	-0.39	0.9599	-0.0482	-0.66	0.9529	-0.1254	-2.4	0.8822	
C組合ダミー	-0.2541	-3.22	0.7756	-0.2280	-4.18	0.7962	-0.2456	-6.5	0.7822	
定数項	-2.3622	-3.9		-2.2259	-5.3		-2.2178	-7.54		
直接入院										
女性ダミー	-1.0148	-2.83	0.3625	-0.8298	-3.58	0.4361	-0.5736	-3.58	0.5635	
30歳	-0.0606	-0.18	0.9412	-0.0317	-0.14	0.9688	-0.0697	-0.47	0.9327	
40歳	0.3505	0.92	1.4197	0.1170	0.46	1.1241	-0.2117	-1.22	0.8092	
50歳	0.8793	2.67	2.4093	0.7580	3.69	2.1341	0.3191	2.22	1.3759	
60歳	0.9852	2.54	2.6784	0.9773	4.01	2.6572	0.8292	4.81	2.2915	
所得 (対数)	-0.2820	-0.93	0.7543	-0.5002	-2.76	0.6064	-0.3619	-2.61	0.6963	
世帯人員数	-0.1643	-1.34	0.8484	-0.1974	-2.35	0.8208	-0.1345	-2.23	0.8742	
被保険者ダミー	-0.4555	-1.12	0.6341	-0.7225	-2.58	0.4855	-0.5521	-2.76	0.5758	
制度改定ダミー	0.6697	2.06	1.9537	0.4031	2	1.4965	0.2361	1.65	1.2664	
被保険者*制度改	-1.0255	-2.47	0.3586	-0.3963	-1.49	0.6728	-0.2354	-1.26	0.7902	
B組合ダミー	0.1867	0.65	1.2053	-0.1950	-0.91	0.8229	-0.0051	-0.04	0.9949	
C組合ダミー	0.1026	0.47	1.1081	-0.1768	-1.13	0.8379	-0.2410	-2.14	0.7858	
定数項	-3.4771	-1.85		-1.9584	-1.73		-2.7199	-3.11		
obs	32902			67467			131944			
Wald chi2(60)	27266.75			47229.71			59790.77			
Log likelihood	-4835.28			-10159.5			-20788.6			

表7 probit推定結果

	estimate	t-value	dy/dx	estimate	t-value	dy/dx	estimate	t-value	dy/dx
女性ダミー	0.2279	20.05	0.0475	0.2349	29.3	0.0502	0.2342	41.03	0.0494
30歳	-0.0029	-0.25	-0.0006	0.0000	0	0.0000	0.0089	1.54	0.0017
40歳	-0.0746	-5.35	-0.0140	-0.0709	-7.21	-0.0137	-0.0555	-7.99	-0.0106
50歳	-0.0225	-1.63	-0.0043	-0.0061	-0.63	-0.0012	0.0225	3.28	0.0044
60歳	0.0679	3.59	0.0136	0.0798	5.97	0.0165	0.1263	12.85	0.0264
所得 (対数)	-0.0315	-2.37	-0.0061	-0.0096	-1.03	-0.0019	-0.0051	-0.76	-0.0010
世帯人員数	0.0216	3.71	0.0042	0.0305	7.45	0.0060	0.0273	9.36	0.0053
制度改定ダミー	0.1044	13.46	0.0202	0.0074	1.35	0.0015	-0.0024	-0.63	-0.0005
B組合ダミー	0.0146	1.1	0.0028	-0.0055	-0.6	-0.0011	-0.0260	-3.92	-0.0050
C組合ダミー	0.0873	9.36	0.0171	0.0543	8.26	0.0109	0.0444	9.53	0.0087
定数項	-1.1985	-15.26		-1.2594	-22.86		-1.2904	-32.85	
obs	180666			357458			716187		
Wald chi2(12)	1103.78			1526.25			2962.79		
Log likelihood	-64199.455			-129967.9			-257099.5		

表8 multinomial推定結果

	estimate	t-value	exp(b)	Coef.	z	exp(b)	Coef.	z	exp(b)
外来経由の入院									
女性タミ	-0.5259	-3.7	0.0000	-0.5412	-5.44	0.0000	-0.5365	-7.94	0.0000
30歳	-0.0276	-0.2	0.8420	0.0054	0.05	0.9560	-0.0284	-0.41	0.6790
40歳	0.0861	0.52	0.6030	0.1452	1.28	0.2010	0.0847	1.09	0.2770
50歳	0.3186	2.1	0.0360	0.3463	3.3	0.0010	0.2449	3.38	0.0010
60歳	0.6059	3.63	0.0000	0.6232	5.35	0.0000	0.5958	7.24	0.0000
所得 (対数)	-0.2246	-1.7	0.0890	-0.1758	-1.92	0.0550	-0.1137	-1.77	0.0770
世帯人員数	-0.1122	-1.82	0.0690	-0.1125	-2.62	0.0090	-0.1042	-3.47	0.0010
制度改定タミ	0.0573	0.67	0.5060	0.1163	1.94	0.0520	0.0646	1.57	0.1170
B組合タミ	0.0801	0.59	0.5550	0.0680	0.71	0.4780	0.0687	1.03	0.3040
C組合タミ	-0.2669	-2.51	0.0120	-0.2679	-3.57	0.0000	-0.3091	-5.98	0.0000
定数項	-3.0208	-3.84	0	-3.3502	-6.11	0	-3.5521	-9.28	0
直接入院									
女性タミ	-0.8018	-1.61	0.1080	-0.7810	-2.35	0.0190	-0.3890	-1.9	0.0570
30歳	-0.3542	-0.66	0.5110	-0.2167	-0.61	0.5420	-0.0356	-0.17	0.8630
40歳	0.9565	2.03	0.0420	0.7300	2.21	0.0270	0.2929	1.3	0.1920
50歳	1.3128	2.78	0.0050	1.3006	4.37	0.0000	0.7500	3.64	0.0000
60歳	1.3630	2.87	0.0040	1.3480	4	0.0000	1.1244	5	0.0000
所得 (対数)	-0.3653	-0.82	0.4100	-0.6259	-2.32	0.0200	-0.3292	-1.69	0.0900
世帯人員数	-0.3147	-1.72	0.0860	-0.3533	-2.67	0.0080	-0.1808	-1.98	0.0480
制度改定タミ	-0.3532	-1.34	0.1790	0.0085	0.05	0.9610	-0.0040	-0.03	0.9740
B組合タミ	0.1390	0.34	0.7330	-0.3039	-0.98	0.3270	-0.0810	-0.41	0.6830
C組合タミ	-0.0890	-0.26	0.7930	-0.2708	-1.18	0.2390	-0.3288	-2.16	0.0310
定数項	-3.2946	-1.29	0.196	-1.8636	-1.16	0.247	-3.6047	-3.11	0.002
obs	20905			42672			83828		
Wald chi2(60)	51717.88			77385.32			150022.1		
Log likelihood	-2858.33			-5871.16			-12240.7		

資料2 泉田 信行 (国立社会保障・人口問題研究所)

「入院医療サービス利用に関する分析」

入院医療サービス利用に関する分析

泉田信行

1 はじめに

医療費の増嵩にともない医療経済学が発展するという傾向があると言われている。日本もその例外ではなく、最近数多くの医療経済学の論文が発表されている。特に医療需要関数の実証的分析が盛んに行われている。それは個人の選択という観点から医療需要の実態を明らかにしたいという経済学一般の欲求だけではなく、現実の政策からの必要性もあると考えられる。

医療需要は入院と外来に大別できるが、経済系の研究者は様々な計量経済学的手法が用いた外来受診日数の分析に興味を集中してきた¹。これは入院医療サービス利用が患者の主体的な選択の結果であることに躊躇があるためと考えられる。しかしながら、昨今議論されているように、患者主権的な医療サービスシステムのあり方を考えるためには、入院医療サービスの利用についてこそ検討すべきであると言えよう。

入院医療サービスの利用についてはこれまで余り分析が行われていない。府川(1998)は高齢者の長期入院や死亡前の医療費の実態についてレセプトデータをパネル化することによって丁寧に検討している。府川(2003)は入院医療に投入される医療費についてフェーズ(診療の初期・中期・終期)に分類して分析を行っている。初期よりも中期の方が医療費が安いこと、死亡する場合の方が生存する場合よりも医療費が高いことなどを明らかにしている。泉田・中西・漆(1998)は異なる文脈ではあるものの、高齢者の入院医療費と外来医療費の代替の可能性について考慮に入れた分析を行っている。

本稿においてはどのように余り顧みられることのなかった入院医療サービス利用について影響を与える要因について、レセプトデータから入院エピソードを作成して検討する。診療の開始から終了までのレセプトデータからの情報を集約する際に入院医療と外来医療が連続して行われている場合には一連の診療として取

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。

り扱っている。これにより制度変更があった際に入院医療利用と外来医療利用の関係がどのように変化するかが扱えることとなる。

本稿では、制度の変更が入院期間に対して影響を与えているのか否か、について注目して分析を行う。平成15年4月以降、特定機能病院においてはDPCが導入され、急性期の入院医療費についても一定程度包括化が進んでいる²。しかしながら、多くの病院では未だに出来高払いであることや、例えば包括化が進んだとしても入院と外来の間に継続性がある場合には政策的介入が入院医療の利用パターンを変化させる可能性が残る。

分析の対象となる制度の変更は(a)平成9年9月の患者自己負担引き上げ、のみならず(b)平成9年、平成10年、平成12年の各4月に実施された入院に関する診療報酬改定である。(a)平成9年9月の患者自己負担引き上げはよく知られているように健康保険被保険者の患者自己負担を1割から2割に引き上げたものである。(b)の診療報酬改定はそれぞれ様々な診療報酬の改定を行っているが、ここでは特に入院期間に影響を与え得る改定について着目する。平成9年の改定においては、入院時医学管理料の体系化として、平均在院日数三十日を境に、急性期と慢性期の医療を主に担う体系に一般病棟を区分した。一律の逓減制となっている現行制度から、二種類の体系に転換した。平成10年の改定では長期入院の是正策として、(1)急性期と慢性期を区分する平均在院日数を30日から28日とした。(2)平均在院日数に着目した看護料届出要件の見直し、(3)継続的入院の適正評価、を行った。平成12年度の改定では入院環境料、看護料、入院時医学管理等を統合、簡素化し、基本的な入院医療の体制を総合的に評価する入院基本料を新設した。

入院は長期にわたるために、各患者一月分のレセプトデータでは上記のような制度改定の効果を分析することは難しい。それゆえ、これまでも試みられてきたデータのエピソード化を行った上で制度改革の効果の分析を行った。その結果、次の結果を得た。(1)平成9年診療報酬改定は入院日数や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。入院日数を低下させたものの、外来によって入院医療の一部分を代替した結果、外来日数が増大した可能性も考えられる。(3)平成12年診療報酬改定は入院日数および総日数に対して有意な影響を与えていないことが示された。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、幾つかの前提条件はあるものの、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とが示された。

本稿は以下において次のように構成される。次の節では分析の方法や使用するデータについて説明が与えられる。第三節においてはエピソード化されたデータに関して概要が示される。第四節においては回帰分析の結果が示される。最後の節では結語が与えられる。

²DPCについては桑原・松田・今中他(2003a,b)を参照。

2 医療利用に関する推定

2-1 分析方法について

これまでの検討では、診療報酬改定や自己負担率の改定によってエピソード当たりの受診日数の低下という現象は見られなかった。政策の効果以外にも医療費を変動させる要因はいくつも存在するため、他の要因を除去して政策の効果だけを取り出す必要がある。そこで、本節では受診日数を被説明変数とし、回帰分析において政策をダミー変数として導入することにより政策改定の効果を把握することとする。

受診日数を被説明変数とした医療需要関数の分析はこれまでも行われてきたが、本稿における分析はやや拡張的である。入院医療は外来医療と異なり一旦開始した場合には患者の自由意思による選択によって治療期間が終了させることは難しい。医師の治療方針の決定や傷病の重症度にも入院日数は依存するであろう。それゆえ、入院医療は外来医療よりも患者の裁量が働く範囲が狭いと考えられる。このため、これまでも行われてきたように、医療機関受診が患者の需要であるのか、医師の意思決定であるのかという議論が再燃する。一番自然な考え方は、入院治療の見通し（選択される技術、入院日数、医療費等）について医師が患者に説明した上で患者が入院するか否かについて意思決定を行うというものである。

もっとも救急の状態においては患者が自ら意思決定を行うことは考えられず、上の議論は妥当しない。それゆえ、より厳密には救急車によって搬送されたケース等の救急のケースか自分で選択して入院するケースを区別しなければならぬ。本稿で用いているデータでは残念ながらこの点の識別ができないため、一括して分析せざるを得ない。救急のケースを分離して分析することは将来の課題であろう。このような点をふまえた上で、分析は次の式を最小自乗法によって推定することによって行われる。

$$y_i = \sum_{k=1}^K \gamma_k^i z_k^i + \beta x_i + \epsilon_i \quad i = 1, \dots, n \quad (1)$$

ここで y_i は被説明変数である受診日数である。 z_k^i は K 個ある政策的介入の導入を表すダミー変数である。つまり、本稿の分析対象とする3回の入院関連の診療報酬改定と1回の自己負担引き上げが行われているか否か、に関する変数である。それぞれは政策が導入される前に0をとり、導入された後に1をとるダミー変数として定義される。この政策的介入の効果は係数 γ_k^i によって測定する。その他の受診日数に影響を与える変数を x_i とする。誤差項 ϵ_i は正規分布に従うものとする。

2-2 使用するデータ

この研究で用いる健康保険のレセプトデータは厚生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計量分析」(主任研究者：小椋正立法政大学経済学部教授)の研究班で使用に供されている健康保険組合のレセプトデータ及び加入マスターデータである³。両者は匿名化かつ連結可能な状態で提供されている。3つの健康保険組合分を利用している⁴。

利用可能なデータは平成8年度から平成14年度の7年間分であるが、分析対象とする期間は平成8年度から平成12年度までの5年間とする。この期間中の被保険者数及びエピソード数は表1に与えられている。エピソードの作成方法の詳細については山田(2002)や泉田(2004b)において解説されているので詳細についてはそちらを参照されたい。

表1はこのあたり

表1におけるエピソード数には外来のみ受診している場合のものも含まれている。本稿の分析対象は入院医療であるので、入院を含むエピソード(以下、入院エピソードと呼ぶ)について焦点を絞りたい。エピソードはその作成方法から観察開始時点において非常に多数が開始することが観察される。つまり、データが平成8年4月から観察可能であるため、エピソードに集計すると平成8年4月開始のものが最も多くなる。もっとも、これらのエピソードは中途から観察が開始されたものも含まれていると考えられる。そこで、本稿においては平成8年4月開始分のエピソードについては分析の対象とはしないこととする⁵。

また、上にも述べたように2001年4月以降2年間でエピソードが開始された分については分析の対象としなかった。これは分析対象とするエピソードの最大の長さを2年未満としたために、2001年4月以降開始分については新しい時期に開始されるエピソードほど途中で観察が打ち切られるエピソードの数が増大して分析結果に影響を与える可能性があるためである。

分析対象とするエピソードの最大の長さを2年未満としたのは、2年未満の期間のエピソードの全エピソードに対する割合は、入院・外来単独込みの場合において97.5%であり、入院エピソードのみの場合において79%となり入院エピソードの十分な割合を含んでいると判断されるためである。そこで、以下においては

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。

2年未満の期間の入院エピソードのみを分析対象とすることとする。また、分析対象を絞るために70歳以上の個人にかかるデータについては削除した。この入院エピソードの数を性・年齢階級別に示したものが表2である。

表2はこのあたり

2-3 使用する変数

分析に使用する変数の作成は次のとおり行った。被説明変数となる入院日数、及び総日数は、1エピソードごとの入院日数の和、及び入院日数と外来日数の和である。入院を伴うエピソードの場合、多くのケースにおいて外来受診も行われている。このため、外来医療を除いて入院エピソー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。

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。これは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ダミーから傷病大分類ダミーまでの18種類である。例えば、傷病大分類ダミーは患者が感染症及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、最も罹患患者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もあ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。

このように作成された変数の記述統計は次の表3で与えられる。

表3はこのあたり

3 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なるのがわかる。

図1はこのあたり

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のがわかる。

図2はこのあたり

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。

図3はこのあたり

図4はこのあたり

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。この点が次節の回帰分析結果によって明らかにされるべき点となる。

4 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。我々の興味の焦点である制度改定ダミーについては、平成9年改定ダミー変数、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。

表4はこのあたり

傷病大分類ダミー変数については傷病大分類、傷病大分類、及び傷病大分類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、精神及び行動の障害、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有意ではないものの、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

いた可能性の存在も指摘できよう。自己負担率改定ダミー変数はやはり正值で有意であり、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-0.244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。

5 考察

推定結果は次の表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年診療報酬改定は入院日数や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。入院日数を低下させたものの、外来によって入院医療の一部分を代替した結果、外来日数が増大した可能性も考えられる。(3)平成12年診療報酬改定は入院日数および総日数に対して有意な影響を与えていないことが示された。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、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。

表5はこのあたり

この結果はそれほど驚くには当たらないかも知れない。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⁶。

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。

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加入し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知れない。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知れない。

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。この点からも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。高額療養費制度が本稿で可能性が指摘された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⁷。

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

⁷そもそも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