

**Table 5**  
Estimation results with 2-year data.

Dependent variable	(1)		(2)	
	Number of outpatient visits		log (outpatient points/visit)	
	Random Effect NegBin		Random Effect Model	
	Coefficients	S.E.	Coefficients	S.E.
Head	0.0587	0.0349	0.2147 **	0.0249
Gender	-0.1922 **	0.0122	0.0624 **	0.0083
After	0.0167	0.0097	0.0254 **	0.0082
HeadAfter	-0.0191 *	0.0087	-0.1051 **	0.0074
Age0004	1.1602 **	0.0248	0.3800 **	0.0181
Age0509	0.8766 **	0.0237	0.1414 **	0.0170
Age1014	0.4587 **	0.0239	0.0343 *	0.0170
Age1519	0.1188 **	0.0236	0.0154	0.0170
Age2529	0.0925 **	0.0208	0.0531 **	0.0150
Age3034	0.1532 **	0.0219	0.0880 **	0.0157
Age3539	0.1997 **	0.0229	0.1239 **	0.0164
Age4044	0.2350 **	0.0230	0.2031 **	0.0165
Age4549	0.3430 **	0.0223	0.2605 **	0.0160
Age5054	0.5600 **	0.0230	0.3755 **	0.0167
Age5559	0.7768 **	0.0253	0.4771 **	0.0186
Age6064	1.1009 **	0.0330	0.6294 **	0.0259
Age6569	1.3732 **	0.0451	0.7643 **	0.0374
Earning*10 <sup>2</sup>	-0.0265	0.0159	-0.0074	0.0113
Qearning2*10 <sup>4</sup>	0.0058 **	0.0016	-0.0006	0.0011
Highcost			0.3001 **	0.0260
Fringe			0.7269 **	0.0081
Public			0.4966 **	0.0155
Constant	-0.1793 **	0.0213	6.1682 **	0.0156
Sigma_u			0.4400	
Sigma_e			0.6672	
Rho			0.3031	
Number of Obs.	288,952		148,093	
Number of groups	36,119		32,158	
R-squared			0.3296	
Log-likelihood	-495,962.87			

Notes: (1) Quarter1–Quarter8 and Disease1–Disease19 dummies are not shown in this table but are controlled. (2) Double asterisk (\*\*) represents 1 percent significant level, asterisk (\*) represents 5 percent significant level.

where  $y_i$  is the expenditure per visit for the  $i$ th observation, and  $X_{it}$  represents the covariates. The error term  $v_{it}$  is decomposed in the following manner:

$$v_{it} = \alpha_i + u_{it}, \quad (3)$$

where  $\alpha_i$  is the error specific to group  $i$  and  $u_{it}$  is the usual error (zero mean and homoskedastic).

### 5.3. Effects on the chronically ill

The Rand HIE examined how the response to cost sharing differs between the healthy and the sick (Newhouse, 1993). We are interested in investigating how the chronically ill respond to a rise in the coinsurance rate because of the uniqueness of the Japanese system. The health insurance system in Japan does not allow patients to refill prescriptions at a pharmacy; thus, patients need to visit a physician to obtain a prescription each time they need a drug even if it is one that they regularly use. For this reason, we choose those who have been diagnosed with metabolic or cardiovascular diseases<sup>15</sup> at any point in time, and analyze the behavior of this subgroup.

<sup>15</sup> In practice we choose those who are diagnosed with diseases 4 or 9, as stated in the International Classification of Diseases for the Use of Social Insurance, since these are the only diagnosis related variables available in our data.

**Table 6**  
Estimation results with 3-year data.

Dependent variable	(1)		(2)	
	Number of outpatient visits		log (outpatient points/visit)	
	Random Effect NegBin		Random Effect Model	
	Coefficients	S.E.	Coefficients	S.E.
Head	-0.0349	0.0279	0.0463 **	0.0136
Gender	-0.1657 **	0.0100	0.0496 **	0.0047
After	0.1558 **	0.0096	0.0392 **	0.0051
HeadAfter	0.0250 **	0.0090	-0.0533 **	0.0047
Age0004	1.0668 **	0.0196	-0.0605 **	0.0096
Age0509	0.8158 **	0.0186	-0.1238 **	0.0088
Age1014	0.4373 **	0.0187	-0.0919 **	0.0087
Age1519	0.1268 **	0.0182	-0.0301 **	0.0086
Age2529	0.0838 **	0.0160	0.0040	0.0075
Age3034	0.1228 **	0.0172	0.0008	0.0081
Age3539	0.1575 **	0.0180	0.0035	0.0084
Age4044	0.2032 **	0.0182	0.0097	0.0085
Age4549	0.3034 **	0.0177	0.0010	0.0083
Age5054	0.4904 **	0.0181	0.0284 **	0.0086
Age5559	0.6942 **	0.0198	0.0195 *	0.0096
Age6064	0.9595 **	0.0260	0.0027	0.0135
Age6569	1.2399 **	0.0347	-0.0071	0.0192
Earning*10 <sup>2</sup>	0.0004	0.0125	0.0316 **	0.0061
Qearning2*10 <sup>4</sup>	0.0035 **	0.0012	-0.0023 **	0.0006
Highcost			0.1836 **	0.0130
Fringe			0.2554 **	0.0041
Public			0.1847 **	0.0079
Inter	0.0841 **	0.0096	0.0134 **	0.0051
Head × inter	0.0145	0.0089	-0.0264 **	0.0046
Constant	-0.2261 **	0.0174	6.0618 **	0.0084
Sigma_u			0.2659	
Sigma_e			0.4227	
Rho			0.2835	
Number of Obs.	433,428		222,117	
Number of groups	36,119		33,731	
R-squared				
Log-likelihood	-742,489.66			

Notes: (1) Quarter1–Quarter12 and Disease1–Disease19 dummies are not shown in this table but are controlled. (2) Double asterisk (\*\*) represents 1 percent significant level, asterisk (\*) represents 5 percent significant level.

## 6. Results

The results of the analysis on the two-year data are presented in Table 5. The coefficients of *HeadAfter* in Eqs. (1) and (2) are both negative and statistically significant. These results indicate that the reform had a negative effect on the demand for physician services in both the first and the second parts of the demand function when we include transitory effects.

Table 6 presents the results of the analysis on the three-year data. When considering the coefficient of *HeadAfter* in Eq. (1), we obtain results that contradict those obtained from the two-year data. In three-year data, the coefficient of *HeadAfter* in Eq. (1) is positive and statistically significant at the 1 percent level. The coefficient of *HeadAfter* in Eq. (2) is negative and statistically significant, although its magnitude is smaller than that in the analysis on the two-year data. It can be stated that when transitory behavior is included, an individual curtails the number of physician visits because of the increase in the coinsurance rate; however, in steady-state, this change in the number of physician visits is not retained. Thus, within the 10–20 percent range of the coinsurance rate, the demand for physician visits is not elastic after all.

The above results suggest that the price elasticity of demand for physician visits is small, which, in turn, implies that the moral hazard existing in the number of physician visits among household heads is marginal. In contrast, expenditure per visit persistently decreased after the increase in the coinsurance rate. It may be assumed that

**Table 7**  
Estimation results with 2-year data (with chronic disease).

Dependent variable	(1)		(2)	
	Number of outpatient visits		log (outpatient points/visit)	
	Random Effect NegBin		Random Effect Model	
	Coefficients	S.E.	Coefficients	S.E.
Head	-0.0043	0.0587	0.1992 **	0.0542
Gender	-0.0633 *	0.0284	0.0505	0.0263
After	0.0521 **	0.0193	0.0096	0.0180
HeadAfter	-0.0075	0.0165	-0.0883 **	0.0155
Age0004	0.9297 **	0.0804	0.2472 **	0.0748
Age0509	0.6752 **	0.0713	0.0910	0.0640
Age1014	0.3467 **	0.0693	0.0599	0.0606
Age1519	0.1280	0.0669	0.0049	0.0572
Age2529	0.1266 *	0.0543	0.0862	0.0464
Age3034	0.2716 **	0.0560	0.1549 **	0.0485
Age3539	0.3609 **	0.0562	0.2103 **	0.0488
Age4044	0.5123 **	0.0548	0.3204 **	0.0477
Age4549	0.6300 **	0.0526	0.3855 **	0.0458
Age5054	0.8070 **	0.0525	0.4996 **	0.0458
Age5559	0.9795 **	0.0537	0.5653 **	0.0473
Age6064	1.1337 **	0.0581	0.6515 **	0.0531
Age6569	1.3604 **	0.0677	0.8401 **	0.0651
Earning*10 <sup>2</sup>	-0.0030	0.0262	-0.0318	0.0243
Qearming2*10 <sup>4</sup>	0.0006	0.0024	0.0026	0.0023
Highcost			0.1735 **	0.0421
Fringe			0.5855 **	0.0151
Public			0.4804 **	0.0383
Constant	0.1874 **	0.0530	6.3725 **	0.0463
Sigma_u			0.5613	
Sigma_e			0.6437	
Rho			0.4319	
Number of Obs.	43,216		32,135	
Number of groups	5,402		5,402	
R-squared			0.3199	
Log-likelihood	-102,132.8			

Notes: (1) Quarter1–Quarter8 and Disease1–Disease19 dummies are not shown in this table but are controlled. (2) Double asterisk (\*\*) represents 1 percent significant level, asterisk (\*) represents 5 percent significant level.

excessive treatment was provided to patients prior to the revision of the coinsurance rate, although we are unable to determine whether the physicians curtailed the excessive treatment or necessary treatment in response to the increase in the coinsurance rate.

Tables 7 and 8 present the results from the estimation with those with chronic disease in two-year data and three-year data, respectively. The coefficients of *HeadAfter* in Eq. (1) are not statistically significant both in the two-year data and the three-year data. This result demonstrates that those chronically ill do not change frequency of physician visits even immediately after the reform. However, the coefficients of *HeadAfter* in Eq. (2) are negative and statistically significant both in the two-year data and the three-year data. The magnitude of the reduction is larger in the two-year data.

Finally the arc elasticity (Phelps and Newhouse, 1972)<sup>16</sup> of the number of physician visits and medical expenditures per visit was computed. The overall elasticity is -0.055 in the two-year data, and it is 0.032 in the three-year data as Table 9 presents. The elasticities among the chronically ill are -0.028 and -0.0127 in the two-year data and in the three-year data, respectively. Although the elasticity for physician visit is zero among those chronically ill,

<sup>16</sup>  $\eta = ((Q_A - Q_B)/(Q_A + Q_B)/2) / ((P_A = P_B)/(P_A + P_B)/2)$ , where  $Q$  represents the outcomes such as the number of visits and medical expenditures (in point),  $P$  is the coinsurance rate, and  $A$  and  $B$  indicate "After" and "Before", respectively.  $Q_A - Q_B$  is the marginal effect in the count data. In the original equation, the negative sign on the right-hand side of the above equation is added; however, we employ this version in order to reflect our intuitive sense (i.e., negative elasticity indicates a decreasing demand when the price increases).

**Table 8**  
Estimation results with 3-year data (with chronic disease).

Dependent variable	(1)		(2)	
	Number of outpatient visits		log (outpatient points/visit)	
	Random Effect NegBin		Random Effect Model	
	Coefficients	S.E.	Coefficients	S.E.
Head	-0.0302	0.0448	0.0952 **	0.0280
Gender	-0.0472 *	0.0215	0.0803 **	0.0135
After	0.1656 **	0.0185	0.0542 **	0.0111
HeadAfter	0.0042	0.0161	-0.0611 **	0.0097
Age0004	0.8375 **	0.0559	-0.1348 **	0.0349
Age0509	0.6191 **	0.0502	-0.1729 **	0.0300
Age1014	0.2625 **	0.0482	-0.0791 **	0.0280
Age1519	0.0064	0.0461	-0.0428	0.0261
Age2529	0.1062 **	0.0371	-0.0527 *	0.0206
Age3034	0.1777 **	0.0390	-0.0353	0.0222
Age3539	0.2719 **	0.0394	-0.0236	0.0227
Age4044	0.4026 **	0.0387	-0.0203	0.0224
Age4549	0.5455 **	0.0372	-0.0136	0.0216
Age5054	0.6966 **	0.0371	0.0212	0.0216
Age5559	0.8432 **	0.0381	-0.0070	0.0224
Age6064	1.0118 **	0.0421	-0.0120	0.0257
Age6569	1.2802 **	0.0488	-0.0203	0.0314
Earning*10 <sup>2</sup>	-0.0133	0.0197	0.0017	0.0122
Qearming2*10 <sup>4</sup>	0.0028	0.0018	0.0009	0.0011
Highcost			0.1625 **	0.0209
Fringe			0.2697 **	0.0077
Public			0.2232 **	0.0189
Inter	0.1220 **	0.0188	0.0203	0.0111
Head × inter	0.0216	0.0162	-0.0229 *	0.0096
Constant	0.0027	0.0382	6.1214 *	0.0223
Sigma_u			0.3359	
Sigma_e			0.4395	
Rho			0.3688	
Number of Obs.	81,540		57,487	
Number of groups	6,795		6,793	
R-squared			0.1278	
Log-likelihood	-185,271.51			

Notes: (1) Quarter1–Quarter12 and Disease1–Disease19 dummies are not shown in this table but are controlled. (2) Double asterisk (\*\*) represents 1 percent significant level, asterisk (\*) represents 5 percent significant level.

**Table 9**  
Price elasticities of health care.

		Number of visits	Points/visit	Overall
Whole sample	2-year data	-0.0302	-0.0244	-0.0546
	3-year data	0.0402	-0.0085	0.0317
With chronic disease	2-year data	0	-0.0279	-0.0279
	3-year data	0	-0.0127	-0.0127

the elasticity for intensity of treatment is consistently negative and its magnitude is bigger than that obtained from the whole sample.

## 7. Conclusion

In this paper, we examined the effects of cost sharing on the demand for physician services in Japan by using a natural experiment, namely, the increase in the coinsurance rate for household heads in 1997. Our primary finding is that the effects of the reform on the frequency of physician visits were negative and statistically significant, and that the effects of the reform on expenditures per visit were also negative. Based on these results, the arc elasticity of demand for physician services is -0.055.<sup>17</sup> This figure is similar to the one obtained in our previous analysis (Kan

<sup>17</sup> Table 9 summarizes the arc elasticity for each part of the demand.

and Suzuki, 2006) even after controlling for additional reimbursements and the opportunity costs of household heads.

In the Rand HIE, the arc elasticity of demand in the 0–25 percent range of coinsurance rate is  $-0.14$  to  $-0.20$  (Newhouse, 1993). Thus, our results indicate that in Japan, the price elasticity of demand for physician services in this range of coinsurance rate is distinctly smaller than that in the U.S.

We conclude that Japanese patients are not very price sensitive within the 10–20 percent range of coinsurance rate. Immediately after the reform, the patients marginally curtailed the number of physician visits; however, this effect was not sustained in the six months following the increase in the coinsurance rate. Further, thus far, we have not observed any moral hazard in physician visits within the 10–20 percent range of coinsurance rate.

The question that remains is if physician visits do not entail moral hazards, then why do Japanese people visit physicians so frequently in comparison with other countries? The answer may lie in the health care delivery systems. For example, one possibility is that patients need to consult a physician every time a prescription drug is bought. For this reason, patients – particularly those with chronic illnesses – consistently need to visit a physician regardless of cost sharing. That is why the price elasticity of number of visits among those with chronic disease is constantly zero. Another possibility is that a coinsurance rate of 20 percent is not high enough to prevent patients from excess visits. In order to investigate this possibility, future research should further evaluate

the existence of moral hazards by analyzing the impact of future increases in the coinsurance rate.

Another important finding in our study is that the expenditure per visit decreased after the reform and that result retained even after the transitory period. This result suggests the existence of a possible moral hazard in the treatment intensity although the decision-making process on treatment intensity needs to be examined more carefully. If moral hazards do in fact exist, then setting standard treatment procedure may be a better policy option to control the quantity of care than simply raising the coinsurance rate.

### Acknowledgments

The authors are grateful to the Health Insurance Bureau, the Ministry of Health, Labour and Welfare for permitting us to use their micro data. We would like to thank Charles Y. Horioka, Nobuyuki Izumida, Colin R. McKenzie, Shizuka Sekita and the members of Horioka's graduate seminar, and anonymous reviewers for their valuable comments on earlier versions of this paper. Kan is grateful to the Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology of the Japanese Government for Grant-in-Aid for Scientific Research number 19330062, which supported this research.

### Appendix A

Tables A1, A2, A3, A4 and A5.

**Table A1**  
Age structure of population and samples.

	Population under 70 *	Health Insurance Societies under 70 (1/500 random draw)*	Our sample	Yoshida and Takagi (2002)**	
0 ≤ Age ≤ 4	0.052	0.060	0.057	0 ≤ Age ≤ 10	0.119
5 ≤ Age ≤ 9	0.055	0.062	0.072		
10 ≤ Age ≤ 14	0.064	0.072	0.083	11 ≤ Age ≤ 20	0.223
15 ≤ Age ≤ 19	0.070	0.077	0.074		
20 ≤ Age ≤ 24	0.085	0.096	0.066	21 ≤ Age ≤ 30	0.129
25 ≤ Age ≤ 29	0.084	0.100	0.100		
30 ≤ Age ≤ 34	0.074	0.090	0.101	31 ≤ Age ≤ 40	0.118
35 ≤ Age ≤ 39	0.069	0.078	0.089		
40 ≤ Age ≤ 44	0.072	0.079	0.096	41 ≤ Age ≤ 50	0.253
45 ≤ Age ≤ 49	0.096	0.100	0.118		
50 ≤ Age ≤ 54	0.078	0.080	0.083	51 ≤ Age ≤ 55	0.107
55 ≤ Age ≤ 59	0.074	0.064	0.043	56 ≤ Age ≤ 60	0.043
60 ≤ Age ≤ 64	0.068	0.028	0.013		
65 ≤ Age ≤ 69	0.059	0.013	0.004		

Sources: asterisk (\*) indicates these numbers come from 1997 edition of the Survey Report on the Actual Conditions of the Insured by Health Insurance Society; double asterisk (\*\*) indicates these numbers are calculated from Table 2(e) of Yoshida and Takagi (2002).

**Table A2**  
Comparison of characteristics of samples.

	Health Insurance Societies *	Our sample	Yoshida and Takagi (2002)**
Ratio of heads	0.4815	0.5074	0.401
Male		0.5322	0.529
Male among heads	0.7259	0.7404	
Average monthly income	365,261	442,390	559,000

Sources: Asterisk (\*) indicates these numbers come from 1997 edition of the Annual Business Report of Health Insurance Societies; double asterisk (\*\*) indicates these numbers are calculated from Table 2(e) of Yoshida and Takagi (2002).

**Table A3**  
Comparison of summary statistics of before and after.

	Health Insurance Societies *		Our sample		Yoshida and Takagi (2002)**		
	Before (Yr 1997)	After (Yr 1998)	Before	After	Before	After	
Number of visit	Heads	8.827	8.578	8.916	8.649	9.0	8.7
	Dependents	10.090	10.343	10.505	10.137	9.4	8.8

Sources: asterisk (\*) indicates these numbers come from 1997 edition of the Annual Business Report of Health Insurance Societies; double asterisk (\*\*) indicates these numbers are drawn from Table 2(d) of Yoshida and Takagi (2002).

**Table A4**  
Estimation results of Hurdle Negbin Model.

variable	No visit		Number of visit if any	
	Probit		Truncated negative binomial	
	Coefficients	S.E.	Coefficients	S.E.
Constant	-0.6859 **	0.0679	2.9726 **	0.0709
Head	-0.0052	0.0225	-0.5800 **	0.0322
Gender (male)	0.1986 **	0.0167	0.0263	0.0156
Ex post co-payment rate			-3.1655 **	0.1403
Base income	0.0001	0.0000	-0.0004 **	0.0000
Age (0–10)	0.0727	0.0666	-0.3931 **	0.0581
Age (11–20)	0.7663 **	0.0661	-1.0012 **	0.0575
Age (21–30)	0.8375 **	0.0652	-1.0280 **	0.0561
Age (31–40)	0.7395 **	0.0648	-0.8594 **	0.0552
Age (41–50)	0.6827 **	0.0647	-0.6511 **	0.0545
Age (51–55)	0.4248 **	0.0676	-0.3363 **	0.0571
Age (56–60)	0.2741 **	0.0755	-0.1325 *	0.0642
After	-0.1294	0.0926	-0.2230 *	0.0967
Head*After	0.0058	0.0318	0.2817 **	0.0403
Male*After	-0.0317	0.0236	0.0135	0.0223
Ex post co-payment rate*After			1.0556 **	0.1857
Base income*After	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
Age (0–10)*After	0.1029	0.0910	-0.1222	0.0786
Age (11–20)*After	0.0861	0.0901	-0.0767	0.0777
Age (21–30)*After	0.1050	0.0886	-0.1078	0.0757
Age (31–40)*After	0.0837	0.0880	-0.0618	0.0744
Age (41–50)*After	0.0495	0.0878	-0.0357	0.0733
Age (51–55)*After	0.0712	0.0921	-0.0940	0.0771
Age (56–60)*After	0.1236	0.1013	-0.1579	0.0855
Number of Obs.	72,238		57,271	
Log-likelihood	-48,298.838		-184,103.61	

Notes: (1) Disease1–Disease19 dummies and cross terms of After and Disease1–Disease19 are not shown in this table but are controlled. (2) Double asterisk (\*\*) represents 1 percent significant level, and asterisk (\*) represents 5 percent significant level.

**Table A5**  
Estimation results of GLM and OLS.

Dependent variable	Outpatient points/visit		log (outpatient points/visit)	
	GLM		OLS	
	Coefficients	S.E.	Coefficients	S.E.
Head	0.0799 **	0.0174	0.2337 **	0.0180
Gender	0.0696 **	0.0055	0.0694 **	0.0057
After	0.0245 *	0.0095	0.0480 **	0.0098
HeadAfter	-0.0562 **	0.0085	-0.1193 **	0.0087
Age0004	-0.0752 **	0.0133	0.4029 **	0.0138
Age0509	-0.1523 **	0.0129	0.1363 **	0.0133
Age1014	-0.0805 **	0.0130	0.0244	0.0134
Age1519	0.0411 **	0.0136	0.0231	0.0140
Age2529	0.0028	0.0122	0.0416 **	0.0126
Age3034	-0.0014	0.0122	0.0903 **	0.0126
Age3539	0.0009	0.0126	0.1143 **	0.0130
Age4044	0.0091	0.0126	0.1929 **	0.0130
Age4549	0.0313 *	0.0122	0.2528 **	0.0126
Age5054	0.0357 **	0.0127	0.3603 **	0.0131
Age5559	0.0202	0.0139	0.4654 **	0.0143
Age6064	0.0137	0.0187	0.5952 **	0.0192
Age6569	0.0221	0.0261	0.6773 **	0.0270
Earning*10 <sup>2</sup>	0.0002914 **	0.000077	-0.0000351	0.0000799
Qearning2*10 <sup>4</sup>	-2.06E-07 **	7.58E-08	-1.12E-07	7.89E-08
Highcost	0.3169	0.0282	0.3955 **	0.0292
Fringe	0.3762	0.0084	0.8085 **	0.0087
Public	0.5728	0.0123	0.6422 **	0.0127
Constant	6.2415	0.0131	6.1449 **	0.0135
Number of Obs.	148,093		148,093	
AIC	2,163,427		366,172.8	
BIC	2,136,892		366,638.3	
Log-likelihood	-1,081,666.434			

Notes: (1) Quarter1–Quarter8 and Disease1–Disease19 dummies are not shown in this table but are controlled. (2) Double asterisk (\*\*) represents 1 percent significant level, and asterisk (\*) represents 5 percent significant level.

## References

- Bhattacharya, J., Vogt, W.B., Yoshikawa, A., Nakahara, T., 1996. The utilization of outpatient medical services in Japan. *Journal of Human Resources* 31, 450–476.
- Cameron, A.C., Trivedi, P.K., Miline, F., Piggott, J., 1988. A microeconomic model of the demand for health care and health insurance in Australia. *Review of Economic Studies* 55, 85–106.
- Campbell, J.C., Ikegami, N., 1998. *The Art of Balance in Health Policy: Maintaining Japan's Low-cost Egalitarian System*. Cambridge University Press, New York.
- Cheng, S.H., Chiang, T.L., 1997. The effect of universal health insurance on health care utilization in Taiwan: results from a natural experiment. *Journal of the American Medical Association* 278, 89–93.
- Chiappori, P., Durand, F., Geoffard, P., 1998. Moral hazard and the demand for physician services: first lessons from a French natural experiment. *European Economic Review* 42, 499–511.
- Duan, N., Manning, W.G., Moris, C.N., Newhouse, J.P., 1983. A comparison of alternative models for the demand for medical care. *Journal of Business and Economic Statistics* 1, 115–126.
- Freiberg, L., Scutchfield, F.D., 1976. Insurance and the demand for hospital care: an examination of moral hazard. *Inquiry* 13, 54–60.
- Hausman, J., Hall, B.H., Griliches, Z., 1984. Econometric models for count data with an application to the patents-R&D relationship. *Econometrica* 52, 909–938.
- Ii, M., Okusa, Y., 2002a. Should the coinsurance rate be increased in the case of the common cold? An analysis based on an original survey. *Journal of Japanese and International Economics* 16, 353–371.
- Ii, M., Okusa, Y., 2002b. Price sensitivity of the demand for medical services for minor ailments: econometric estimates using information on illnesses and symptoms. *Japanese Economic Review* 53, 154–166.
- Kan, M., Suzuki, W., 2006. The demand for medical care in Japan: initial findings from a Japanese natural experiment. *Applied Economics Letters* 13, 273–277.
- Manning, W.G., Mullahy, J., 2001. Estimating log models: to transform or not to transform? *Journal of Health Economics* 20, 461–494.
- Manning, W.G., Newhouse, J.P., Duan, N., et al., 1987. Health insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment. *American Economic Review* 77, 251–277.
- Newhouse, J.P., 1993. *The Insurance Experiment Group Free for All? Lessons from the Health Insurance Experiment*. Harvard University Press, Cambridge.
- O.E.C.D., 2004. *OECD Health Data*. OECD, Paris.
- Phelps, C.E., Newhouse, J.P., 1972. *The Effects of Coinsurance on Demand for Physician Services*. RAND Publication R-976-OEO. Rand Corporation, Santa Monica.
- Pohlmeier, W., Ulrich, V., 1995. An econometric model of the two-part decision-making process in the demand for health care. *Journal of Human Resources* 30, 339–361.
- Rosett, R.N., Huang, L., 1973. The effect of health insurance on the demand for medical care. *Journal of Political Economy* 81, 281–305.
- Statistics Bureau, 1997. *Employment Status Survey*. Statistics Bureau, Management and Coordination Agency, Government of Japan, Tokyo.
- Winkelmann, R., 2000. *Econometric Analysis of Count Data*, third ed. Springer Verlag, Berlin.
- Winkelmann, R., 2004. Co-payments for prescription drugs and the demand for doctor visits—evidence from a natural experiment. *Health Economics* 13, 1081–1089.
- Yoshida, A., Ito, S., 2000. The effects of the medical insurance system on the outpatients' demand for medical care (Kenkohokenseido no kaisei ga jushin-kodo ni ataeta aikyo). *Japanese Journal of Health Economics and Policy (Iryo Keizai Kenkyu)* 7, 101–120 (in Japanese).
- Yoshida, A., Takagi, S., 2002. Effect of the reform of the social medical insurance system in Japan. *Japanese Economic Review* 53, 444–465.
- Yoshikawa, A., Bhattacharya, J., Vogt, W.B., 1996. Overview of Japan's health care system. In: Yoshikawa, A., Bhattacharya, J., Vogt, W.B. (Eds.), *Health Economics of Japan*. University of Tokyo Press, Tokyo.
- Zweifel, P., Manning, W.G., 2000. Moral hazard and consumer incentives in health care. In: Culyer, A.J., Newhouse, J.P. (Eds.), *Handbook of Health Economics*. Elsevier, Amsterdam, pp. 409–459.

国民健康保険における被保険者の最小効率規模

湯田 道生

『医療経済研究』, Vol. 21, 305-325 頁

# 国民健康保険における被保険者の 最小効率規模

湯田 道生\*

## 抄 録

国民健康保険制度が抱える様々な構造的な問題を解決するために、国保保険者の都道府県への再編・統合は、現在の医療保険制度改革における重要な政策課題の一つになっているが、この改革案は実態を理由として提案されたものであって、科学的な根拠によるものではない。加えて、近年、いわゆる「平成の大合併」により、市区町村国保保険者は、ある程度（強制的に）統合されたため、新たに再編や統合を行う必要はない保険者も存在するかもしれない。そうした背景を踏まえ、本稿では、国保における一人当たり運営費が最小になる最小効率規模（MES）を推計した。この分析は、これまで実態ベースでしか議論されてこなかった国保の統合・再編問題に対して、統計的なエビデンスを提供するものと位置づけられる。

実証分析の結果、国保の一人当たり運営費には規模の経済性の存在が確認された。このことは、保険者の統合を行うことによって、この費用を削減できうることを示している。また、推定結果から計算されるMESと、2005年度末時点の被保険者数を、保険者ごとに比較した結果、平成の大合併がほとんど終了した後でも、約65%の保険者の被保険者規模はMES以下のままであった。具体的には、市区では約9割、町村では約6割の保険者において、被保険者数はMESを下回っていた。さらに、MESと2005年度末時点の二次医療圏、及び都道府県の被保険者総数とを比較した結果、それがMESに満たない保険者は、前者では全市区町村保険者の約4%、後者では皆無であった。

キーワード：国民健康保険、最小効率規模、国保保険者の再編・統合

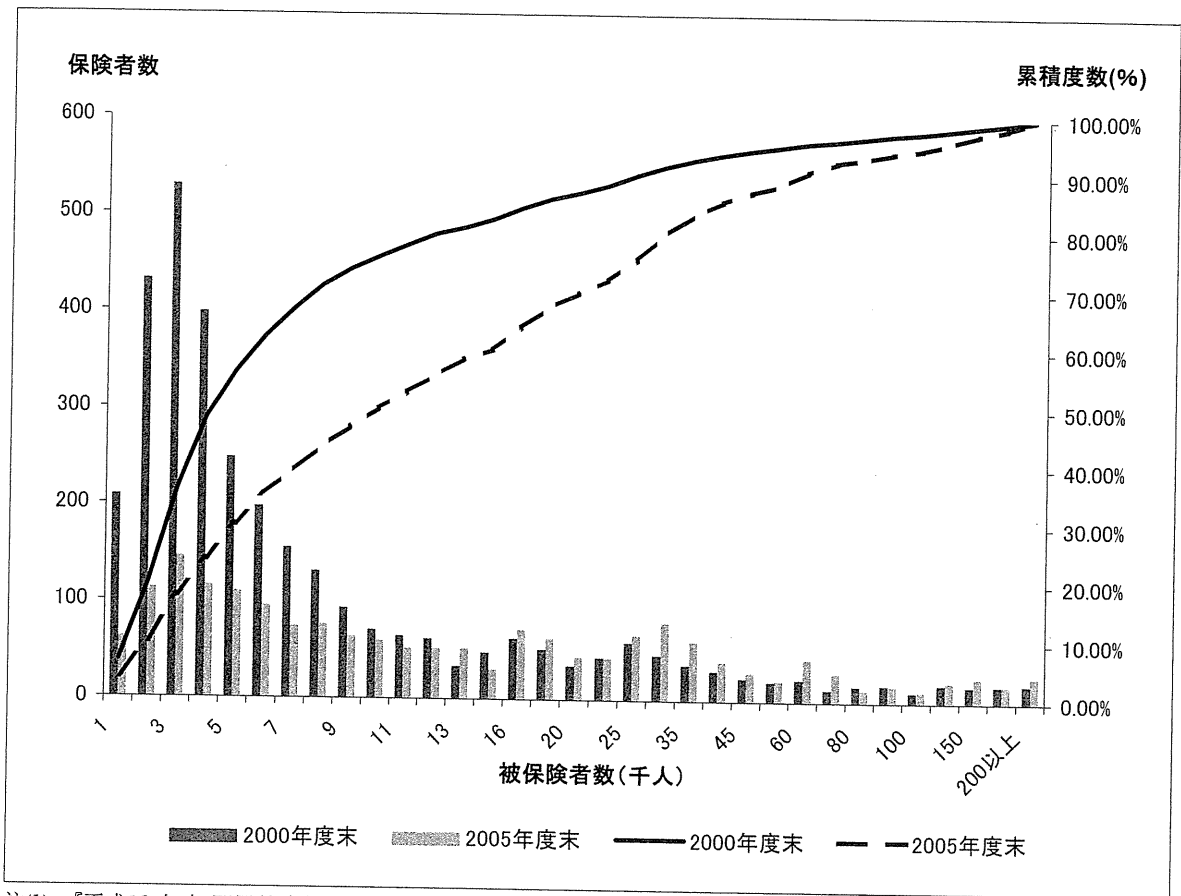
## 1. 序論

国民健康保険（国保）制度は、農林水産業や自営業者、および高齢者のための制度として発足した公的医療保険制度であるが、近年では、加入者の高齢化、低所得者の増加、小規模保険者の増加、保険料収納率の低下、医療費と保険料の地域格差等といった構造的な問題を抱えている。厚生労働省保険局国民健康保険課（2006）<sup>1)</sup>によれば、そうした要因等によって、2003年度には72.8%の保険者が赤字を計上しており、その財政状況は、極めて深刻な状況にあるといえる。このよ

うな国保財政の危機的な状況は、すでに90年代から、経済学系の学会において予測・指摘されており、様々な提言が行われてきた（小椋・入船、1990<sup>2)</sup>；林、1995<sup>3)</sup>；岩本他、1997<sup>4)</sup>；山田、1998<sup>5)</sup>；田近・油井、1999<sup>6)</sup>；鈴木、2001<sup>7)</sup>；岸田、2002<sup>8)</sup>；泉田、2003a<sup>9)</sup>、b<sup>10)</sup>；西川、2006<sup>11)</sup>；Yoshida and Kawamura、2008<sup>12)</sup>）。しかしながら、その問題の重要性に比べて、国保制度全般に関する経済学的な研究は、まだ十分なほど蓄積されているとは言い難い。

本稿では、こうした国保制度に関する経済学的な研究の一環として、上述のような国保が抱える構造的な問題のうち、特に保険者規模の問題に焦点をあてている。国保制度は、原則として、市区町村といった比較的小規模な単位で運営されてお

\* 中京大学経済学部講師



注(1)：『平成12年度 国民健康保険事業年報』、及び『平成17年度 国民健康保険事業年報』より、筆者作成。

図1 国保保険者の被保険者数

り、図1が示すように、2000年度末時点では、被保険者数（老健給付対象者を含む）が3000人未満の小規模保険者は全体の36.1%を占めている。こうした小規模保険者においては、保険者機能が十分に発揮できないといった問題や、経済環境の悪化や高額医療費の発生等の様々なショックに対するリスク分散機能が不十分であるため、事業運営が不安定になるという問題が指摘されている。このような構造的な課題を克服するために、保険者を都道府県レベルに再編・統合をするという議論が、現在の医療保険制度改革における重要な政策課題の一つになっている。

しかしながら、この改革案は、「医療サービス

は、概ね都道府県内で提供されている実態を反映している」ことや、「各都道府県において、医療計画が策定されている」といった実態を理由として提案されたものであり（例えば、厚生労働省、2007<sup>13)</sup>）、必ずしも科学的な根拠を有しているわけではない。特に近年、いわゆる「平成の大合併」により、市区町村国保は、ある程度（強制的に）統合された。具体的には、図1が示すように、平成の大合併がほとんど終了している2005年度末においては、先に見た小規模保険者の割合は17.5%までに減少している。このことを踏まえると、合併後の規模によっては、統合を必要としない保険者も存在するかもしれないし、都道府県レ



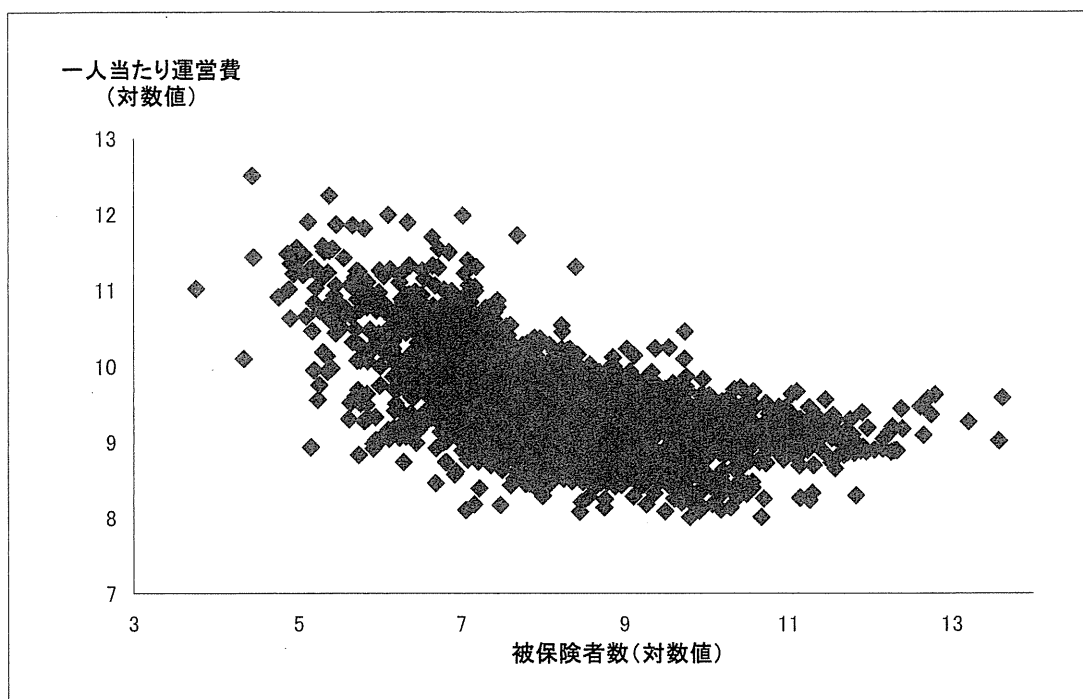
ベルに統合しなくとも、例えば二次医療圏のようなやや広域なレベルでの統合で十分な保険者も存在するかもしれない。また、人口構成や財政力、および医療資源が異なる市区と町村、大都市と地方都市等では、統合や再編の必要性は異なるかもしれない。一方で、再編や統合によって、新たに別な問題が発生する可能性もある。例えば、都道府県内においても、医療資源等の地域格差は存在するため、保険者の規模が過大になりすぎると、地域内（都道府県内の各市区町村）のニーズにあった保健・医療政策が実施できなくなる保険者が現れるかもしれない。また、現行制度の保険料（税）の算定方式を踏まえれば、高齢者が多い市区町村と統合した場合、統合前に比べて保険料を増額する保険者も現れるかもしれない。

以上のような背景を踏まえて、本稿では、国保運営費の平均費用が最小になる被保険者の規模、つまり最小効率規模（Minimum Efficient Scale、MES）を推計している。この分析は、これまで実態ベースでしか議論されてこなかった国保の統合・再編問題に対して、統計的なエビデンスを提供するものと位置づけることができよう。なお、本稿における「国保運営費」とは、国保特会の支出項目の中で、保険者がコントロール可能であると思われる「総務費」、「審査支払手数料」、「共同事業拠出金」、「保険事業費」、「直診勘定繰出金」の合計額である。

このような研究課題に関する先行研究には、保険者の規模と事務費（総務費）の関係を分析している山田（1998）、岸田（2002）、及び泉田（2003a）があり、いずれの研究でも国保の事務費には規模の経済が働くことを確認している。つまり、市区町村国保を再編・統合することによって、一人当たり事務費が逡減するため、その財政効果が存在することを確認している<sup>注1</sup>。しかしながら、保険者がコントロールできる費用は、こうした総務

費の他にも、上述した審査支払手数料や保険事業費、直診勘定繰出金等の費用も存在する。したがって、保険者の再編・統合による財政効果を検証するためには、総務費だけではなく、保険者がコントロールできる運営費用全体に焦点を当てるべきであると考えられる。

加えて、上記の先行研究は、いくつかの分析上の問題を抱えている。第一の問題は、費用関数の推定に必要な不可欠である要素価格や生産物の変数が欠如しているという問題である。つまり、いくつかの研究で推定されている推定式には、経済学的な意味付けを持たないものがあり、そうした定式化をもとにした分析結果に、経済学的な解釈をあてはめることは非常に危険であると考えられる。第二の問題は、人件費の定義である。これらの研究では、費用関数の推定に必要な要素価格である人件費の代理変数に、公務員の一人当たり給与を用いている。しかしながら、後に述べるように、この変数は人件費の適切な代理変数であるとは言えない可能性があるため、これが要素価格として適切であるかどうかについては、慎重に判断する必要がある<sup>注2</sup>。第三の問題は、例えば越境受診等の都道府県内の観察されない要因がコントロールされていない点である。上記の先行研究では、推定式に都道府県ダミーが含まれているため、都道府県間の異質性はコントロールされているが、都道府県内の観察されない要因については考慮されていない。例えば医療法では、一般的な医療が完結するように二次医療圏が設定されているため、観察不可能な要因も含む二次医療圏内の保険者間の諸要因は相関する可能性が高く、それによって推定値にバイアスが発生しているかもしれない。もし、推定結果にバイアスが発生していれば、そこから得られる結論や政策的含意の信頼性に疑問が生じることになるため、こうしたバイアスを可能な限り除去して分析を行うことは、非



注(1):『平成12年度 国民健康保険事業年報』より、筆者作成。

図2 一人当たり運営費と被保険者数の散布図

常に重要であると考えられる。第四の問題は、被保険者数が、単独で説明変数に採用されていることである。この問題に関する詳細な議論は3.1節で行うが、被保険者の規模の議論を行う際には、市区町村属性との関係が極めて重要であり、これを無視すると、誤った解釈を行ってしまう可能性が非常に高い。

本稿の構成は以下の通りである。次節では、本稿の実証分析に用いるデータの説明と、分析方法、及び基本的な計量モデルについて解説する。3節では、基本的なモデルでの分析の問題点を指摘し、それを解決するための拡張モデルの提示と、その分析結果を示す。4節では、まず、「平成の大合併」による保険者の統合の効果を簡単に検証し、その後、統合の規模を二次医療圏、及び都道府県とした場合についても簡単に検証している。5節では、本稿の結論をまとめる。

## 2. データと分析方法

### 2.1 データと分析方法

本稿の分析で用いる主なデータは、厚生労働省の『平成12年度 国民健康保険事業年報』に記載されている保険者別データである。この統計は、厚生労働省が、全国の国保保険者の事業運営実績を把握して、制度の改善や予算の編成、及び国庫補助金の交付等、制度の健全な運営のため広く活用するための基礎資料を得ることを目的としているものである。

実際に、被保険者<sup>注3</sup>一人当たりの運営費と、被保険者数の散布図を見てみると、図2のように、右下がりの関係が観察される。つまり、国保の運営費には、規模の経済性が存在していることが予想されるため、国保保険者の統合や再編を行うことによって、一人当たりの運営費用は削減できる可能性がある。

分析方法は、まず、計量分析に用いるシンプルな費用関数を定義する。次に、上述のデータ等を用いて、その費用関数を推定し、それから得られるパラメーターを用いて、各保険者の2000年度末時点のMESを推計する。その後、推計されたMESと、平成の大合併がほとんど終了している2005年度末時点の各市区町村国保の被保険者数とを比較して、平成の大合併による被保険者規模の拡大効果を検証する<sup>注4</sup>。

ただし、上述のように、市区と町村では、人口構成や財政力、及び医療資源が異なるため、それぞれのMESは異なることが予想される。実際に、サンプルを市区と町村を分けたうえで散布図(図3-1、図3-2)を見てみると、その形状がサンプルで異なっていたり、それぞれの規模の範囲も異なっていることが確認できる。このことは、保険者の統合による財政効果は、都市規模によって異なる可能性があることを示唆している。そこで本稿では、サンプルを市区と町村に分割してうえでも分析を試みている。

なお、林(2002)<sup>15)</sup>が詳細に検討しているように、MESは「平均費用が最小になる規模」であり、それは、必ずしも「最適性(Optimality)」を意味するものではない点には注意が必要である。具体的には、非常に特殊なケースを除いて、MESと最適規模がイコールになることはなく、これを混同すると、本稿の結果をミスリードしてしまうので、この点には細心の注意が必要である。

## 2.2 基本モデル

本稿で推定する具体的な費用関数は、以下の対数線形モデルである。

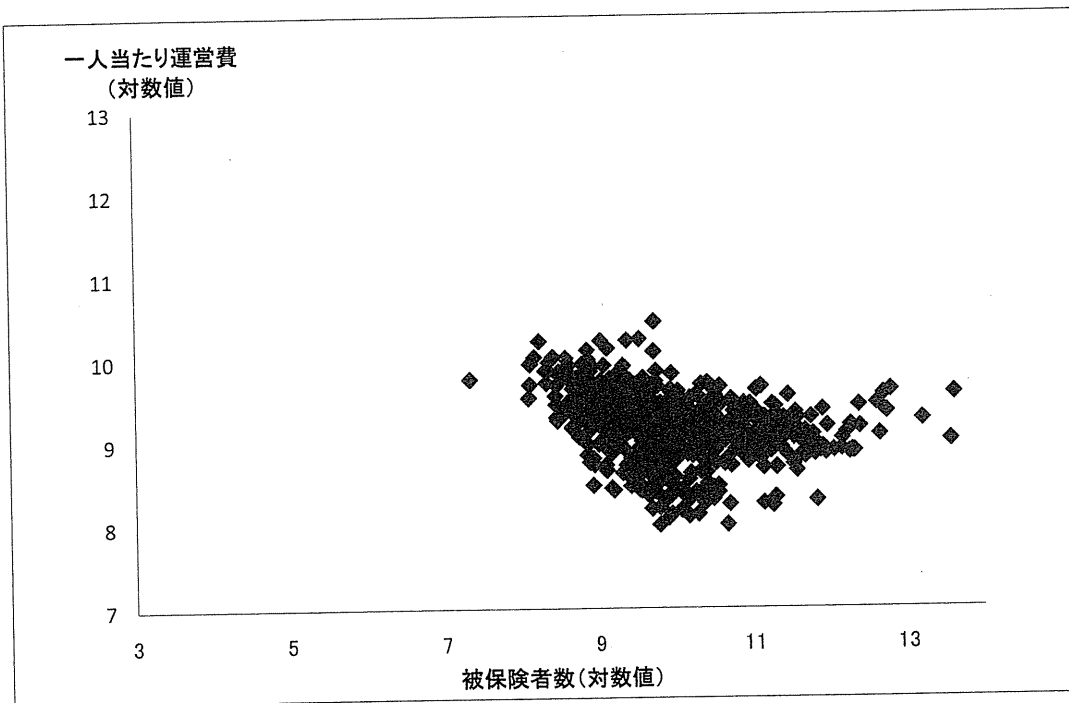
$$\ln c_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_i + \alpha_2 \ln w_i^j + \alpha_3 \ln z_{1,i} + \alpha_4 \ln z_{2,i} \\ + \alpha_5 \ln n_i + \alpha_6 (\ln n_i)^2 + \sum_j \beta_j x_{ij}$$

$$+ \sum_k \gamma_k local_{ik} + u_i \quad (1)$$

ただし、 $j = A, B, C, D$ 。

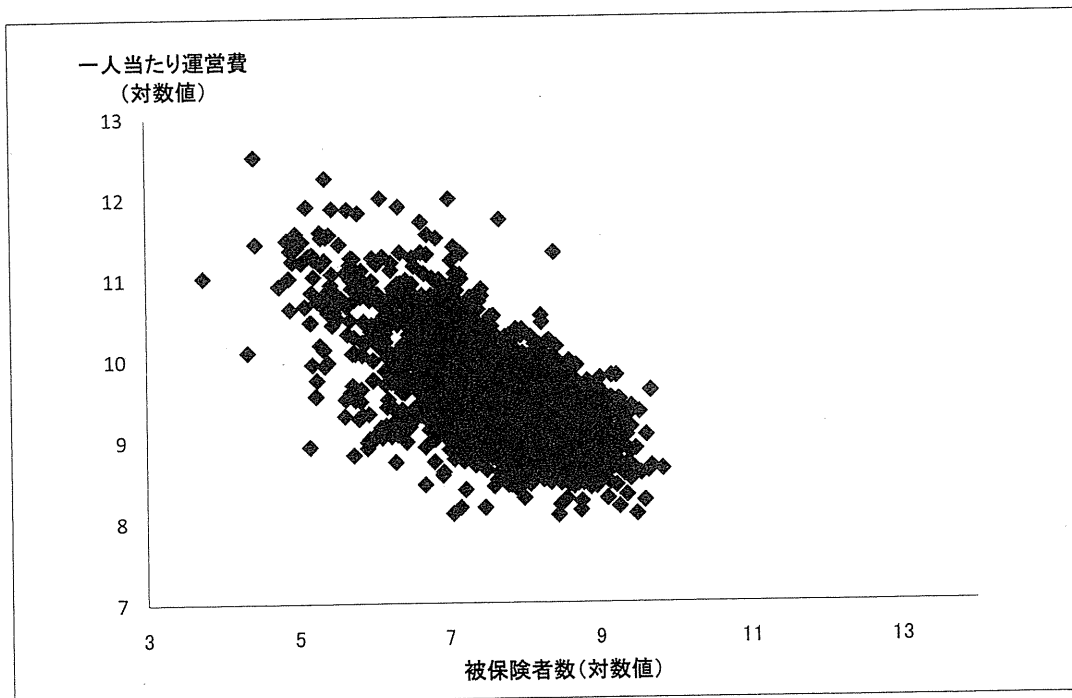
ただし、 $c_i$ は保険者*i*の被保険者一人当たり運営費、 $y_i$ は医療保険の直接生産物である。医療保険には、加入者管理(保険料の徴収・賦課、及び高額療養費の支給等)、リスク分散機能(保険給付の提供等)、及び保健事業の実施等といった多面的なアウトプットが存在する。このうち、加入者管理やリスク分散機能は、被保険者に「安心」という事前の便益(期待効用)を与えるが、保険事業の実施は、被保険者の疾病の予防や健康増進に寄与するものである。このような異なる複数の機能を一つの変数( $y$ )に集約することは、概念的にも理論的にも無理があると思われる。そこで本稿では、医療保険が被保険者の健康増進に寄与しているという点<sup>注5</sup>に注目して、この代理変数に各市区町村の平均余命<sup>注6</sup>を用いている<sup>注7</sup>。

$w_i^j$ は要素価格であり、その代理変数として、保険者*i*の国保担当職員一人当たりの人件費を用いる。先行研究では、公務員の一人当たり給与が人件費の代理変数として用いられているが、国保担当職員の人件費の主な計上方法は、(1)専任・兼任職員の給与は、全て国保特会(総務費)から支出、(2)専任職員の給与は国保特会(総務費)から支出されるが、兼任職員の給与は市町村の一般会計から支出、(3)全て、市町村の一般会計から支出、という3つに大別できる。こうした現状を踏まえると、公務員の一人当たり給与を人件費の適切な代理変数とすることには、少なからず問題があるといえる。なお、多くの保険者では、総務費に含まれるこれらの人件費を、市町村からの繰入金(「職員給与費等」)によって賄っているため、本稿では、「職員給与費等」の金額を事務職員数で除したものを人件費の主な代理変数として



注(1):『平成12年度 国民健康保険事業年報』より、筆者作成。

図3-1 一人当たり運営費と被保険者数の散布図(市区)



注(1):『平成12年度 国民健康保険事業年報』より、筆者作成。

図3-2 一人当たり運営費と被保険者数の散布図(町村)

採用する<sup>注8</sup>。しかしながら、どの方式を実際に選択するのは、それぞれの保険者の裁量に委ねられており、データ上、これらを全て正確に識別することは不可能である。そこで本稿では、人件費を4種類定義して、それぞれを用いて計量分析を行うこととした。つまり、要素価格  $w$  の添字  $j$  ( $=A, B, C, D$ ) は、人件費の定義を識別するものであり、これらの具体的な定義は、表1に示す通りである。しかしながら、こうした定義にしたがってもなお、分析上の問題が存在する点には注意が必要である。具体的には、被説明変数の運営費には、ある自治体では全職員の人件費を含むが、他の自治体では専門職員の人件費のみが含まれ、また更に別の自治体では人件費が含まれていない。したがって、上述のように、人件費の計算方法を替えて推定を繰り返しても、必ず人件費の計算方法に対応していない運営費を有する自治体が存在してしまう。しかしながら、上述の通り、各保険者の人件費の採用方法を、データから、全て正確に識別することは不可能であるため、本稿では、便宜的にこのような人件費を採用している。

$z_{1,i}$  と  $z_{2,i}$  は各市町村の10万人当たり医師数と10万人当たり一般病床数といった医療資源であり、これらは健康投資の代理変数である<sup>注9</sup>。また、 $n_i$  は保険者  $i$  の被保険者数である。もし、 $\alpha_5$  が負、 $\alpha_6$  が正に有意に推定されれば、国保の一人当たり運営費には規模の経済性が働くと判断できることから、国保の再編や統合を行うことによって、一人当たり運営費は削減できるといえる。また、 $x_i$  は保険者特性を示す変数で、老健加入率、退職被保険者割合、介護保険第2号被保険者割合といった人口構成を示す変数群と、非課税・免除者割合が含まれる。このうち、老健加入率と退職被保険者割合、介護保険第2号被保険者割合、および非課税・免除者割合は、それぞれの被保険者の人

数を老健対象者も含む被保険者総数で除したものである<sup>注10</sup>。また、*local* は地域要因の代理変数として、二次医療圏ダミーを採用している。なお、ダミー変数以外の説明変数は、全て対数変換したものをを用いる。なお  $u$  は誤差項であり、これを最小二乗法 (OLS) で推定する。

なお、保険者  $i$  のMESは、平均費用を最小にする被保険者数であるため、 $\partial c_i / \partial n_i = 0$  を  $n$  について解いた以下の (2) 式のように計算される。

$$MES_{B,i}^j = \exp\left(-\frac{\alpha_5}{2\alpha_6}\right) \quad (2)$$

ただし、 $j = A, B, C, D$ 。

また、推定に用いる変数の詳細な定義とその出典は表1、記述統計量は表2に示す通りである。

## 2.3 基本モデルの推定結果

(1) 式の費用関数の推定結果と、(2) 式に基づくMESの推計結果は、表3-1～3-3に示す通りである。また、ダミー変数以外の説明変数は、全て対数化しているため、それらの推定値は、弾力値を示している。なお、LR test (Chow test) は、全市区町村サンプルの推定値と他の2サンプルの推定値が異ならないという帰無仮説を検定したものである。その結果、帰無仮説は1%有意水準で棄却されているため、以下では市区・町村の各サンプルの結果について議論していく。

推定結果を見ると、サンプルの違いにかかわらず、多くの共通した傾向が見受けられる。例えば、被保険者数は一次項が負で有意、二次項は正で有意であるため、被保険者規模は、国保運営費のU字型の関数であることが確認できる。また、人件費、老健加入率、及び一般病床数のほとんどが正で有意に推定されている。一方で、退職者割合は負に有意であった。その他には、市区サン

表1 データ

変数名	定義	出典
一人当たり運営費	国保運営費÷被保険者数。 ただし「運営費」は、総務費、審査支払手数料、共同事業拠出金、保険事業費、直診勘定繰出金の合計額。	[1]
平均余命	男女の平均値。ただし、広域保険者は、それを構成する市町村の平均値を利用。	[2]
職員一人当たり人件費A	「職員給与等」金額÷専任職員数。	[1]
職員一人当たり人件費B	「職員給与等」金額÷(専任職員数+兼任職員数)。	[1]
職員一人当たり人件費C	「職員給与等」金額÷専任職員数。	[1], [3]
職員一人当たり人件費D	ただし、「職員給与等」金額がゼロの保険者は、公務員一人当たり人件費で代替。 「職員給与等」金額÷(専任職員数+兼任職員数)。 ただし、「職員給与等」金額がゼロの保険者は、公務員一人当たり人件費で代替。	[1], [3]
被保険者数	一般被保険者数+退職被保険者数	[1]
老健加入率	老健給付対象者数÷(被保険者数+老健給付対象者数)。	[1]
退職被保険者割合	退職被保険者数÷被保険者数。	[1]
介護保険第2号被保険者割合	介護保険第2号被保険者数÷被保険者数。	[1]
非課税・免除者割合	(非課税対象者数+免除者数)÷被保険者数。	[1]
10万人当たり医師数	各市町村の10万人当たり医師数。ただし、広域保険者は、それを構成する市町村の合計値を利用。	[4]
10万人当たり一般病床数	ただし、ゼロの市町村は、「0.1」に置き換えている。 各市町村の10万人当たり一般病床数。ただし、広域保険者は、それを構成する市町村の合計値を利用。 ただし、ゼロの市町村は、「0.1」に置き換えている。	[5]

注(1)各変数の出典は、以下の通りである。  
 [1]『平成12年度 国民健康保険事業年報』,厚生労働省。  
 [2]『平成12年 市区町村別生命表』,厚生労働省。  
 [3]『平成12年度 市町村別決算状況調』,総務省。  
 [4]『平成12年 医師・歯科医師・薬剤師調査』,厚生労働省。  
 [5]『平成12年 医療施設調査』,厚生労働省。

表2 記述統計量

サンプル 変数名	市区町村		市区		町村	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
一人当たり運営費	16856.360	15025.670	18426.220	16473.480	11125.890	4190.368
平均余命	81.065	0.745	81.048	0.755	81.129	0.703
職員一人当たり人件費A	9169544	7355542	8367221	7358809	11200000	6948650
職員一人当たり人件費B	6322971	4503026	5459562	4274008	8932448	4161045
職員一人当たり人件費C	7214040	7526267	6197526	7315854	10500000	7267898
職員一人当たり人件費D	5112715	4750578	4226354	4397208	8348198	4588918
被保険者数	9930.359	32812.700	2835.823	2268.555	35827.530	64329.140
老健加入率	0.314	0.078	0.325	0.079	0.277	0.064
退職被保険者割合	0.114	0.043	0.110	0.044	0.130	0.034
介護保険第2号被保険者割合	0.308	0.035	0.306	0.037	0.315	0.023
非課税・免除者割合	0.016	0.030	0.018	0.032	0.008	0.015
10万人当たり医師数	124.398	172.224	103.113	157.461	202.096	199.470
10万人当たり一般病床数	920.679	1147.317	808.236	1213.508	1331.129	729.607
観測値数	3125		2453		672	

注(1)金額の単位は全て「円」。  
 注(2)観測値数は、人件費Dを含むサンプルのものである。その他のサンプルの観測値数は、以下の通りである。  
 人件費A(市区町村, 市区, 町村) = (2207, 624, 1583)。  
 人件費B(市区町村, 市区, 町村) = (2526, 628, 1898)。  
 人件費C(市区町村, 市区, 町村) = (2806, 668, 2138)。

表3-1 基本モデルの推定結果 (市区町村サンプル)

人件費定義 変数名	A		B		C		D	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
平均余命	-3.5094 ***	1.2576	-3.7323 ***	1.2215	-4.3330 ***	1.2435	-4.5612 ***	1.2013
職員一人当たり人件費	0.1533 ***	0.0068	0.1603 ***	0.0064	0.0703 ***	0.0030	0.0756 ***	0.0030
被保険者数	-1.3151 ***	0.0709	-1.1327 ***	0.0657	-1.2501 ***	0.0651	-1.1415 ***	0.0621
被保険者数(2票)	0.0600 ***	0.0039	0.0510 ***	0.0037	0.0572 ***	0.0037	0.0521 ***	0.0036
老健加入率	0.3088 ***	0.0717	0.4456 ***	0.0678	0.4114 ***	0.0676	0.4807 ***	0.0641
退職被保険者割合	-0.0789 ***	0.0249	-0.0771 ***	0.0236	-0.0654 ***	0.0241	-0.0628 ***	0.0229
介護保険第2号被保険者割合	-0.3548 ***	0.1303	-0.4093 ***	0.1191	-0.1479	0.1173	-0.2490 **	0.1090
非課税・免除者割合	0.0089	0.0063	0.0055	0.0060	0.0022	0.0060	0.0034	0.0057
10万人当たり医師数	0.0064	0.0121	-0.0052	0.0112	0.0217 *	0.0117	0.0123	0.0109
10万人当たり一般病床数	0.0121 ***	0.0040	0.0124 ***	0.0037	0.0072 *	0.0039	0.0081 **	0.0037
町ダミー	0.0216	0.0287	0.0124	0.0260	0.0194	0.0269	0.0127	0.0249
市ダミー	0.1886 ***	0.0425	0.1497 ***	0.0407	0.1810 ***	0.0421	0.1516 ***	0.0406
定数項	28.9402 ***	5.5278	29.1352 ***	5.3709	33.8558 ***	5.4665	34.2768 ***	5.2827
観測値数	2207		2526		2806		3125	
Adjusted R-squared	0.7196		0.7147		0.6619		0.6651	
F test (H <sub>0</sub> : all coefficients = 0)	F(12,1841) = 174.05***		F(12,2158) = 203.56***		F(12,2438) = 190.25***		F(12,2757) = 216.67***	
F test (H <sub>0</sub> : local effects = 0)	F(353,1841) = 2.721***		F(355,2158) = 2.716***		F(355,2438) = 2.957***		F(355,2757) = 3.100***	
LR test (Chow test, H <sub>0</sub> : fullsample)	χ <sup>2</sup> (9) = 741.79***		χ <sup>2</sup> (9) = 771.11***		χ <sup>2</sup> (9) = 824.17***		χ <sup>2</sup> (9) = 841.32***	
MES	57262.320		66822.440		55856.230		57426.410	

注(1)説明変数には、これらの他に、二次医療圏ダミー変数群が含まれる。  
 注(2)ダミー変数を除く説明変数は、全て対数変換している。  
 注(3)\*\*\*は1%有意水準、\*\*は5%有意水準、\*は10%有意水準で、それぞれ有意であることを示す。  
 注(4)人件費の定義は、表1を参照のこと。

表3-2 基本モデルの推定結果（市区サンプル）

変数名	A		B		C		D	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
平均余命	-5.8860 ***	2.0954	-5.7204 ***	2.0824	-4.3864 **	2.1525	-4.2516 **	2.1445
職員一人当たり人件費	0.1886 ***	0.0164	0.1998 ***	0.0171	0.0815 ***	0.0062	0.0845 ***	0.0065
被保険者数	-0.8363 ***	0.2353	-0.7477 ***	0.2248	-0.8235 ***	0.2443	-0.7192 ***	0.2348
被保険者数(2乗)	0.0352 ***	0.0112	0.0304 ***	0.0107	0.0351 ***	0.0117	0.0299 ***	0.0112
老健加入率	0.6645 ***	0.1342	0.6990 ***	0.1336	0.7192 ***	0.1354	0.7399 ***	0.1350
退職被保険者割合	-0.2508 ***	0.0643	-0.2926 ***	0.0633	-0.2616 ***	0.0679	-0.2880 ***	0.0670
介護保険第2号被保険者割合	0.6503 **	0.3046	0.6333 **	0.3035	0.7273 **	0.3189	0.7107 **	0.3183
非課税・免除者割合	-0.0042	0.0137	-0.0023	0.0136	0.0055	0.0135	0.0061	0.0135
10万人当たり医師数	-0.0242	0.0345	-0.0203	0.0343	-0.0117	0.0362	-0.0096	0.0361
10万人当たり一般病床数	0.0664 **	0.0309	0.0578 *	0.0307	0.0552 *	0.0326	0.0508	0.0324
定数項	37.6705 ***	9.0504	36.3919 ***	8.9638	32.8847 ***	9.2437	31.7186 ***	9.1858
観測値数	624		628		668		672	
Adjusted R-squared	0.7470		0.7482		0.7390		0.7394	
F test ( $H_0$ : all coefficients = 0)	F(10,309) = 28.45***		F(10,311) = 28.49***		F(10,342) = 30.08***		F(10,344) = 29.94***	
F test ( $H_0$ : local effects = 0)	F(304,309) = 2.275***		F(306,311) = 2.223***		F(315,342) = 2.327***		F(317,344) = 2.278***	
MES	143886.500		216233.300		123416.500		165120.800	

注(1) 表3-1を参照のこと。

表3-3 基本モデルの推定結果（町村サンプル）

変数名	A		B		C		D	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
平均余命	-1.4684	1.5739	-2.2293	1.4994	-3.0942 **	1.5208	-3.5934 **	1.4427
職員一人当たり人件費	0.1466 ***	0.0083	0.1530 ***	0.0076	0.0684 ***	0.0035	0.0745 ***	0.0036
被保険者数	-1.9908 ***	0.1638	-1.5679 ***	0.1418	-1.6980 ***	0.1340	-1.5111 ***	0.1235
被保険者数(2乗)	0.1065 ***	0.0108	0.0815 ***	0.0095	0.0889 ***	0.0090	0.0786 ***	0.0084
老健加入率	0.3447 ***	0.0928	0.4894 ***	0.0849	0.4721 ***	0.0836	0.5493 ***	0.0777
退職被保険者割合	-0.0705 **	0.0294	-0.0646 **	0.0274	-0.0592 **	0.0281	-0.0546 **	0.0262
介護保険第2号被保険者割合	-0.3302 **	0.1590	-0.3945 ***	0.1408	-0.1229	0.1357	-0.2216 *	0.1239
非課税・免除者割合	0.0043	0.0077	0.0018	0.0070	-0.0029	0.0070	-0.0004	0.0065
10万人当たり医師数	0.0043	0.0143	-0.0070	0.0129	0.0194	0.0134	0.0105	0.0123
10万人当たり一般病床数	0.0087 *	0.0045	0.0092 **	0.0042	0.0048	0.0044	0.0055	0.0040
定数項	22.6162 ***	6.9649	24.2824 ***	6.6345	30.1173 ***	6.7229	31.4467 ***	6.3758
観測値数	1583		1898		2138		2453	
Adjusted R-squared	0.7093		0.6992		0.6448		0.6467	
F test ( $H_0$ : all coefficients = 0)	F(10,1261) = 133.08***		F(10,1570) = 163.89***		F(10,1802) = 161.61***		F(10,2116) = 188.77***	
F test ( $H_0$ : local effects = 0)	F(311,1261) = 2.522***		F(317,1570) = 2.527***		F(325,1802) = 2.751***		F(326,2116) = 2.901***	
MES	11499.240		15061.180		14002.350		15005.280	

注(1) 表3-1を参照のこと。

ルにおいて、平均余命が負で有意、介護保険2号被保険者割合が正で有意に推定され、町村サンプルでは、平均余命と介護保険2号被保険者割合の一部が負で有意であった。

また、これらの推定結果から推計されたMESは、市区サンプルでは123416.5～216233.3人、町村サンプルでは11499.24～15061.18人であった。

### 3. 拡張モデルでの分析

#### 3.1 基本モデルの問題点と拡張モデルの定式化

前節で計算したMESは、(2)式からも明らかに分かるように、人口に関するパラメーターのみ

に依存するものである。つまり、他の説明変数を追加すれば、推定値は異なる可能性はあるが、推計されるMESは、他の変数に依存することなく、サンプル内で同じ人数になる。このことは、他の要因がどのような水準にあっても、MESはサンプル内で変化しないことを意味している。しかしながら、元々の被保険者の規模が異なれば、当然、各保険者のMESは異なることが予想される。また、保険者の人口構成や地域の保健医療政策、及び医療資源等の違いによっても、各保険者のMESは異なることが予想される。そこで本節では、前節の計量モデルを拡張した計量モデルを推定する<sup>注11</sup>。

具体的には、(1)式の費用関数を以下のように



表4-1 拡張モデルの推定結果 (市区町村サンプル)

人件費定義 変数名	A		B		C		D	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
平均余命	-3.5002 ***	1.2626	-3.6984 ***	1.2294	-4.2773 ***	1.2482	-4.5125 ***	1.2076
職員一人当たり人件費	0.1532 ***	0.0068	0.1601 ***	0.0064	0.0702 ***	0.0030	0.0756 ***	0.0030
被保険者数	-1.4388 ***	0.0685	-1.2801 ***	0.0642	-1.3401 ***	0.0622	-1.2590 ***	0.0599
被保険者数(2乗)	0.0644 ***	0.0038	0.0571 ***	0.0036	0.0615 ***	0.0036	0.0578 ***	0.0035
町ダミー	0.0317	0.0285	0.0264	0.0258	0.0309	0.0267	0.0268	0.0247
市ダミー	0.2054 ***	0.0423	0.1724 ***	0.0407	0.1987 ***	0.0419	0.1737 ***	0.0405
定数項	29.5673 ***	5.5454	29.6497 ***	5.4039	33.9429 ***	5.4854	34.4965 ***	5.3094
(被保険者数との交差項)								
老健加入率	0.0332 ***	0.0083	0.0474 ***	0.0080	0.0434 ***	0.0082	0.0512 ***	0.0079
退職被保険者割合	-0.0098 ***	0.0031	-0.0102 ***	0.0030	-0.0084 ***	0.0031	-0.0084 ***	0.0030
介護保険第2号被保険者割合	-0.0418 **	0.0170	-0.0527 ***	0.0159	-0.0218	0.0163	-0.0348 **	0.0153
非課税・免除者割合	0.0009	0.0008	0.0005	0.0008	0.0003	0.0008	0.0004	0.0007
10万人当たり医師数	0.0006	0.0015	-0.0007	0.0015	0.0023	0.0015	0.0012	0.0014
10万人当たり一般病床数	0.0018 ***	0.0005	0.0017 ***	0.0005	0.0012 **	0.0005	0.0013 **	0.0005
観測値数	2207		2526		2806		3125	
Adjusted R-squared	0.7182		0.7122		0.6602		0.6626	
F test (H <sub>0</sub> : all coefficients = 0)	F(12,1841) = 172.50***		F(12,2158) = 200.28***		F(12,2438) = 188.31***		F(12,2757) = 213.33***	
F test (H <sub>0</sub> : local effects = 0)	F(353,1841) = 2.694***		F(355,2158) = 2.665***		F(355,2438) = 2.929***		F(355,2757) = 3.057***	
LR test (Chow test, H <sub>0</sub> : fullsample)	χ <sup>2</sup> (9) = 748.26***		χ <sup>2</sup> (9) = 780.68***		χ <sup>2</sup> (9) = 830.88***		χ <sup>2</sup> (9) = 851.44***	
MES (Mean)	52132.980		53800.750		67730.120		51132.360	
(S.E.)	4556.312		7337.712		5781.247		6809.644	
(Max.)	67841.460		83202.110		92827.130		81564.880	
(Min.)	36657.960		32084.720		52778.090		32355.000	

注(1) 説明変数には、これらの他に、二次医療圏ダミー変数群が含まれる。  
 注(2) ダミー変数を除く説明変数は、全て対数変換している。  
 注(3) \*\*\*は1%有意水準、\*\*は5%有意水準、\*は10%有意水準で、それぞれ有意であることを示す。  
 注(4) 人件費の定義は、表1を参照のこと。

拡張する。

$$\ln c_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_i + \alpha_2 \ln w_i^j + \alpha_5 \ln n_i + (\alpha_3 \ln z_{1,i} + \alpha_4 \ln z_{2,i} + \alpha_6 \ln n_i + \sum_j \beta_j x_{ij}) \times \ln n_i + \sum_k \gamma_k local_{ik} + u_i \quad (3)$$

(1) 式と (3) 式の違いは、被保険者の規模と地域属性の交差項を説明変数として採用している点である。

また、このモデルにおける保険者*i*のMESは、以下のように導出することができる。

$$MES_{E,i}^j = \exp \left( - \frac{\alpha_5 + \alpha_3 \ln z_{1,i} + \alpha_4 \ln z_{2,i} + \sum_j \beta_j x_{ij}}{2\alpha_6} \right) \quad (4)$$

ただし、*j* = A,B,C,D。

(4) 式から明らかのように、保険者*i*のMESには、各市区町村の属性が反映されているため、これは保険者ごとに異なる数値が推計される。

### 3.2 拡張モデルの推定結果

(3) 式の費用関数の推定結果と、(4) 式に基づくMESの推計結果<sup>注12</sup>は、表4-1~4-3に示す通りである。基本モデルでの推定と同様に、LR test (Chow test) によって帰無仮説は1%有意水準で棄却されている。したがって、ここでも市区・町村の各サンプルの結果について議論していく。

推定結果は、説明変数に交差項が含まれているので、基本モデルとの単純な比較はできないが、被保険者数は一次項が負で有意、二次項は正で有意であるため、基本モデルの推定結果と同様に、被保険者規模は国保運営費のU字型の関数であることが確認できる。また、表4の下段には、推計されたMESの記述統計量を示している。具体的には、市区サンプルのMESの平均(標準偏差)



表4-2 拡張モデルの推定結果 (市区サンプル)

人件費定義 変数名	A		B		C		D	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
平均余命	-6.0008 ***	2.0988	-5.7810 ***	2.0871	-4.4950 **	2.1547	-4.3306 **	2.1471
職員一人当たり人件費	0.1882 ***	0.0164	0.1993 ***	0.0171	0.0817 ***	0.0062	0.0848 ***	0.0065
被保険者数	-0.8511 ***	0.2374	-0.7584 ***	0.2273	-0.8266 ***	0.2454	-0.7207 ***	0.2364
被保険者数(2乗)	0.0391 ***	0.0110	0.0341 ***	0.0105	0.0393 ***	0.0114	0.0340 ***	0.0109
定数項	37.8501 ***	9.1564	36.3229 ***	9.0787	32.8583 ***	9.3411	31.5728 ***	9.2878
(被保険者数との交差項)								
老健加入率	0.0652 ***	0.0132	0.0686 ***	0.0132	0.0702 ***	0.0134	0.0723 ***	0.0133
退職被保険者割合	-0.0250 ***	0.0067	-0.0293 ***	0.0066	-0.0265 ***	0.0071	-0.0291 ***	0.0070
介護保険第2号被保険者割合	0.0591 *	0.0312	0.0586 *	0.0312	0.0659 **	0.0326	0.0653 **	0.0326
非課税・免除者割合	-0.0002	0.0013	0.0000	0.0013	0.0008	0.0013	0.0009	0.0013
10万人当たり医師数	-0.0029	0.0035	-0.0027	0.0035	-0.0015	0.0037	-0.0014	0.0036
10万人当たり一般病床数	0.0074 **	0.0032	0.0066 **	0.0032	0.0061 *	0.0034	0.0057 ***	0.0034
観測値数	624		628		668		672	
Adjusted R-squared	0.7477		0.7483		0.7399		0.7401	
F test (H <sub>0</sub> : all coefficients = 0)	F(10,309) = 28.60***		F(10,311) = 28.53***		F(10,342) = 30.31***		F(10,344) = 30.12***	
F test (H <sub>0</sub> : local effects = 0)	F(304,309) = 2.280***		F(306,311) = 2.231***		F(315,342) = 2.344***		F(317,344) = 2.295***	
MES (Mean)	103338.700		53095.010		92713.230		114832.1	
(S.E.)	19534.220		13654.740		18221.050		27007.080	
(Max)	173784.100		106049.700		160502.100		215303.700	
(Min)	56804.280		26893.280		51363.640		56469.740	

注(1) 表 4-1 を参照のこと。

表4-3 拡張モデルの推定結果 (町村サンプル)

人件費定義 変数名	A		B		C		D	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
平均余命	-1.4298	1.5786	-2.1639	1.5067	-3.0129 **	1.5258	-3.5029 **	1.4489
職員一人当たり人件費	0.1465 ***	0.0083	0.1530 ***	0.0076	0.0686 ***	0.0036	0.0747 ***	0.0036
被保険者数	-2.1555 ***	0.1584	-1.7659 ***	0.1384	-1.8102 ***	0.1296	-1.6640 ***	0.1205
被保険者数(2乗)	0.1148 ***	0.0109	0.0930 ***	0.0097	0.0962 ***	0.0092	0.0889 ***	0.0086
定数項	23.1486 ***	6.9620	24.7411 ***	6.6520	30.0524 ***	6.7315	31.4900 ***	6.3927
(被保険者数との交差項)								
老健加入率	0.0402 ***	0.0116	0.0586 ***	0.0108	0.0545 ***	0.0109	0.0656 ***	0.0102
退職被保険者割合	-0.0092 **	0.0038	-0.0091 **	0.0036	-0.0082 **	0.0037	-0.0080 **	0.0035
介護保険第2号被保険者割合	-0.0475 **	0.0214	-0.0560 ***	0.0194	-0.0256	0.0193	-0.0362 **	0.0178
非課税・免除者割合	0.0005	0.0010	0.0002	0.0009	-0.0002	0.0009	0.0000	0.0009
10万人当たり医師数	0.0003	0.0019	-0.0010	0.0017	0.0021	0.0018	0.0010	0.0017
10万人当たり一般病床数	0.0012 *	0.0006	0.0012 **	0.0006	0.0007	0.0006	0.0008	0.0006
観測値数	1583		1898		2138		2453	
Adjusted R-squared	0.7083		0.6973		0.6432		0.6445	
F test (H <sub>0</sub> : all coefficients = 0)	F(10,1261) = 132.18***		F(10,1570) = 161.79***		F(10,1802) = 160.09***		F(10,2116) = 186.29***	
F test (H <sub>0</sub> : local effects = 0)	F(311,1261) = 2.504***		F(317,1570) = 2.494***		F(325,1802) = 2.732***		F(326,2116) = 2.869***	
MES (Mean)	10295.940		11714.040		15437.560		12647.9	
(S.E.)	596.923		1175.404		1011.452		1344.996	
(Max)	12105.720		15603.140		19855.920		17912.600	
(Min)	8283.973		8240.036		12905.110		8945.353	

注(1) 表 4-1 を参照のこと。

は53095.01~114832.1 (13654.74~27007.08) 人、町村サンプルのMESの平均 (標準偏差) は10295.94~15437.56 (596.923~1344.996) 人であった。

#### 4. 考察

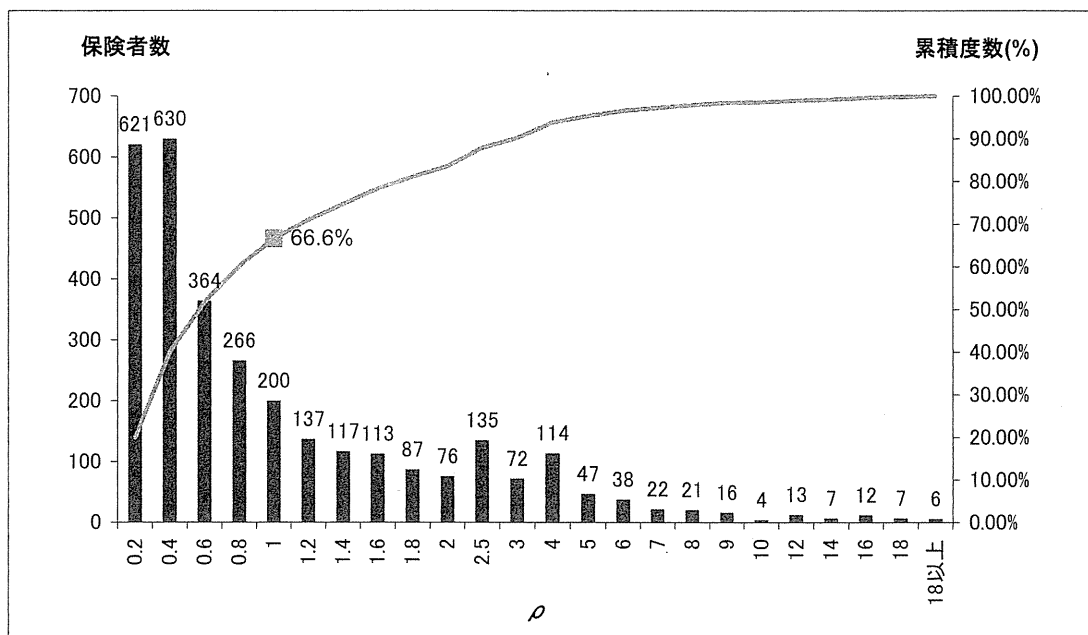
本節では、前節で推計されたMESをもとに、いわゆる「平成の大合併」によって、国保保険者

の規模の問題は解決されたのかを検証する。具体的には、以下のように定義される比率 ( $\rho_i$ ) を計算する。

$$\rho_i = \frac{Insured_{2005,i}}{MES_{E,i}^*} \quad (5)$$

$$MES_{E,i}^* = \sum_{j=A}^D MES_{j,i} / 4 \quad (6)$$

ただし、j=A,B,C,D。



注(1): 推定結果より、筆者作成。

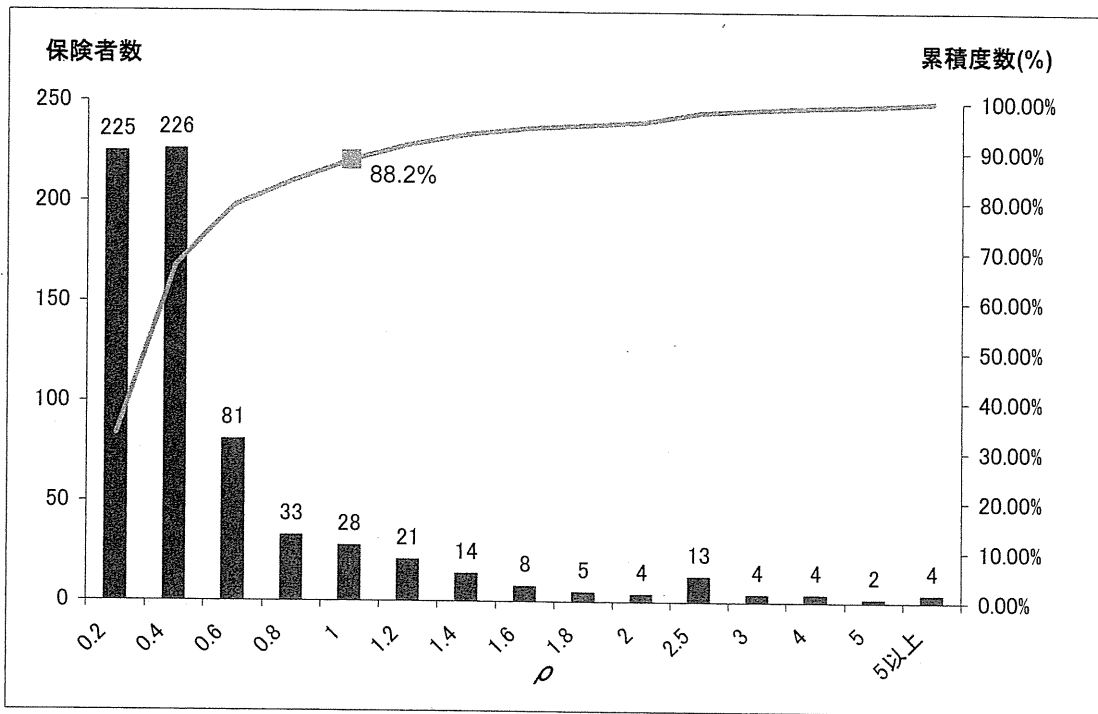
図4-1 ρの分布 (全市区町村)

ただし、 $Insured_{2005,i}$  は、保険者  $i$  の2005年度末時点の被保険者総数であり、 $MES_{E,i}^*$  は各サンプルの拡張モデルの推定結果から計算された保険者  $i$  のMESの平均値である(6式)<sup>註13</sup>。もし、 $\rho_i$  が1未満であれば、平成の大合併後も、保険者  $i$  の被保険者規模はMESに満たない水準にとどまっております。逆に  $\rho_i$  が1より大きければ、平成の大合併後に、保険者  $i$  の被保険者規模はMESを上回る水準になっていると判断できる。ただし、2000年と2005年では、地域属性が異なる可能性があるため、年が変わるとMESも変化する可能性がある。よって、このような比較を行う際には、2005年のデータを用いた推定結果から推計されたMESとの比較を行うことも考えられる。しかしながら、2005年度のデータを用いた分析では、吸収合併されてしまった市町村は分析対象から外れてしまうといった問題が発生する。このような市町村のほとんどは、もともと人口数(被保険者数)が多くない小規模保険者であることから、合

併による規模拡大の恩恵を受けると予測される保険者であると考えられる。本稿では、こうした小規模保険者が市町村合併によって、実際にどのように変化したのかを分析することを検証するために、上記のような設定で分析を試みている。

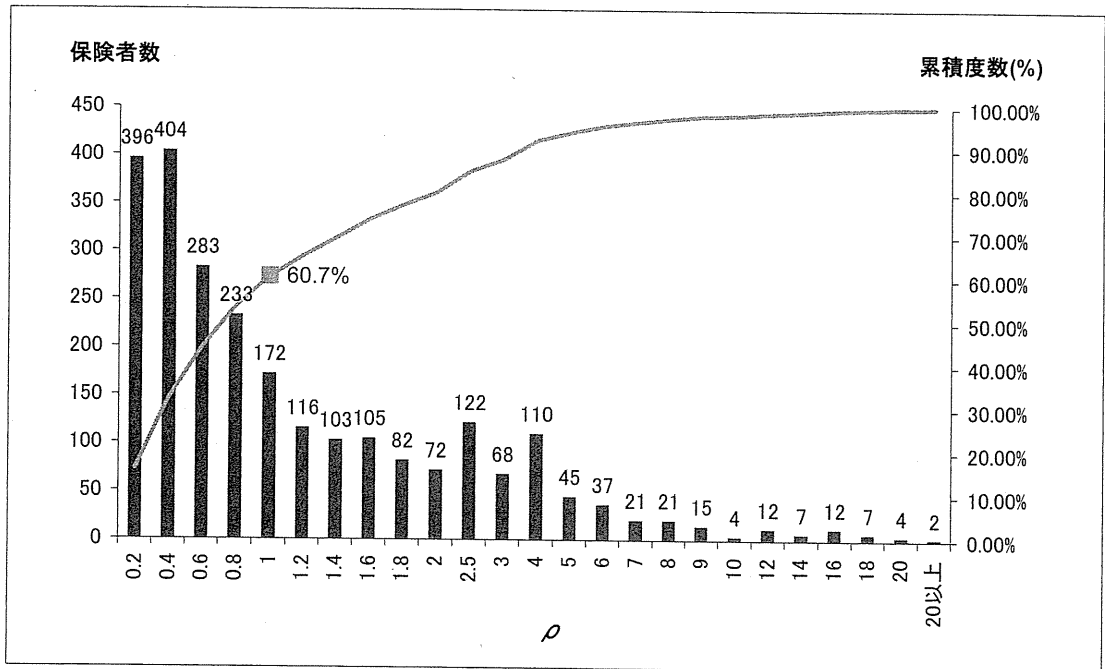
図4-1は、全市区町村の  $\rho_i$  のヒストグラムと累積分布をまとめたものであるが、 $\rho_i$  が1に満たない保険者は2081ほどあり、これは全体の66.6%を占める。つまり、平成の大合併がほとんど終わった後でも、3割強の保険者しか被保険者規模がMESを上回っていない。これをサンプル別にみると、市区では88.2%(593保険者、図4-2)、町村では60.7%(1488保険者、図4-3)の保険者がMESを下回っていることが分かる<sup>註14</sup>。

次に、推計されたMESと、厚生労働省『平成17年度 国民健康保険事業年報』から把握できる二次医療圏、及び都道府県の被保険者総数との比較を試みる。具体的には、以下の比率を計算して、その分布を確認する。



注(1): 推定結果より、筆者作成。

図4-2 ρの分布 (市区)



注(1): 推定結果より、筆者作成。

図4-3 ρの分布 (町村)

$$\rho_{s,i} = \frac{Insured_{2005,s}}{MES_{E,i}^*} \quad (7)$$

$$\rho_{p,i} = \frac{Insured_{2005,p}}{MES_{E,i}^*} \quad (8)$$

ただし、 $Insured_{2005,s}$  及び  $Insured_{2005,p}$  は、保険者  $i$  を含む二次医療圏 ( $s$ ) と、都道府県 ( $p$ ) の2005年度末時点における被保険者総数である。図5-1と図5-2は、 $\rho_{s,i}$  と  $\rho_{p,i}$  それぞれのヒストグラムと累積分布を示したものである。二次医療圏人口との比較を行った図5-1によれば、 $\rho_{s,i}$  が1未満である保険者は全市区町村の約4% (124保険者) であり、都道府県人口との比較を行った図5-2によれば、 $\rho_{p,i}$  の最小値は4.82 (徳島県徳島市、附表2) で、1未満である保険者は見受けられない<sup>注15</sup>。

つまり、国保保険者の規模の問題は、平成の大合併による強制的な統合では解決されたとは言いが、二次医療圏レベルでの統合で、ほとんど解決できるといえよう。

## 5. 結論

国保制度が抱える様々な構造的な問題を解決するために、国保保険者の都道府県への再編・統合は、現在の医療保険制度改革における重要な政策課題の一つになっているが、それは、医療サービス需給の実体を反映した改革案であり、必ずしも科学的な根拠を有するわけではない。加えて、近年、「平成の大合併」により、市区町村国保は、ある程度 (強制的に) 統合されたため、合併後の規模によっては、新たな再編や統合を行う必要はないかもしれない。そうした背景を踏まえて、本稿では、国保運営費の平均費用が最小になる最小効率規模 (MES) を推計した。この分析は、これまで実態ベースでしか議論されてこなかった国

保の統合・再編問題に対して、統計的なエビデンスを提供するものと位置づけられる。

『国民健康保険事業年報』の保険者別データで実証分析を行った結果、被保険者規模は国保運営費のU字型の関数であること、つまり、国保運営費には規模の経済性が存在することが確認された。このことは、保険者の統合を行うことによって、国保運営費を削減できうることを示している。また、推定結果から計算されるMESと、2005年度末時点の被保険者数を、保険者ごとに比較した結果、約67%の保険者が、MES以下の被保険者規模のままであった。これを市区・町村別にみても、市区では約9割、町村では約6割の保険者の規模が、MESを下回っていた。加えて、このMESと2005年度末時点の二次医療圏、及び都道府県の被保険者総数とを比較すると、被保険者数がMESに満たない保険者は、前者では全市区町村の約4%、後者では皆無であった。これらの結果から、国保の規模の問題は、平成の大合併による保険者の統合では、解消されたとは言えないが、二次医療圏レベルでの統合によって、そのほとんどは解決できると考えられ、あえて都道府県レベルで統合しなくとも良いといえる。

しかしながら、二次医療圏レベルでの保険者の統合を考えた場合、それをどのように設置し、どのように運営していくかは、新たに検討しなければならない課題となる。先の全国健康保険協会 (協会けんぽ) の保険者設置の経緯を踏まえれば、この調整は非常に難航することが予想される。したがって、保険者の設置も含めた実効性を考えれば、現在、厚生労働省が提案している都道府県での運営は現実的な路線といえるかもしれない。しかしながら、仮にそのように議論が収束した場合には、被保険者の規模が過大すぎることで失われる保健・医療政策の機動力低下の影響をどのようにフォローしていくのかを、別に検討する