

**The Demand for Medical Care in Japan:
Initial Findings from a Japanese Natural Experiment**

By

Mari Kan ¹

Osaka School of International Public Policy, Osaka University,
1-31 Machikaneyama-cho, Toyonaka City, Osaka 560-0043, Japan

And

Wataru Suzuki

Osaka School of International Public Policy, Osaka University,
1-31 Machikaneyama-cho, Toyonaka City, Osaka 560-0043, Japan

Running title: Natural Experiment, Demand for Medical Care

Abstract: (150 words)

This paper examines the effect of the 1997 increase in the coinsurance rate for household heads on the demand for medical care and estimates the price elasticity using the change as a natural experiment. We analyze both outpatient and inpatient utilization by using health insurance claim data from 111 insurance associations. The method of differences-in-differences is employed with household heads as the treatment group and dependents as the control group. This represents the first comprehensive analysis of medical care demand in Japan using a natural experiment. The results indicate a price elasticity of outpatient care ranging from -0.07 to -0.08, but no significant effects on inpatient care of the increase in cost sharing. The price elasticity for outpatient care is lower than those from previous studies that have used observational comparisons of individuals in Japan, but similar to those derived from a randomized experiment in the U.S., despite institutional differences.

¹ All correspondence to Mari Kan. E-mail: mkan@osipp.osaka-u.ac.jp
Fax: #81-6-6850-5619.

(1489 words)

1. Introduction

Measuring the extent of moral hazard in the use of health insurance is a major research topic in health economics, and many empirical studies have been conducted in a number of countries since the 1970s. Initially, researchers used observational comparisons of individuals who differed in terms of cost sharing. Since endogenous variation in coinsurance rates and sample selection bias caused problems, subsequent research used exogenous variation from natural experiments and randomized experiments, namely the Rand Health Insurance Experiment (HIE), to estimate the demand for medical care.ⁱ

In Japan, because of limited use of individual data on medical expenditure, analysis based on micro data has been rare until recently. The exception is Battacharya et al. (1996), who estimated the price elasticity of physician visits using cross-sectional comparisons between individuals who differed in employment status and therefore coinsurance rates. In 1997, the use of natural experiments became possible when the coinsurance rate for a household head in employees' health insurance was raised from 10 percent to 20 percent. Yoshida and Takagi (2002) attempted to estimate the price elasticity using this natural experiment. However, the data they used comprised

individuals from only one company. Probably because their sample was not representative of those enrolled in the scheme, their results indicated that people subjected to the reform did not change their medical care utilization, while those not subjected to the reform did change. This finding contradicts official statistics on medical expenses. The authors could not estimate the price elasticity from the change in the coinsurance rate. Hence, the authors simply calculated the elasticity of demand using problematic endogenous cross-sectional variation in the real coinsurance rate within the group.

This paper estimates medical care demand by using more comprehensive data on 111 insurance associations collected by the Ministry of Health, Labour and Welfare (MHLW). We use the natural experiment in 1997 following Yoshida and Takagi (2002). In addition to outpatient care, which two previous papers have examined, we analyze inpatient care. This is the first comprehensive analysis of medical care demand in Japan based on a natural experiment.

2. The 1997 Health Insurance Reform and Data

Japan has a universal health insurance system although it is not uniform. People under 70 years of age join a health insurance scheme according to their employment

status.ⁱⁱ People working for a company or an organization join an employees' health insurance scheme, and the self-employed and unemployed join the national health insurance scheme. In the employees' health insurance schemes, before the reform, the coinsurance rate for a household head was 10 percent for both outpatient visits and inpatient care. The rate for a dependent was 30 percent for outpatient visits and 20 percent for inpatient care. In September 1997, the coinsurance rate for household heads was raised to 20 percent.ⁱⁱⁱ Since the coinsurance rate for dependents did not change, a differences-in-differences (DD) method in which household heads are the treatment group and dependents are the control group can be used.

The data used are monthly health insurance claim records from 111 associations, collected by the Health Insurance Bureau at the MHLW. The data set includes information on individuals' use of medical care services for the 44-month period from April 1996 to November 1999.^{iv} The data also include information on people who did not receive any medical care in a particular month, whose medical expenses are therefore recorded as zero for that month. Information on individuals who did not use any services during the entire period is also included in the data.

We took a random sample representing five percent of all individuals who had the insurance throughout the period. Data on medical service utilization, medical

expenditure and other variables are summed over three-month periods.^v Then, two different data sets were created. One data set covers the year before and the year after the reform of September 1997. This data set, termed the 'two-year data', is the main one used in our study. The other data set covers the following three periods in order to separate out a transient response: April 1996 to March 1997; April 1997 to March 1998; and April 1998 to March 1999. This data set is termed the 'three-year data'.

Descriptive statistics are presented in Table 1. The columns for the two-year data indicate slight differences in the gender ratios and age structures of household heads and dependents. It appears that medical care demand for household heads did not change much before and after the reform, although there was a slight decrease in outpatient expenditure per visit.

3. Econometric Specification and Estimation Results

Following previous studies, we use a two-part model that distinguishes between the demand for, and supply of, the use of medical services. To examine outpatient care, the number of outpatient visits and outpatient expenditure per visit are used as dependent variables. It is assumed that the former is a demand part and the latter is a supply part. For inpatient care, the dependent variables are the admission rate,

inpatient days and daily inpatient expenditure. The explanatory variables used in all models are age, age squared, age cubed, monthly income, monthly income squared, gender, a trend term that represents individual aging effects, months from the first diagnosis, 19 Japanese disease classification dummies, and dummies for the DD estimate, which are 'After', which represents periods following the revision, 'Head' which represents the household head and the product of Head and After. A significant coefficient of $\text{Head} \times \text{After}$ indicates a significant effect of the revision of the coinsurance rate.

Panel data estimation methods are used because the data is longitudinal. We incorporate random effects (RE). An RE negative binomial model is used to analyze the number of outpatient visits. Following log conversion of the dependent variables, an RE generalized least squares (GLS) estimator is used for the regressions on outpatient expenditure per visit, inpatient days and daily inpatient expenditure. An RE probit model is used to estimate hospital admission rates.

Results from the two-year data are reported in Table 2. The coefficient of $\text{Head} \times \text{After}$ is significantly negative for both the number of outpatient visits in column (1), and for outpatient expenditure per visit in column (2). Hence, as expected, the reform had a significant effect. The estimated arc elasticities for outpatient care

implied by the results in columns (1) and (2), respectively are -0.0741 and -0.0035. The results indicate that the reform had no effect on inpatient care. None of the coefficients in columns (3) to (5) are significant. This is understandable to some extent because 23.6 percent of all inpatients are patients whose medical expenditure exceeds the limit of monthly out-of-pocket expenses, and for these patients, the costs of inpatient care can be fixed at a certain level.

A similar analysis is undertaken using the three-year data to investigate the robustness of the results. These results are reported in Table 3. In addition to the variables already used, we include the explanatory variables 'Inter', which is a dummy variable representing a transitional year, and $\text{Head} \times \text{Inter}$. The dummy variable 'After' indicates the third year. In this model, the coefficients of $\text{Head} \times \text{After}$ for the number of outpatient visits and for outpatient expenditure per visit are significantly negative. The arc elasticities calculated from the estimates are -0.0778 and -0.0038 for outpatient visits and outpatient expenditure, respectively. These are similar to those obtained from the two-year data. In the context of the demand for inpatient care, the coefficients for inpatient days and daily inpatient expenditure are insignificant, and the coefficient for the hospital admission rate is barely significant.^{vi}

4. Discussion

The price elasticity for outpatient visits estimated from Japanese data by Battacharya et al. (1996) ranges from -0.08 to -0.26 and that estimated by Yoshida and Takagi (2002) ranges from -0.12 to -0.54. These estimates may be biased because they were obtained from observational comparisons between individuals with endogenously different coinsurance rates. Our estimate is smaller and free of bias. Unlike Yoshida and Takagi (2002),^{vii} we find that the reform had an effect on the use of medical care services by household heads. Our estimated arc elasticity is similar to that obtained by HIE based on coinsurance rates of between 0 and 25 percent, which ranges from -0.14 to -0.20,^{viii} despite different institutional settings.

Acknowledgements: We are grateful to the Ministry of Health, Labour and Welfare for permitting us to use their micro data.

References

Battacharya, J., W.B Vogt, A. Yoshikawa and T. Nakahara (1996) The utilization of outpatient medical services in Japan, *Journal of Human Resources*, 31(2), pp. 450-476.

- Newhouse, J.P. and the Insurance Experiment Group (1993) Free for All? Lessons from the RAND Health Insurance Experiment, Harvard University, Cambridge, MA.
- 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.
- Zweifel, P. and W.G. Manning (2000) Moral hazard and consumer incentives in health care, in *Handbook of Health Economics* (Ed.) A.J. Culyer and J.P. Newhouse, Elsevier, Amsterdam, pp. 409-459.

Footnotes:

-
- ⁱ For a comprehensive survey, see Zweifel and Manning (2000).
- ⁱⁱ Refer to Battacharya et al. (1996) for details of the health insurance system in Japan.
- ⁱⁱⁱ Refer to Yoshida and Takagi (2002) for details of the reform of 1997. Although individuals' coinsurance rates for the employees' health insurance scheme are designated by law, there is quite a variation within this group due to the additional reimbursement of costs above the monthly upper limit on out-of-pocket medical expenses. In addition, the introduction of a fixed copayment for prescribed drugs led to an increase in out-of-pocket expenses for both household heads and dependents.
- ^{iv} Expenditures are expressed in the form of points. One point is equivalent to ten Japanese Yen. As is customary in Japan, this paper treats points as the subject of the analysis of medical care expenditure.
- ^v Since a visit would be the first one for a person who had not visited a physician's office for more than three months, three months represents one period. The unit of analysis is therefore a person-period, of which the sample comprises 289,448 (2 years) and 434,172 (3 years).
- ^{vi} The significantly positive coefficient for Head \times After for the hospital admission rate in Table 3 suggests supplier-induced demand. This should be examined in future research.
- ^{vii} Yoshida and Takagi (2002) concluded that only dependents were affected by the reform because the increased coinsurance rate for the household head affects overall household expenditure because of the household budget constraint. Our coefficient for 'After' (representing the effect on dependents' behaviour following the revision) is significantly negative with the two-year data, but significantly positive with the three-year data. Therefore, the relationship between the behaviour of dependents and household heads remains unclear.
- ^{viii} See Newhouse and the Insurance Experiment Group (1993).

Table 1 Summary Statistics

	Two-year data				Three-year data	
	Head (N=18388)		Dependent (N=17793)		Full sample	Full sample
	Before	After	Before	After	All	All
Number of outpatient visits	2.2 (5.3)	2.2 (5.1)	2.6 (4.8)	2.5 (4.8)	2.4 (5.0)	2.4 (5.0)
Outpatient expenditure per visit [*]	644.4 (688.5)	636.9 (635.3)	515.1 (1037.8)	512.9 (953.0)	572.7 (860.4)	570.0 (781.2)
One or more admissions (Admission Ra	0.0116 (0.1070)	0.0113 (0.1056)	0.0144 (0.1190)	0.0139 (0.1172)	0.0128 (0.1123)	0.0129 (0.1129)
Inpatient days [*]	16.4 (21.1)	16.3 (19.5)	14.9 (20.1)	16.0 (22.2)	15.9 (20.8)	16.3 (21.7)
Daily inpatient expenditure [*]	3273.9 (2317.6)	3360.4 (2710.4)	2673.5 (2081.4)	2827.1 (2190.6)	3007.3 (2335.2)	3063.2 (2541.1)
Gender (male=1)	0.739 (0.439)	0.740 (0.439)	0.318 (0.466)	0.318 (0.466)	0.532 (0.499)	0.532 (0.499)
Age	38.8 (11.1)	39.8 (11.1)	22.7 (16.9)	23.7 (16.9)	31.4 (16.4)	31.5 (16.4)
Income (thousand JPY / month)	378.0 (167.0)	390.9 (168.3)	494.6 (147.0)	509.4 (148.0)	442.3 (168.8)	442.5 (169.3)
Treatment months	25.7 (32.8)	19.7 (30.8)	26.3 (27.2)	18.5 (24.5)	22.6 (29.2)	21.8 (29.5)
Real coinsurance rate (%) [*]	9.4 (2.4)	19.8 (5.1)	27.5 (6.5)	29.5 (5.6)	21.9 (9.4)	22.2 (9.3)

Notes:

(1) Standard errors in parentheses.

(2) * Indicates the mean excluding people who did not use any medical care services.

Table2 Estimation Results for Two-year data

Dependent variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Outpatient visits RE NegBin	log(Outpatient expenditure/visit) RE GLS	One or more admissions RE Probit	log(Inpatient days) RE GLS	log(Inpatient expenditure/day) RE GLS
Head	0.0460963 ** (0.0127873)	0.1068947 ** (0.0072806)	-0.2767536 ** (0.0383213)	-0.1346114 * (0.0661636)	0.1922554 ** (0.0667389)
After	-0.0684442 ** (0.0083168)	-0.0071332 (0.0051134)	-0.0379895 (0.0361337)	-0.1491788 * (0.0717452)	0.0014957 (0.0616025)
Head×After	-0.0460254 ** (0.0074911)	-0.0138116 ** (0.0045622)	-0.0087886 (0.0323535)	0.0425418 (0.0659619)	0.0114392 (0.0590419)
Gender	-0.0694398 ** (0.0090098)	0.0565948 ** (0.0050987)	-0.0286223 (0.0274167)	0.0654628 (0.046297)	0.1045144 * (0.048414)
Age	-0.0685034 ** (0.0020829)	-0.0035119 ** (0.0011928)	0.0009417 (0.006249)	0.0461754 ** (0.0100342)	-0.0507214 ** (0.0103994)
Age ² ×10 ²	0.19462 ** (0.00751)	0.02421 ** (0.00432)	0.0331 (0.02218)	-0.10872 ** (0.03549)	0.13071 ** (0.037)
Age ³ ×10 ⁴	-0.168 ** (0.00789)	-0.0276 ** (0.00456)	-0.0493 * (0.0228)	0.0936 ** (0.0361)	-0.099 ** (0.0378)
Incomex10 ²	-0.02634 ** (0.0096)	0.01404 ** (0.00551)	-0.11625 ** (0.02889)	0.00778 (0.04726)	0.10566 * (0.04879)
Income ² ×10 ⁴	0.00277 ** (0.000894)	-0.000983 (0.000515)	0.00724 ** (0.0027)	-0.00351 (0.00435)	-0.00595 (0.00449)
Obs. (N)	289448(36181)	148498(32220)	289448(36181)	3697(2698)	3697(2698)
R-squared		0.1489		0.1059	0.1621
log-likelihood	-418835.04		-17740.62		

Notes:

(1) This table reports only the estimated parameters of the variables of interest. The abbreviated independent variables include 19 disease dummies, treatment months, a trend and a constant.

(2) Standard errors in parentheses. ** significant at 1% level, * significant at 5% level.

Table3 Estimation Results for Three-year data

Dependent variable	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Outpatient visits RE NegBin	log(Outpatient expenditure/visit) RE GLS	One or more admissions RE Probit	log(Inpatient days) RE GLS	log(Inpatient expenditure/day) RE GLS
After	0.0956041 ** (0.0119573)	-0.0063847 (0.0073188)	0.0156763 (0.0497709)	0.0442099 (0.1064332)	0.0892389 (0.0879764)
Head×After	-0.0484511 ** (0.0077398)	-0.0224242 ** (0.004665)	0.0946027 ** (0.0310073)	0.0184289 (0.0665314)	-0.0261202 (0.0584007)
Obs. (N)	289448(36181)	148498(32220)	289448(36181)	3697(2698)	3697(2698)
R-squared		0.1489		0.1059	0.1621
log-likelihood	-418835.04		-17740.62		

Notes:

(1) This table reports only the estimated parameters of the variables of interest.

(2) Standard errors in parentheses. ** significant at 1% level, * significant at 5% level.

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

（分担）研究報告書

報告書のタイトル 国保レセプトデータを用いた高齢者の医療需要関数の計測

分担研究者 氏名 所属 大阪大学大学院国際公共政策研究科助教授 鈴木亘

研究要旨（字数制限はありません。）

本稿は、国保のレセプトデータから、国保一般から老健に移行したサンプルをとりだし、医療需要の価格弾力性を計測した。医療需要は、外来、入院別に推定し、先行研究にしたがって、患者が選択できるパートと医療供給者が選択に係わるパートに分けた推定を行った。その結果、外来費の弾力性は0.4程度、入院費の弾力性は0.1程度という結果となった。

A.研究目的

急速に進む高齢化や医療技術の進展を背景に、わが国の老人医療費は急増しており、この老人医療費の伸びをどのように抑制するかという点が、今後の医療制度改革の最重要課題である。特に、2003年の医療制度改革においては、老健加入者の自己負担率の1割徹底化、高所得高齢者の自己負担率引き上げ、老健加入年齢引き上げによる70-75歳層の実質的な自己負担率引上げという政策が実施された。こうした政策の効果を測定し、今後の政策立案に生かすことが厚生政策上重要である。

B.研究方法

国保のレセプトデータを用いて、国保一般から老健へ移行した前後の医療需要行動を比較する。医療需要に関しては、

患者の選択できるパートと医療供給者が選択するパートを分けた推定が一般的である。そこで、外来が、①1月当たりの外来日数、②1日当たりの外来費用という2パートモデル、入院が①1月当たりの入院確率、②入院をした患者の入院日数、③1日当たりの入院点数という3パートモデルとする推定を行った。

C.研究結果

推定の結果、①1月当たりの外来日数、②1日当たりの外来費用という2パートモデル、入院が①1月当たりの入院確率が有意な結果となった。推定結果から弧弾力性を計算した結果、外来費の弾力性は0.4程度、入院費の弾力性は0.1程度という結果となった。

D.考察

若者に比べて外来の弾力性が高く、入院に比べても高いという意味で予想された結果である。

E. 結論

これまで高齢者の医療需要の価格弾力性は、その政策的な重要さにもかかわらず、政策立案に耐えうる推定が存在していなかった。本稿の結果は、政策的な活用も可能であることから、その政策的な重要性が高いものと想像される。

F. 研究発表

第11回日医総研セミナー(2003年12月、日本医師会会館)にて発表およびシンポジウムにて議論

G. 知的所有権の取得状況

特になし

資料 (鈴木亘 大阪大学大学院国際公共政策研究科)

「国保レセプトデータを用いた

高齢者の医療需要関数の計測」

国保レセプトデータを用いた高齢者の医療需要関数の計測

大阪大学大学院国際公共政策研究科助教授 鈴木亘

要旨

本稿は、国保のレセプトデータから、国保一般から老健に移行したサンプルをとりだし、医療需要の価格弾力性を計測した。医療需要は、外来、入院別に推定し、先行研究にしたがって、患者が選択できるパートと医療供給者が選択に係わるパートに分けた推定を行った。その結果、外来費の弾力性は0.4程度、入院費の弾力性は0.1程度という結果となった。

1. はじめに

急速に進む高齢化や医療技術の進展を背景に、わが国の老人医療費は急増しており、この老人医療費の伸びをどのように抑制するかという点が、今後の医療制度改革の最重要課題である。既に老人医療費は、現在11.7兆円（平成14年度概算医療費）と国民医療費の約1/3に上っているが、厚生労働省の予測に拠れば2025年には41兆円に達し、国民医療費の6割近くに占めることになる。こうした中、2003年の医療制度改革においては、老健加入者の自己負担率の1割徹底化、高所得高齢者の自己負担率引き上げ、老健加入年齢引き上げによる70-75歳層の実質的な自己負担率引き上げという政策が実施された。今後においても、高齢者の自己負担率引き上げや高額療養費の上限引き下げ、薬剤負担など、実質的な自己負担引き上げ策がとられる可能性は高いものと思われる。

しかしながら、こうした自己負担引き上げの効果に対して、政策立案に耐えうる基礎資料となる先行研究は、現在のところ皆無に近い。わが国において、高齢者医療の自己負担引き上げの効果を議論した文献は古くから存在するものの（前田(1978)、妹尾(1985)、西村(1991)、具体的な計測例は筆者の知る限り澤野(2000)、増原・村瀬(2003)、吉田・山村(2003)のみである。しかしながら、増原・村瀬(2003)は薬剤一部負担撤廃の効果を見ている点で特殊であり、吉田・山村(2003)は、組合健保の老健対象者という特殊なサンプルの推計値であり、両者とも政策的な活用が難しい。また、澤野(2000)は、活用可能な価格弾力性を計測しているものの、集計データを用いた分析であることから、個票を用いた分析ほどの制度は無い。

そこで、本稿では富山県国保連合会による提供された1998年4月から2003年3月までの60ヶ月のレセプトデータを用いて、老人医療需要関数に付いて、個票ベースの推定を行うことにする。その結果、老人の外来医療費についての価格弾力性は、0.4程度、入院の弾力性は0.1程度という結果が得られた。以下、本稿の構成は以下の通りで

ある。2節では、本稿で用いるデータについて解説する。3節では推定モデル、4節では推定結果を示す。5節は結語である。

2. データ

本稿で用いるデータは、富山県国保連合会により提供された1998年4月から2003年3月のレセプトデータであり、期間内に国保一般から老健に移った対象者を取り出した。計測方法は、澤野(2000)や山村・吉田(2003)と同様に、老健に移る前後の医療需要を比較して自己負担率の変化が需要行動に及ぼす影響について見ることにする。

このレセプトデータは、毎月の受診行動がわかるAデータと、毎年5月のレセプトデータから把握できる属性情報が記入されたBデータが存在している。Aデータは、入院、外来、歯科、調剤別に医療費や自己負担額、医療費の細目(給付費、公費、高額療養費、食事療養費など)、日数、レセプト枚数、年齢、性別などが把握されている。BデータはAデータと同様のものの他、医療機関や疾病名、診療科などの所属性がわかるが、毎年5月に受診されていなければデータが存在しないため、AデータとBデータをマッチングをさせると、サンプルにバイアスが生じてしまう。そこで、今回はAデータのみを分析対象とした。

分析対象のデータは、まず、期間内の60ヶ月全ての期間で加入者であったサンプルをとりだし、期間内に脱退したサンプルを除くことにした。また、退職者から老健に移行したサンプルを除き、一般から老健に移行したサンプルのみを用いた。

データは受診月においては加入している保険区分(国保一般、退職者、老健)がわかるが、無受診月である場合には区分がわからない。そこで、そして、生年月日から計算して老健に移行した月次を特定し、その後を老健の対象期間としている。身障者の場合には、年齢が70歳にみたくとも老健対象者となり得るが、そのようなサンプルは70歳未満の老健移行後の受診月から老健以降としている。また、分析は外来と入院を別々に分析をする。主要な変数の記述統計は表1の通りである。

表2は、老健移行前と老健移行後の主要変数の比較である。まず、外来医療についてみると、実質自己負担額は、5,758.4円から2004.5円まで引き下がる一方、外来費は1ヶ月11,084.9円から20,196.1円に引き上がっていることがわかる。細目を詳しく見ると、外来日数については1.85日から2.68日に変化しており、また、一日当たりの外来費についても、7196.2円から8601.3円へ上昇しており、両方の効果があることが伺える。次に入院をみると、実質自己負担額は109,578円から25,718.3円に大きく減少する一方で、入院費は8,691.1円から19,156.5円に2倍以上増加している。細目を見ると、一日当たり入院費用が27,541.5円、28,447.1円と余り変わらない一方、入院日数が0.43から0.91となりほぼこの日数で説明が付いている。日数を入院確率と、入院者の日数に分けると、入院確率が0.023から0.044となる一方、入院日数は18.95から20.51とあまり変化は見られず、もっぱら入院確率の増加が医療費増加の要因であるこ

とが伺える。

3. 推定モデル

推定モデルは、これまでの先行研究にしたがって、受診・入院確率や日数といった患者の選択が可能なパートと、受診後の医療費（1日当たり）という患者よりも医療提供者の選択が支配的であると思われるパートに分けた2パートモデルの推定を行う。外来は患者のパートとして外来日数を直接分析するが、入院の場合には入院をするか否かという入院確率とその後の入院日数では患者の選択の度合いが異なると考えられる。つまり、入院するか否かは患者の選択権があっても、入院日数は医療提供者の選択が大きいと考えられることから、両者を分けた推定を行うことにする¹。したがって、被説明変数については、外来が、①1月当たりの外来日数、②1日当たりの外来費用という2パートモデル、入院が①1月当たりの入院確率、②入院をした患者の入院日数、③1日当たりの入院点数という3パートモデルとなる。

説明変数は、性別、1998年時点の年齢のほか、加齢に応じて医療費が上昇する構造を捉えるために、月トレンドを入れた。その他、月別の季節ダミーを加えた上で、老健移行前が0、移行後が1となるダミー変数を加えて、この変数が正に有意になるかどうかを持って、老健移行の効果があったかどうかを判断する。

推定モデルは、1月当たりの外来日数がカウントデータであるため、Negative Binominal Regression を行い、入院確率については入院するか否かという2値の選択変数であるために、Probit Model で推定した。その他の変数は、ほぼ log normal の分布を持っている連続変数であることから、対数をとった上で GLS により推定した。全て、長期のパネルデータであるために、Random Effect を考慮したパネル推定を行う。

4. 推定結果

推定結果は、表3から表7に示す通りである。表3は、Random Effect Negative Binominal Regression による外来日数の推定結果であるが、老健移行ダミーが予想通り正に有意である。また、性別、年齢、トレンドについても有意な結果となっている。表4は、Random Effect GLS による対数をとった1日当たり外来費の推定結果であるが、これも老健移行ダミーが予想通り有意な結果となっている。

次に入院についての推定結果であるが、表5は入院確率について Random Effect Probit Regression を行った結果であり、これも予想通り老健移行ダミーが正で有意な結果となっている。一方、対数をとった入院日数（表6）や1日当たり入院費（表7）については、老健移行ダミーは有意な結果とはならなかった。

さて、これらの推定結果からまとめた医療需要の価格弾力性を示したものが表8であ

¹ 外来と同様、入院日数を直接分析した Negative Binominal Regression も行ったが、0が非常に多い分布であるため、適切な推定が行えなかった。

る。外来日数については、表3の推定結果から限界効果を算出した上で、弧弾力性 (Arc Elasticity) を計算した結果、0.3195 という結果となった。また、1日当たり外来費は対数線形なので、係数に老健移行ダミーの平均を乗じて0.0670である。両者を合計すると、0.4程度の弾力性になると考えられる。一方、入院については、入院確率のみが有意な結果なのでこの弧弾力性を計算すると、0.0985 という結果となる。したがって、弾力性は約0.1である。

5. 結語

本稿は、国保のレセプトデータから、国保一般から老健に移行したサンプルをとりだし、医療需要の価格弾力性を計測した。医療需要は、外来、入院別に推定し、先行研究にしたがって、患者が選択できるパートと医療供給者が選択に係わるパートに分けた推定を行った。その結果、外来費の弾力性は0.4程度、入院費の弾力性は0.1程度という結果となった。老人外来医療の弾力性は、若者に比較して高いと見られていたことから、整合的な結果となっている。また、外来に比べて入院の弾力性が低いことも納得がいく結果である。ただし、本稿の結果にもいくつか課題が残っている。一つは、老健移行前後に駆け込み反動の効果があると思われる点である。例えば、歯科や待つことができる疾病の場合、自己負担率が大きい移行前には受診を我慢をして、老健移行後に受診をすと言ふことが考えられるかもしれない。また、外総診のように老健に移行してから生じる制度的な点も考慮するべきと考えられる。また、Bデータとのマッチングを行って、様々な疾病や医療機関をコントロールすることも重要である。これらについては、稿を改めて分析を行うこととしたい。

参考文献:

- 澤野孝一郎 (2000) 「高齢者医療における自己負担の役割—定額自己負担制と定率自己負担制」『医療と社会』 10(2), pp.115-138.
- 妹尾芳彦 (1985) 「医療費抑制政策の経済分析」社会保障研究所編『医療システム論』 127-148, 東京大学出版会
- 西村周三(1991) 「社会保障の新しい財源政策—医療費財源を中心に—」『季刊社会保障研究』 27(1):pp.11-18
- 前田良雄(1978) 「給付率等の変更による医療費への波及に関する研究」『季刊社会保障研究』 14(2):pp.2-32
- 増原宏明・村瀬邦彦(2003) 「1997年老人保健適用者外来薬剤費一部負担撤廃の効果」— 橋大学経済研究所 DP144
- 吉田あつし・山村麻理子(2003) 「老人保健制度と医療サービスの需要および供給」筑波大学社会工学系 DP1044

- Battacharya, J., W.B Vogt, A. Yoshikawa and T. Nakahara (1996) The utilization of outpatient medical services in Japan, *Journal of Human Resources*, 31(2), pp. 450-476.
- Cameron, a. C., P.K.Trivedi, F.Miline and J. Piggott (1988) "A Microeconomic Model of the Demand for Health Care and Health Insurance in Australia," *Review of Economic Studies*, Vol.55, pp.85-106.
- Duan, N., W.G. Manning, C.N. Moris and J.P. Newhouse (1983), "A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care", *Journal of Business and Economic Statistics*, 1(2), pp.115-126.
- Manning, W.G., J.P. Newhouse, N. Duan et al. (1987), "Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment", *American Economic Review* 77(3), pp. 251-277.
- Newhouse, J.P. and the Insurance Experiment Group (1993), *Free for all? Lessons from the Health Insurance Experiment*, Harvard University Press, Cambridge, M.A.
- Phelps, C.E. and Newhouse J.P. (1972), "The Effects of Coinsurance on Demand for Physician Services", RAND Publication R-976-OEO, Santa Monica, CA.
- 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.
- Zweifel, P. and W.G. Manning (2000) Moral Hazard and Consumer Incentives in Health Care, in *Handbook of Health Economics* (Ed.) A.J. Culyer and J.P. Newhouse, Elsevier, Amsterdam, pp. 409-459.