

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.² 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.³ 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 1999.⁴ 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.⁵ 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.⁶

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),⁷ 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 -0.20,⁸ 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:

¹ For a comprehensive survey, see Zweifel and Manning (2000).

² Refer to Battacharya et al. (1996) for details of the health insurance system in Japan.

³ 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.

⁴ 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.

⁵ 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).

⁶ 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.

⁷ 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.

⁸ See Newhouse and the Insurance Experiment Group (1993).

Table1 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)
Income×10 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) Outpatient visits RE NegBin	(7) log(Outpatient expenditure/visit) RE GLS	(8) One or more admissions RE Probit	(9) log(Inpatient days) RE GLS	(10) 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.

「健康状態の自己評価」は何を表しているのか

法政大学大学院社会科学部 花岡智恵

Introduction

近年、医療費増大に伴い、その背景にある生活習慣や健康状態が医療受診行動に与える影響への分析が急務となっている。レセプトデータを使用した医療需要行動の分析が盛んに行われている一方で、個人の生活習慣や健康状態についての研究は、わが国ではほとんど行われていない。生活習慣と健康状態、医療受診行動は密接な関係にある。生活習慣が個人の身体機能に影響を与え、それが個人の健康状態へ繋がっている(Haveman-Nies et al., 2003)。また、個人の健康状態は医療受診行動を決定する主要な要因である(Ho et al., 2002)。個人の受診行動を明らかにするためには、個人の健康状態を分析することが不可欠である。

個人の「健康状態の自己評価」は、医療経済学分野において、人々の健康水準を表す指標として、さまざまな分析で用いられている。健康状態の自己評価が医療、健康に関する研究でどのように分析されているのか。本稿は、以下の4つの観点より、健康状態の自己評価に対する既存研究を整理、検討する。第一に、健康状態の自己評価は何を表しているのか(1章・2章)。第二に、その指標は健康状態を示すものとして妥当なものか(3章)。第三に、生活習慣や医療受診行動とどのような関係にあるのか(4章)。最後に、主観的評価のために生じる様々なバイアスを検討する(5章)。

1章 健康状態の自己評価は何を表しているのか

健康状態の自己評価¹とは、アンケート調査などで個人が報告した健康状態のことである。健康全般の個人的な評価であり、健康に対する個人の客観的な情

¹さまざまに表記されている。例えば、self-assessed health, self-ratings of health, self-rated health, self-assessments of health, perceived health, self-perceptions of health, subjective health, self-evaluated health, self-evaluations of health, global health, self-reported health. (Idler and Benyamini, 1997, p22)

報を反映するだけでなく、その情報に対する評価も反映している (Manning et al., 1982)。

医師などの専門家による医学的評価ではなく、人々の「認識」であるため、真の健康状態と同じである必要はない (Sadana et al., 2000)。個人が報告した健康状態は主観的健康 (subjective health) と呼ばれ、医師などの専門家による医学的評価によるものは、客観的健康 (objective health) と呼ばれる。専門家による客観的評価は、個人の主観的評価と比較して、正確な個人の健康状態を表しているのだろうか。これについて、主観的な健康評価は医学的で客観的な健康評価より、健康を予想するものとして信頼性があり (Elam et al., 1991)、より安定している (Goldstein et al., 1984) ことが示されている。また、健康の自己評価は自覚症状のみに影響を受けるが、医師による健康評価は、医師による診断と、患者による自覚症状の両方から影響を受けることも指摘されている (Mellner and Lundberg, 2003)。

健康状態の自己評価は個人の認識によるものなので、自身の現在の健康だけでなく、家族のリスク因子に対する知識も織り込まれている (Idler and Kasl, 1991)。また、精神的な満足度にも影響を受ける (Mechanic and Hansell, 1987)。前向きな気持ちや社会的サポートが健康の認識に影響を与えることも指摘されている (Benyamini et al., 2000)。さらに、Bures (2003) は子供の頃に住居の変更がないと、中年において健康状態の評価が高くなる傾向を明らかにしている。

2章 どのように測定されるか

単一の質問による一般的な健康状態の評価と、複数の質問により健康状態の多面的な要素を考慮の上、標準化された健康状態の評価と、大きく2つに分けられる。

単一の質問による一般的な評価方法は3つに分類される。①一般的な健康を聞く、②同じ年齢の他の人と比較した健康状態を聞く、③現在の健康状態を聞く。例えば、①の方法では、「一般的なあなたの健康状態は？ (“How is your health in general?”)」という質問に対し、「とても良い、良い、ふつう、悪い、とても悪い (“very good, good, fair, poor, very poor”)」と評価を行うものである。日本の国民生活基礎調査も、この方法を採用している (Honda and Ohkusa, 2001)。②の方法は、「あなたと同年齢の人と比べて、あなたの健康状態はどれにあてはまりますか？とても良い、良い、ふつう、悪い、とても悪い (“Compared

² European Community Household Panel, wave 1, 1994 (Sadana et al., 2000)

to people of your own age, would you say that your health has on the whole been: excellent, good, fair, poor or very poor?³⁾」という質問に対する回答を、健康の自己評価とする。③の方法では、「現在の健康状態は？とても良い、良い、ふつう、悪い（"How would you describe your health status at present: Excellent, Good, Fair, Poor⁴⁾）」という質問に対する回答を、健康の自己評価とする。

複数の質問により健康状態の多面的な要素を考慮した評価として広く利用されているものは、SF-36 (Ware, 1993)、the Sickness Impact Profile (Bergner et al., 1981)、the Nottingham Health Profile (Hunt et al., 1981)、McMaster Health Index Questionnaire (Chambers, 1993)などがある。

3章 健康状態の指標としての妥当性

3.1節 死亡率や罹患率との関係

健康状態の自己評価は、個人の健康状態を正しく反映しているものなのだろうか。その疑問に対して、健康尺度として信頼度の高い死亡率や罹患率との関係から、健康状態の自己評価の妥当性が検討されている。Idler and Benyamini (1997)は、死亡率と健康状態の自己評価の関係について 27 の先行研究を検討した。そして、ほとんどの研究において健康状態の自己評価が死亡率や生存時間の独立予測因子である一致した結果を示していることを指摘した。健康状態の自己評価と罹患率との関係では、様々な健康指標をコントロールしても、不健康な健康状態は罹患率のリスク増大に関連づいていることが示されている (Greiner et al., 1999)。このように、健康状態の自己評価は、一般的な個人の健康状態を示す良い指標であり、さらに高リスクグループを識別するのに役に立つ指標である。

3.2節 費用効用分析での利用

費用効用分析において、健康状態の自己評価は、健康状態に対する選好を表すものとして、医療サービスの結果を推計する際に用いられている。医療サービスの経済的評価の1つである費用効用分析では、医療サービスの結果を健康状態に依存する効用として測定する。結果を表す主要な概念の1つである Quality-adjusted Life Years (QALYs, 質で調整された生存年)は、健康状態に対する選好の weight に、その状態での年数をかけ合わせることで求められる。

³ British Household Panel Survey, wave11, 2001

⁴ The British Regional Heart Study, 1987 (Idler and Benyamini, 1997)

健康状態に対する選好の weight を QALYs weights と呼び、健康の自己評価を健康状態に対する選好とみなして QALYs weights を推計する (Cutler and Richardson, 1997; Groot, 2000; Honda and Ohkusa, 2001)。

4章 生活習慣、医療受診と健康状態

4.1節 生活習慣、食生活、身体機能と健康状態

個人の生活習慣は健康状態の自己評価に影響を与えている。運動を行っている人は、運動を行っていない人よりも健康の自己評価が良い (Lamb et al., 1990)。一方、危険行動である喫煙や飲酒は、健康状態の不健康という評価を伴うものである (Hirdes and Forbes, 1993)。

なぜ、生活習慣が健康状態の自己評価に関連づいているのだろうか。それは、生活習慣が個人の身体機能に影響を与え、それが健康状態の自己評価に繋がっているためである。例えば、運動や非喫煙という健康的な生活習慣は、より良い身体機能に貢献し、結果、より良い健康状態と関連づいている (Haveman-Nies et al., 2003)。そして、このような健康的な生活習慣は、健康状態の悪化を遅らせる (Kawachi et al., 1999)。しかし、食生活については、質の高い食生活が、質の低い食生活と比較しても、健康状態の悪化を遅らせるわけではないことが示されている (Haveman-Nies et al., 2003)。

4.2節 予防行動、医療受診と健康状態

健康状態を不健康であると認識している人が予防行動や医療受診に熱心であるのだろうか、それとも健康であると認識している人の方が熱心なのだろうか。結論として、健康であれば予防行動に熱心であり、不健康であれば逆の傾向が示されている。また、不健康な人のほうが医療受診を行う傾向にあるが、不健康であっても心理的要因により医療サービスを需要しない可能性が指摘されている。健康状態が良いと評価している高齢者は、よりセルフケアを行っている (Haug et al., 1989)。一方、Mor et al. (1994)は、不健康だと認識している高齢者は運動をしたがらず、運動不足が機能的停滞を増加させていることを示した。そのため、不健康であるという認識が罹患率を予測していると指摘している。Ho et al. (2002)は、身体的な脆弱性を5つの機能(身体的機能、栄養摂取、認知、視力、聴力)で測定し、身体的に脆弱な人は、より健康状態が悪いと回答することを示した。そして、脆弱さのリスクが低い人は病院を受診しない傾向にあることも指摘した。一方、Wu (2003)は不健康な人は恐れや心配という心理的要因から、がん検診を受けたがらないことを明らかにしている。

実際に、医療需要の推定で健康状態を変数とする際、「良い」、「悪い」などの単一の健康評価のみよりも、医療需要に対する態度、行動性向、医療に対する知識といった、包括的で多面的な健康の評価を使用したほうが、測定誤差が少ないことが指摘されている (Mannning et al., 1982)。また、医療サービスの需要に影響を与えるものとして、保険有無よりも健康の自己評価のほうがより重要であると分析されている (Cameron et al. 1988)。

5章 主観的評価のために生じるバイアス

健康状態の自己評価は人々の認識であるため、個人の状況や属性によりバイアスが生じることが知られている。バイアスを以下の3つに分類し、検討を行う。第一に、グループごとのスケーリングの違い。第二に、比較のために参照するグループの影響。第三に、性別の違い、である。

5.1節 グループごとのスケーリングの違い

健康状態の自己評価を用いて国際比較をする際、国による健康状態のスケーリングの違いが問題を生じさせる。例えば、EU12カ国における健康状態の自己評価の結果では、デンマーク人の53%が「とても良い(very good)」と回答するのに対し、ポルトガル人は8%しか「とても良い(very good)」と回答しなかった (Eurostat, 1997)。この原因として、国によって基準となる健康状態が異なることが指摘されている。Angel and Guarnaccia (1989)は、スペイン語を話す人々は英語を話す人々よりも、より不健康に評価することを示している。スペイン語を話す人々の基準となる健康状態は「ふつう (fair)」であるが、英語を話す人々は「良い(good)」であるため、と結論づけている。

5.2節 比較のために参照するグループの影響

健康状態の評価をする際、人々は自分の周囲の人と比較して、回答をしてしまう傾向にある。年齢は、その良い例である。Groot (2000)は、同じ年齢の他の人と比較することで、自分の年齢を考慮して健康の自己評価をしてしまう。そのため、年齢が高ければ高いほど、自己の健康を期待されるよりも高く評価しがちになる問題を指摘している。この年齢によるバイアスについて、2つの理由が指摘されている。第一に、年齢が上がるにつれて、身体的機能の状態と健康状態のつながりは弱まる、という説明である。それは高齢者になるほど、症状や身体的機能ではなく、態度や行動で健康を評価するようになるためである (Hoeymans et al., 1997)。第二の理由として、人々は、元来、前向きに自

身の健康評価を行うためであるという立場もある。上から2番目に良い評価をした人々のうち、若者は同年代の他者と比較しないが、多くの高齢者は同年代の人と比較をする (Kaplan and Baron-Epel, 2003)。

また、Groot (2000)によると、慢性疾患の患者は、周囲にいる他の患者と比較して健康状態を評価するため、健康状態を期待される値よりも高く評価しがちになるという問題を指摘している。糖尿病であり末期の腎臓病患者に、移植手術前後での健康状態の評価を10の範囲で答えてもらう例を示している。手術前における健康状態の評価の平均は5.5、手術成功後は7であった。そして、手術成功後に手術前の健康状態の評価を聞き直すと3.3と評価が下がってしまう。この例より、手術前の患者は周囲にいる患者と比較する事で、本来の健康状態よりも高く評価してしまうと結論付けている。一方、治療を受けたことで健康の自己評価が下がることも指摘されている。Harlan et.al. (1986)は、心循環器疾患で薬剤治療を受けている人は、健康の自己評価が低くなることを示している。

5.3節 性別の違い

女性は、男性より、健康状態の自己評価を低く見積もることが指摘されている (Dolan et al., 1996)。それは、女性のほうが寿命は長く、男性のほうが寿命は短いので、特に高齢の男性は同じ年齢の人と比べて自分が健康であると評価しがちになるためである (Groot, 2000)。また、性別による違いとして、女性は主観的な健康状態を考慮するが、男性は身体的機能を考慮に入れがちであることも指摘されている (Idler and Benyamini, 1997)。

6章 結論

健康状態の自己評価は、一般的な個人の健康状態を示す良い指標であり、さまざまな医療・健康分野の分析に用いられている。生活習慣と健康状態の関係については、生活習慣が個人の身体機能に影響を与え、それが健康状態の自己評価に繋がっていることが指摘されている。医療サービス需要との関係については、健康であれば予防行動に熱心であり、不健康であれば逆の傾向が示されている。また、不健康な人のほうが医療受診を行う傾向にあるが、不健康であっても心理的要因により医療サービスを必要しない可能性が指摘されている。

健康状態の自己評価は、人々の認識であるため、個人の状況や属性によりバイアスが生じるという問題がある。第一に、グループごとのスケーリングの違い。第二に、比較のために参照するグループの影響。第三に、性別の影響であ

る。健康状態の自己評価が与える真の影響を計るためにも、実際に分析を行う場合は、これらのバイアスを考慮に入れることが重要である。

References

Angel, R., and P. Guarnaccia (1989) "Mind, body, and culture: Somatization among Hispanics." *Social Science and Medicine*, 28(12):1229-1238.

Benyamini Y., and others. (2000) "Positive affect and function as influences on self-assessments of health." *Journal of Gerontology: Psychological Sciences and Social Sciences*, 55B(2):107-116.

Bergner, M., and others. (1981) "The Sickness Impact Profile: Development and final revision of a health state measure." *Medical Care*, 19(8):787-805.

Bures, R.M. (2003) "Childhood residuals stability and health at midlife." *American Journal of Public Health*, 93(7):1144-11148.

Cameron, A.C., and others. (1988) "A microeconometrics model of the demand for health care and health insurance in Australia." *The Review of Economic Studies*, 55(1):85-106.

Chambers, L.W. (1993) "The McMaster Health Index Questionnaire: An update." in Walker S.R. and Rosser R.M.. (ed.), *Quality of life assessment: key issues in the 1990s*. Dordrecht: Kluwer Academic:131-150.

Cutler, D.M., and E. Richardson (1997) "Measuring the health of the U.S. population" *Brookings Papers on Economic Activity. Microeconomics*, Vol.1997:217-271.

Dolan, P., and others. (1996) "The time trade-off method: Results from a general population study." *Health Economics*, 5(2): 141-154.

Elam, J.T., and others. (1991) "Comparison of subjective ratings of function with observed functional ability of frail older persons." *American Journal of*

Public Health, 81(9):1127-1130.

Eurostat (1997) *Statistics in Focus, Population and social conditions*.

Goldstein, M.S., and others. (1984) "Predicting changes in perceived health status." *American Journal of Public Health*, 74(6):611-614.

Greiner, P.A., and others. (1999) "Self-rated function, self-rated health, and postmortem evidence of brain infarcts: findings from the nun study." *Journal of Gerontology: Psychological Sciences and Social Sciences*, 54: S219-S222.

Groot, W. (2000) "Adaptation and scale of reference bias in self-assessments of quality of life." *Journal of Health Economics*, 19(3):403-420.

Harlan, L.C., and others. (1986) "Effects of labeling and treatment of hypertension on perceived health." *American Journal of Preventive Medicine*, 2(5):256-261.

Haug, M.R., and others. (1989) "Self-care among older adults." *Social Science and Medicine*, 29(2):171-183.

Haveman-Nies, A., and others. (2003) "Relation of dietary quality, physical activity, and smoking habits to 10-year changes in health status in older Europeans in the SENECA study." *American Journal of Public Health*, 93(2):318-323.

Hirdes, J.P., and W.F. Forbes (1993) "Factors associated with the maintenance of Good Self-Rated Health." *Journal of Aging and Health*, 5(1):101-122.

Ho, L.S., and others. (2002) "Discriminating characteristics of community-dwelling elderly at high and low risk for frailty." *Journal of Aging and Physical Activity*, 10(4):413-431.

Hoeymans, N., and others. (1997) "Ageing and the relationship between functional status and self-rated health in elderly men" *Social Science and Medicine*, 45(10):1465-1603.

Honda, C., and Y. Ohkusa (2001) "International comparison of subjective health evaluation – USA, UK and JAPAN" ISER Discussion Paper No.546.

Hunt, S.M. and others. (1981) "The Nottingham Health Profile. Subjective health status and medical consultations." *Social Science and Medicine*, 15A:221-229.

Idler E.L., and Y. Benyamini (1997) "Self-rated health and mortality: A review of twenty-seven community studies" *Journal of Health and Social Behavior*, 38(March):21-37.

Idler E.L., and S.V. Kasl (1991) "Health perceptions and survival: Do global evaluations of health status really predict mortality?" *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 46(2):S55-65.

Kaplan, G., and O. Baron-Epel (2003) "What lies behind the subjective evaluation of health status?" *Social Science and Medicine*, 56(8): 1669-1676.

Kawachi, I., and others. (1999) "Social capital and self-rated health: A contextual analysis." *American Journal of Public Health*, 89(8):1187-1194.

Lamb, K.L., and others. (1990) "Self-perceived health among sports participants and nonparticipants." *Social Science and Medicine*, 31(9):963-969.

Larson D., and others. (2002) "Self-rated health and mortality among young men: what is the relation and how may it be explained?" *Scandinavian Journal of Public Health*, 30(4):259-266.

Manning, W.G., J.P. Newhouse, and J.E. Ware, (1982) "The Status of Health in Demand Estimation : or, Beyond Excellent, Good, Fair, and Poor," in