

染性疾患や傷害による約 834,000 件の死亡のうち、喫煙は約 126,000 件、高血圧は約 104,000 件の死亡に関連し最も高かった。続いて高血糖は約 42,000 件、運動不足は約 41,000 件、塩分の過剰摂取は約 34,000 件、飲酒は約 33,000 件の死亡に関連した。過去数十年間で高血圧と関連した脳卒中死亡数は低下しているが、喫煙に関連した悪性腫瘍による高齢者の死亡数が急速に増大している。複数の心血管リスク要因への曝露は、その最適な分布に低減されていた場合、平成 19 年度平均寿命は男女ともに 1.4 歳延伸していたと推定された。

D. 考察

我が国では、生活習慣や食習慣、代謝性要因に関するデータが国を代表する標本から長期に渡って収集されており、時系列での分析が可能な数少ない国々の一つである。特に、短期間に健康を獲得するに至った我が国の情報は貴重であり、それを国外へ発信することは今後の世界の保健医療政策にとって重要な貢献となることが必至である。本研究は、この利点を活用して種々の危険因子への介入効果を包括的に比較分析した最初の研究として意義が大きい。

E. 結論

本分析から、我が国の公衆衛生政策において、日本人口の健康水準の持続的向上のためには、以下の二点を重視する必要があることが示唆された。第一に、悪性腫瘍による死亡の減少のため、特に男性における喫煙率の低下が急務である。たばこ税等の政策介入を通じて禁煙を達成し、日本人男性の主要死因である肺がんを予防することにより、平均寿命のさらなる延伸が期待される。第二に、日本人成人死亡率をさらに低下させるためには、代謝危険因子の効果的な管理と、高血圧の予防や管理への努力を継続することが極めて重要である。

参考文献

- Danaei, G., E. L. Ding, et al. (2009). "The preventable causes of death in the United States: comparative risk assessment of dietary, lifestyle, and metabolic risk factors." *PLoS Med* 6(4): e1000058.
- Danaei, G., E. B. Rimm, et al. (2010). "The promise of prevention: the effects of four preventable risk factors on national life expectancy and life expectancy disparities by race and county in the United States." *PLoS Med* 7(3): e1000248.
- Ezzati, M., S. Vander Hoorn, et al. (2006). Comparative quantification of mortality and burden of disease attributable to selected risk factors. *Global burden of disease and risk factors*. A. D. Lopez, C. D. Mathers, M. Ezzati, D. T. Jamison and C. J. L. Murray. New York, Oxford University Press: 241-396.
- Lopez, A. D., C. D. Mathers, et al. (2006). "Global and regional burden of disease and risk factors, 2001: systematic analysis of population health data." *Lancet* 367(9524): 1747-1757.
- Stevens, G., R. H. Dias, et al. (2008). "Characterizing the epidemiological transition in Mexico: national and subnational burden of diseases, injuries, and risk factors." *PLoS Med* 5(6): e125.
- World Health Organization (2002). *The world health report 2002: Reducing risks, promoting healthy life*. Geneva, World Health Organization.

表1 死因調整後年齢階級別死亡者数（平成19年度）
男性

Cause		20-29	30-44	45-59	60-69	70-79	≥80
Cancer	ATL		9	114	152	193	107
	Bladder cancer	2	23	240	642	1,516	2,391
	Breast cancer	0	1	14	35	49	50
	Cervix cancer						
	Colon cancer	26	380	3,202	5,648	8,386	7,664
	Corpus cancer						
	Esophagus cancer	0	48	1,621	3,261	3,561	1,913
	Kidney cancer	4	70	570	952	1,651	1,509
	Larynx cancer	1	5	103	229	346	358
	Leukemia	85	221	790	1,295	2,341	2,034
	Liver cancer	5	194	3,094	5,629	9,585	5,031
	Lung cancer	15	350	4,521	9,856	19,105	16,964
	Mouth cancer	9	75	462	680	967	1,008
	Other cancers	0	0	6	0	11	18
	Pancreatic cancer	7	155	1,893	3,402	4,791	3,724
	Pharynx cancer	4	33	448	717	768	415
	Stomach cancer	24	364	3,899	7,420	12,548	11,370
CVD	Aortic aneurysm	9	153	668	1,022	2,318	3,357
	Arrhythmia	0	16	112	305	860	1,946
	Hemorrhagic stroke	78	1,094	4,918	5,463	7,879	8,633
	Hypertension	4	30	205	377	751	1,519
	IHD	242	1,568	7,382	10,962	21,013	36,884
	Ischemic stroke	8	102	930	3,278	12,033	27,670
	Other CVDs	92	516	1,715	2,707	5,989	10,019
	Total stroke	86	1,196	5,848	8,742	19,912	36,303
DM	Diabetes mellitus	0	24	100	177	649	1,951
External	Alcohol disorder	2	46	123	120	62	34
	Falls	85	255	655	898	1,528	2,323
	Homicide	27	58	123	101	162	193
	Injuries	317	852	2,161	2,414	4,396	6,149
	Road traffic injuries	579	737	1,068	955	1,346	1,037
	Suicide	2,148	5,242	7,771	3,971	2,663	1,715
Other NCD	Liver cirrhosis	7	609	4,048	3,816	3,943	3,633
	Pancreatitis	4	58	150	180	216	260
	Renal disease	10	51	427	934	2,750	5,688
Respiratory	Asthma	12	47	92	143	313	662
	COPD	5	19	168	779	4,287	10,602
	Tuberculosis	4	13	164	260	813	1,652

女性

Cause	20-29	30-44	45-59	60-69	70-79	≥80	
Cancer	ATL		6	96	113	160	124
	Bladder cancer	0	14	65	158	527	1,519
	Breast cancer	25	819	3,905	2,671	2,131	2,238
	Cervix cancer	15	317	709	446	497	600
	Colon cancer	27	293	2,099	2,981	5,174	10,585
	Corpus cancer	2	40	373	454	476	395
	Esophagus cancer	0	22	247	339	491	804
	Kidney cancer	1	25	216	318	793	1,407
	Larynx cancer	0	0	15	13	26	59
	Leukemia	59	132	484	618	1,192	1,991
	Liver cancer	3	57	555	1,666	4,716	5,066
	Lung cancer	7	183	1,610	2,843	5,402	9,155
	Mouth cancer	11	38	161	253	544	1,705
	Other cancers	1	0	5	9	5	44
	Pancreatic cancer	3	61	980	1,996	3,832	5,654
	Pharynx cancer	1	16	76	62	102	181
	Stomach cancer	34	403	1,881	2,407	4,461	9,752
CVD	Aortic aneurysm	2	20	198	469	1,390	4,060
	Arrhythmia	1	2	29	114	641	4,152
	Hemorrhagic stroke	45	465	2,313	2,863	6,733	16,318
	Hypertension	0	4	50	107	399	2,792
	IHD	65	406	1,812	3,733	13,086	64,221
	Ischemic stroke	8	56	311	962	5,619	44,115
	Other CVDs	39	194	698	1,371	4,456	18,620
	Total stroke	52	520	2,624	3,825	12,353	60,433
DM	Diabetes mellitus	0	0	11	68	417	3,521
External	Alcohol disorder	3	17	19	7	9	5
	Falls	34	85	146	218	658	3,476
	Homicide	25	35	55	69	130	338
	Injuries	155	315	717	1,033	2,698	7,939
	Road traffic injuries	137	150	366	524	1,018	983
	Suicide	994	1,841	2,126	1,632	1,576	1,685
Other NCD	Liver cirrhosis	6	191	779	1,270	3,059	6,638
	Pancreatitis	3	15	25	55	106	406
	Renal disease	4	24	188	495	1,741	9,037
Respiratory	Asthma	7	35	70	99	288	1,072
	COPD	4	26	115	317	1,390	8,661
	Tuberculosis	0	4	26	83	441	1,139

表2. 年齢階級別人口寄与割合 (平成19年)

Risk factor, disease	Male					Female				
	30-44	45-59	60-69	70-79	≥80	30-44	45-59	60-69	70-79	≥80
<i>High blood glucose</i>										
Ischemic heart disease	0.14	0.19	0.14	0.14	0.15	0.13	0.22	0.14	0.14	0.14
Total stroke	0.12	0.17	0.18	0.06	0.07	0.12	0.19	0.18	0.06	0.06
Diabetes mellitus	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
<i>High LDL cholesterol</i>										
Ischemic heart disease	0.42	0.33	0.17	0.17	0.00	0.31	0.35	0.22	0.19	0.01
Ischemic stroke	0.27	0.29	0.16	0.00	0.00	0.20	0.31	0.21	0.00	0.00
<i>High blood pressure</i>										
Ischemic heart disease	0.14	0.24	0.24	0.10	0.12	0.00	0.19	0.32	0.18	0.20
Total stroke	0.22	0.43	0.35	0.32	0.36	0.00	0.24	0.32	0.24	0.28
Hypertensive disease	0.40	0.69	0.77	0.77	0.77	0.00	0.52	0.73	0.74	0.75
Other selected CVD	0.40	0.60	0.65	0.54	0.52	0.00	0.44	0.61	0.52	0.49
<i>High BMI</i>										
Ischemic heart disease	0.28	0.20	0.18	0.11	0.03	0.00	0.09	0.13	0.09	0.02
Ischemic stroke	0.28	0.22	0.18	0.11	0.04	0.00	0.10	0.13	0.09	0.04
Hypertensive disease	0.40	0.35	0.28	0.22	0.11	0.00	0.17	0.21	0.18	0.09
Postmenopausal breast cancer							0.04	0.06	0.06	0.04
Colon cancer	0.09	0.10	0.09	0.09	0.06	0.00	0.03	0.05	0.05	0.04
Corpus uteri cancer						0.00	0.10	0.16	0.16	0.11
Kidney cancer	0.12	0.12	0.12	0.11	0.07	0.00	0.05	0.08	0.09	0.06
Pancreatic cancer	0.02	0.03	0.02	0.02	0.01	0.00	0.02	0.04	0.04	0.02
Diabetes mellitus	0.38	0.38	0.31	0.22	0.14	0.00	0.19	0.24	0.18	0.12
<i>Alcohol use</i>										
Ischemic heart disease	-0.30	-0.30	-0.13	-0.05	-0.01	-0.16	-0.14	-0.04	-0.01	0.00

Risk factor, disease	Male					Female				
	30–44	45–59	60–69	70–79	≥80	30–44	45–59	60–69	70–79	≥80
Ischemic stroke	0.24	0.08	0.00	-0.01	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00
Hemorrhagic stroke	0.59	0.40	0.19	0.07	0.00	0.34	0.17	0.05	0.01	0.00
Hypertensive disease	0.44	0.41	0.34	0.25	0.16	0.25	0.20	0.13	0.08	0.05
Cardiac arrhythmias	0.37	0.36	0.33	0.27	0.20	0.30	0.24	0.16	0.09	0.06
Breast cancer						0.08	0.08	0.06	0.03	0.04
Colon cancer	0.29	0.28	0.23	0.16	0.06	0.10	0.07	0.04	0.01	0.01
Esophageal cancer	0.56	0.57	0.51	0.40	0.20	0.31	0.23	0.13	0.04	0.02
Mouth cancer	0.50	0.45	0.37	0.27	0.17	0.39	0.30	0.19	0.09	0.05
Pharynx cancer	0.50	0.45	0.37	0.27	0.17	0.39	0.30	0.19	0.09	0.05
Larynx cancer	0.58	0.56	0.51	0.41	0.29	0.50	0.42	0.30	0.17	0.10
Liver cancer	0.21	0.20	0.19	0.23	0.28	0.33	0.26	0.15	0.04	0.02
Other selected cancers	0.16	0.15	0.11	0.08	0.05	0.12	0.08	0.05	0.02	0.01
Diabetes mellitus	-0.13	-0.11	-0.08	-0.04	-0.01	-0.03	-0.03	-0.02	-0.01	-0.01
Liver cirrhosis	0.77	0.74	0.66	0.49	0.23	0.72	0.62	0.48	0.22	0.10
Pancreatitis	0.37	0.34	0.28	0.20	0.13	0.21	0.17	0.11	0.06	0.04
Road traffic injuries ^a	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
Falls, homicide, suicide, and other injuries ^a	0.12	0.10	0.05	0.02	0.00	0.03	0.01	0.00	0.00	0.00
<i>Tobacco smoking</i>										
Ischemic heart disease	0.00	0.49	0.38	0.34	0.06	0.00	0.27	0.33	0.19	0.13
Total stroke	0.00	0.21	0.09	0.00	0.00	0.00	0.16	0.13	0.00	0.00
Other selected CVD	0.00	0.65	0.60	0.61	0.14	0.00	0.13	0.24	0.21	0.14
Lung cancer	0.00	0.71	0.66	0.68	0.73	0.00	0.24	0.40	0.36	0.39
Esophageal cancer	0.00	0.60	0.55	0.57	0.63	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Mouth cancer	0.00	0.51	0.46	0.48	0.54	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Pharynx cancer	0.00	0.51	0.46	0.48	0.54	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Risk factor, disease	Male					Female				
	30–44	45–59	60–69	70–79	≥80	30–44	45–59	60–69	70–79	≥80
Stomach cancer	0.00	0.25	0.21	0.22	0.27	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Liver cancer	0.00	0.34	0.30	0.31	0.36	0.00	0.07	0.15	0.12	0.14
Pancreatic cancer	0.00	0.27	0.23	0.24	0.29	0.00	0.08	0.16	0.13	0.15
Cervix uteri cancer						0.00	0.13	0.23	0.20	0.23
Bladder cancer	0.00	0.74	0.69	0.70	0.75	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Chronic obstructive pulmonary disease	0.00	0.57	0.52	0.53	0.60	0.00	0.22	0.37	0.33	0.36
Asthma	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.21	0.36	0.32	0.36
<i>Physical inactivity</i>										
Ischemic heart disease	0.27	0.26	0.24	0.23	0.11	0.28	0.29	0.28	0.24	0.10
Ischemic stroke	0.16	0.15	0.13	0.14	0.05	0.16	0.18	0.17	0.15	0.05
Breast cancer						0.11	0.15	0.14	0.12	0.03
Colon cancer	0.22	0.22	0.19	0.19	0.06	0.23	0.25	0.24	0.20	0.06
Diabetes mellitus	0.18	0.18	0.16	0.16	0.04	0.19	0.20	0.19	0.17	0.04
<i>High TFA intake</i>										
Ischemic heart disease	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<i>Low PUFA intake</i>										
Ischemic heart disease	0.38	0.32	0.18	0.10	0.10	0.36	0.29	0.18	0.10	0.10
<i>High salt intake</i>										
Ischemic heart disease	0.04	0.04	0.04	0.02	0.02	0.09	0.05	0.06	0.03	0.04
Total stroke	0.07	0.09	0.06	0.06	0.05	0.06	0.06	0.06	0.04	0.05
Hypertensive disease	0.14	0.18	0.19	0.19	0.17	0.14	0.17	0.19	0.18	0.20
Other selected CVD	0.14	0.14	0.14	0.11	0.09	0.14	0.13	0.14	0.10	0.10
Stomach cancer	0.24	0.26	0.27	0.28	0.27	0.25	0.27	0.27	0.29	0.28
<i>Low veg & fruit intake</i>										
Ischemic heart disease	0.16	0.13	0.09	0.07	0.03	0.13	0.08	0.04	0.04	0.03

Risk factor, disease	Male					Female				
	30-44	45-59	60-69	70-79	≥80	30-44	45-59	60-69	70-79	≥80
Ischemic stroke	0.22	0.19	0.13	0.11	0.05	0.19	0.12	0.06	0.06	0.05
Lung cancer	0.16	0.13	0.09	0.07	0.03	0.13	0.08	0.04	0.04	0.03
Stomach cancer	0.22	0.19	0.13	0.11	0.05	0.19	0.12	0.06	0.06	0.05
Colorectal cancer	0.04	0.04	0.02	0.02	0.00	0.03	0.02	0.01	0.01	0.00
Esophageal cancer	0.33	0.28	0.20	0.16	0.08	0.28	0.18	0.10	0.09	0.08
Mouth cancer	0.33	0.28	0.20	0.16	0.08	0.28	0.18	0.10	0.09	0.08
Pharynx cancer	0.33	0.28	0.20	0.16	0.08	0.28	0.18	0.10	0.09	0.08
<i>Hepatitis B virus</i>										
Liver cancer	0.24	0.24	0.24	0.17	0.17	0.16	0.16	0.16	0.17	0.17
<i>Hepatitis C virus</i>										
Liver cancer	0.31	0.54	0.66	0.85	0.85	0.22	0.54	0.72	0.84	0.84
<i>Helicobacter pylori</i>										
Stomach cancer	0.31	0.47	0.56	0.58	0.58	0.31	0.47	0.56	0.58	0.58
<i>Human papilloma virus</i>										
Cervix uteri cancer	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
<i>HTLV-1</i>										
Adult T-cell leukemia	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

CVD, cardiovascular disease; HTLV-1, human T-lymphotropic virus 1.

^a Population attributable fractions for age 20 to 29 were: road traffic injuries, 0.01 in both sexes; and falls, homicide, suicide, and other injuries, 0.09 in males and 0.02 in females.

高齢者窓口負担の受診率および健康に与える影響

研究分担者 橋本英樹 東京大学大学院医学系研究科 教授
研究協力者 重岡 仁 コロンビア大学経済学部 博士課程

研究要旨

本研究は、日本における、高齢者窓口負担が受診率および健康に与える影響を明らかにすることを目的とした。具体的には、患者調査（昭和 59 年～平成 20 年）および人口動態統計（死亡票、昭和 46 年～平成 20 年）を用いて、70 歳での窓口負担の変化が、外来受診率、入院率、死亡率等に与える影響を regression discontinuity design により推計した。各年齢における医療費用額は、社会医療診療行為別調査（昭和 50 年～平成 20 年）より求めた。さらに国民生活基礎調査（昭和 61 年～平成 20 年）を用いて、死亡率以外の健康指標を調べた。その結果、70 歳の窓口負担の減少により外来および入院の利用率が大幅に上昇することがわかった。また、その結果、死亡率に僅かな減少が見られた。以上において、日本において、高齢者の窓口負担軽減が医療の消費や健康に与える可能性が示唆された。今後、窓口負担の影響を受けやすい疾病等を特定し、窓口負担が必要な治療を遅らせている可能性や、不必要な医療サービスを誘発していないか等、詳細に検討する必要がある。

A. 研究目的

わが国の高齢者は、高齢者以外に比べて、約 5 倍もの医療サービスを利用している。高齢化が進む日本においては更なる医療費の増加が予測される。昭和 48 年に 70 歳以上の高齢者の医療費は原則無料化されたが、昭和 58 年以降は、高齢者の窓口負担は暫時引き上げられてきた。しかし、窓口負担の増加によって、不必要な医療サービスの利用（モラルハザード）に減少が見られたか、もしくは、逆に必要な医療サービスを受けられなくなったか、といった窓口負担が医療サービスの利用率に与えた分析は少ない。特に患者単位のマイクロレベルデータを用いた分析は数少ない。さらにそれが死亡率や健康状態に与えた影響についての解析は皆無と言える。

窓口負担が保険医療サービス利用率や健康に与える影響に関する先行研究では、アメリカにおいて RAND Health Experiment が有名である。この実験においては、窓口負担を患者にランダムに割り振ることにより、

利用率やその後の健康に与える影響を分析した。しかし、この実験には 62 歳以上が含まれておらず、例えば、高齢者の方が、より金銭状況が厳しいとすれば、この実験から得られた窓口負担に対する利用率の弾力性は過大評価されている可能性が高い。一方で、高齢者に関しては、高齢者向けの公的保険であるアメリカのメディケアーに関する研究が多くなされているが、これは無保険者が新たに保険によってカバーされる効果の測定であり、皆保険が実施されている日本における窓口負担の影響の分析とは、状況が異なる。

そこで、本研究では、患者調査を用いて、70 歳前後での医療サービスの利用率の違いを、さらに人口動態死亡票、国民生活基礎調査を用いて、それが健康に与える影響について調べることを目的とする。統計手法としては、70 歳という閾値を利用して、regression discontinuity design という手法を用いて解析を行った。日本の場合は、アメリカの場合と違い皆保険が達成されて

いるため、70歳前後を比較することで純粋に窓口負担の違いが、医療サービスの利用率に与える影響だけを観察することが出来る。また、アメリカにおいては保険者や医療の供給者側が医療サービスの値段設定に関与するために、需要側の窓口負担の影響だけを分離するのが難しいのに対し、日本の場合、供給者側には同一の点数表が適用されるため、窓口負担が需要側のみに与える影響を測定できるというメリットもある。また、regression discontinuity designでは、これまでの手法と比べて、所得や教育などの医療サービス利用率に与える他の要因の影響を完全に除去できるため、より正確な医療利用率の測定が期待できる。

B. 研究方法

(1) データ

分析に用いるデータは、患者調査（昭和59年～平成20年）、人口動態統計（死亡票、昭和46年～平成20年）、国民生活基礎調査（昭和61年～平成20年）である。また、医療施設調査を患者調査に突合し、医療施設別の利用率の変化を調べるのに利用した。これらは、全て、厚生労働省に利用申請を行い、利用許可を得たものである（厚生労働省発統0817第6号）。

患者調査は、外来受診率、入院率の測定に用いた。人口動態統計は、医療サービスの利用が死亡率に与える影響の測定に用いた。国民生活基礎調査、特に健康票は、死亡率以外の健康状態に与える影響の分析に用いた。各年齢における医療費用額は、社会医療診療行為別調査（昭和50年～平成20年）より求めた。

70歳前後の値を比較するため、70歳の前後5歳または10歳のデータを切り出して用いた。

(2) 統計的手法

70歳という閾値を利用して、regression discontinuity designという手法を用いて解析を行った。説明変数は、年齢、及び70歳以上の場合は1を採るダミー変数である。

被説明変数は、外来利用率、入院率、死亡者数や、その他の健康指標である。患者数から外来利用率や入院率への変換には、公表されている国勢調査の値を用いた。

C. 研究結果

70歳の窓口負担の減少により、外来および入院の利用率が大幅に上昇することがわかった。図1は、70歳前後での診療所における外来利用率の違いを示したものである。調査年度によるが、70歳後でおおよそ10-15%外来利用率が増えることがわかった。図2は同様の分析を病院の入院率で行ったものである。これも調査年度によるが、70歳後でおおよそ5-15%病院入院率が上昇することが分かった。図3は、人口動態の死亡票を用い、70歳前後の死亡率を比較したものである。70歳後にわずかに死亡率の減少が見られ、その主な原因は心臓病であった。さらに、それぞれについて、性別別、病因別、医療機関別の分析等も行った。

D. 考察ならびにE. 結論

日本において、高齢者の窓口負担軽減が医療の消費や健康に与える可能性が示唆された。

今後、さらに窓口負担の影響を受けやすい疾病等を特定し、窓口負担が必要な治療を遅らせている可能性や、不必要な医療サービスを誘発していないか等、詳細に検討する必要がある。診療所と病院の外来では、外来を訪問する場合の疾病が異なると思われるため、現在提供されていない、平成2年、平成14年、平成17年、平成20年の病院票の外来データの解析も必要であろう。また、人口動態死亡票だけでなく、患者調査退院票の転帰を健康の指標として用いた分析も必要であろう。

F. 健康危険情報

該当せず。

G. 研究発表

該当せず。

H. 知的財産権の出願・登録状況（予定含む）

該当せず。

図 1 : 70 歳前後での外来利用率の違い (患者調査 : 入院外来票、診療所票)

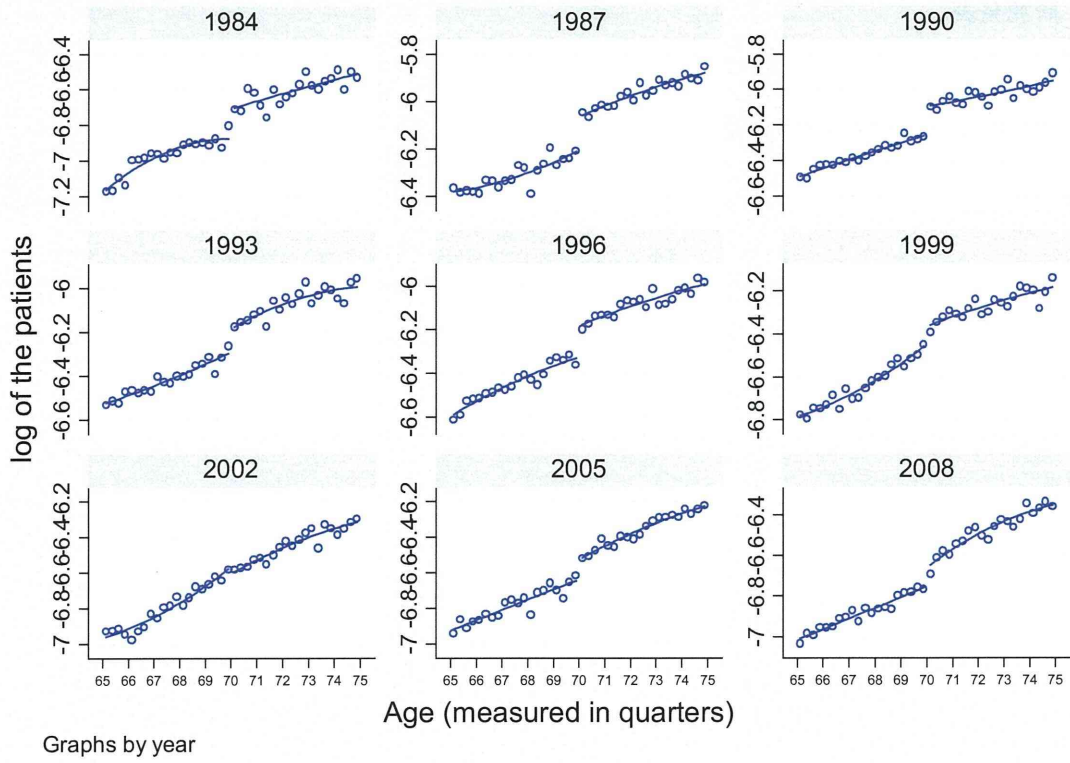


図 2 : 70 歳前後での入院率の違い (患者調査 : 退院票、病院票)

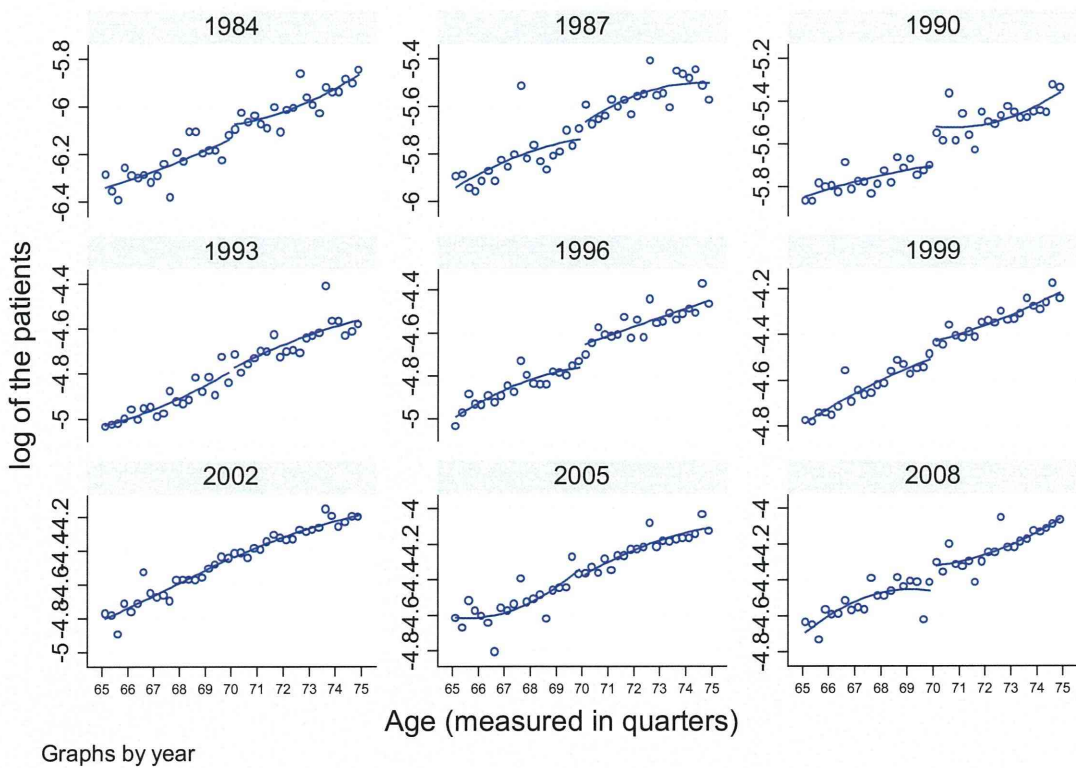
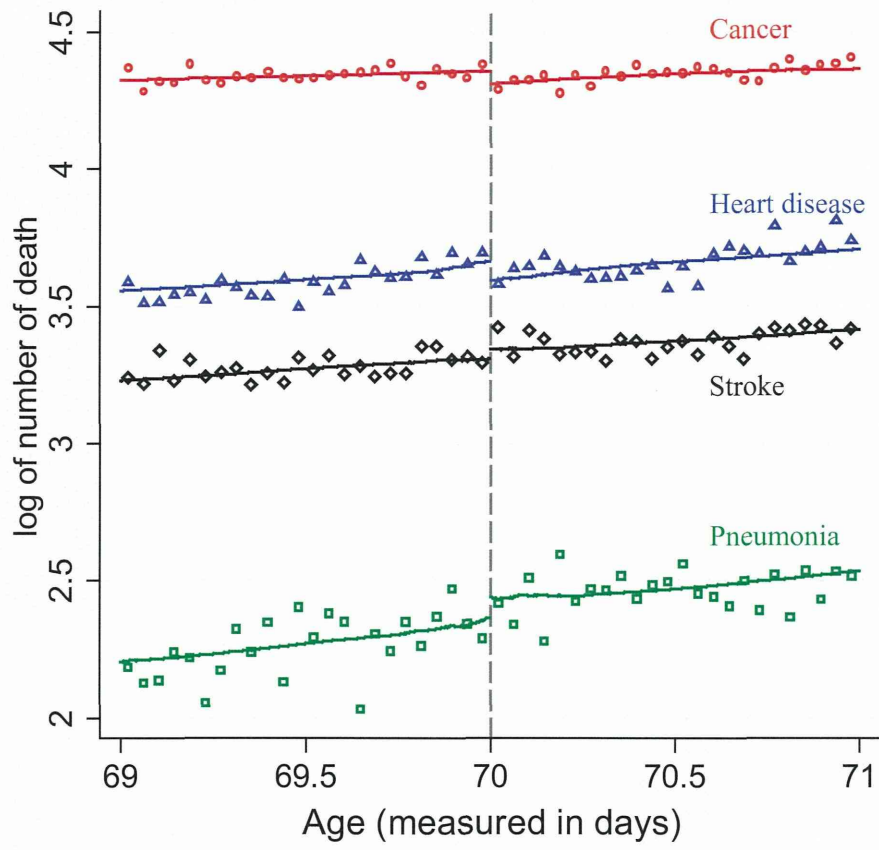


図 3 : 70 歳前後での死亡率の違い (人口動態：死亡票)



厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））
分担研究報告書

医療サービスアクセスの水平的公平性に関する研究

研究分担者 橋本英樹 東京大学大学院医学系研究科 教授
研究協力者 渡邊 亮 東京大学大学院公共健康医学専攻 修士課程

研究要旨

多くの国で、医療に対するアクセシビリティの公平性(equity)を担保するために様々な取り組みをしている。公平性の定義として、Le Grand(1978)は「同程度の医療ニーズに対しては同程度の治療が施されるべきである(“equal treatment for equal need: ETEN”）」との考えに基づき、ETEN が実現しない状態を水平的不公平と呼んだ。この考え方に従い、本研究では日本における医療消費の水平的公平性の推移を最新のデータを含めて再検証することと、不平等の要素分解によって何が不平等の形成に寄与しているのかを明らかにすることを目的とした。

分析には、1986年から2007年の国民生活基礎調査（大調査年）計8年分の世帯票・健康票・所得票の個票を用いた。水平的不公平の算出は、先行研究を踏まえ、集中度指数（Concentration Index:CI）を援用した指標を利用した。所得による医療消費と医療ニーズの不平等を示すCIをそれぞれCM・CNとし、両者の不平等指標の差（CM-CN）を所得による医療消費の不公平の指標（Horizontal-inequity Index; HI）とした。所得の指標として等価所得を、医療消費の指標として医療機関への通院の有無を用いた。医療ニーズは、身体や疾病の状態、年齢性別によって主観的健康感を回帰した結果から再推計したものをを用いた。また、消費の不平等が生じる要素の影響度合いを示すために、消費の不平等指標を所得・健康状態・医療提供体制・残差に分解した。

医療機関への通院の有無は、低所得層に有利な形で不平等が存在し、医療ニーズは低所得層で高い傾向が伺えた。特に20歳以上64歳未満で自己負担が3割の対象者層では、通院の有無についても高所得層に有利な形で不平等が存在し、医療ニーズも低所得層で高い傾向が近年拡大していた。通院の有無に関する不平等を構成する要素として、健康状態よりもむしろ所得による影響が大きく、その影響も拡大傾向にあった。65歳以上については、医療機関への通院の有無は1998年を除いてpro-rich、医療ニーズについてはpro-poorであるものの、その値は比較的小さかった。

以上の結果から日本において、医療機関への受診に所得による水平的不公平が生じていることが示唆された。保健医療制度の今後の見直しにあたりアクセスの不公平を是正するための方策を検討する必要があると考えられる。

A. 研究目的

本研究の目的は、わが国の皆保険制度下における医療サービスへのアクセスの公平性を検証することにある。

皆保険制度（universal coverage）の目指すべき機能として、すべての国民に対し、

適切な保健医療サービスへのアクセスを家計の支払い能力によらず保障することが求められている（WHO, 2005; Roberts, et al. 2004）。わが国で皆保険制度が開始されてから2011年でちょうど50年を迎えることになる。すべての国民に対して、入院・外来・

歯科・薬剤などの広い給付対象について、比較的安い自己負担のもとで、いつでもどの医療機関でも受診できるフリーアクセスが確保されてきたことは、国際的に見てもわが国の医療制度の先進的な特徴とって過言ではない。一方で、近年、経済的格差の拡大などに伴い、経済的困難世帯において、医療サービスへのアクセスが担保できているかどうかが社会的にも問題となってきた（Ichida, et al. 2009）

Le Grand (1978)は「同程度の医療ニードに対しては同程度の治療が施されるべきである(“equal treatment for equal need: ETEN”）」との考えに基づいて、ETENが実現しない状態を水平的不公平(horizontal inequity)と呼んでいる。そこで本研究では、日本における水平的公平性の推移を実証的に検証することを目的とした。

Wagstaff *et al.*(1991)は、集中度指数(Concentration Index : CI)を用いた不公平の検証を提案し、これに沿って van Doorslaer *et al.*(2002)では、OECD 諸国における所得に対する医師へのアクセスの不公平性を欧州共同体家計パネル(The European Community Household Panel:ECHP)のデータを用いて検討している。健康状態などから予測された医療消費量と実際に消費された医療費のCIの差として水平的不公平を求めた結果、一般医(general practitioner: GP)へのアクセスについて不公平は認められないものの、GPへの受診回数は低所得層でより多くなる傾向(pro-poor)が各国で見られた。一方、専門医へのアクセスについては、利用可能性が高所得層でより高い傾向(pro-rich)が見られる国が多かった。同様の検討は Lu *et al.* (2007)により、香港・韓国・台湾のアジア3カ国でも実証的に検証され同様の結果を得ている。

日本における先行研究として、Honda and Ohkusa(2001)があげられる。90年代に実施された3回分の国民生活基礎調査大調査分個票を用いて、医療機関(鍼灸を含

む)の受診と、健康状態から推計した期待受診確率(医療ニーズ)のCIの差を水平的不公平の指標として求めている。その結果90年代の日本における医療アクセスはむしろ pro-poor であり、90年代を通じてその傾向は拡大していると結論づけている。しかし自己負担率が異なり、かつ所得が異なる高齢者層と若年層を一緒にした分析に終始している点、また医療扶助などを受けている層も分離していないなど、その分析は全体像を描写するに留まっていた。本研究では、年齢層や扶助の有無などを考慮にいたうえで、特に所得格差や健康格差が社会的に問題視されてきた2000年以降のデータを追加することで、この問題をより深く分析することを目指すものである。

B. 研究方法

B-1. 研究の対象

本研究に用いるデータは、平成19年に実施された「国民生活基礎調査」(厚生労働省)の個票である。統計法第33条に従い個票利用申請を行い、厚生労働省発統0817第6号(平成22年8月17日)に承認を受けた。「国民生活基礎調査」は国勢調査区からそれぞれ層化無作為抽出した5,440調査地区の住民を対象としている。ベースラインとなる世帯票の回答者数は、対象となった287,807世帯のうち229,821世帯である。そのうちで所得票に回答し23,513世帯(65,018人)を分析対象とした。ここで、本研究では年齢に関連した自己負担額や健康度のナチュラルコースとしての変化と70歳前後の制度変更による変化を区別することを主目的としたので、64歳から75歳までの10,293人に分析対象を絞った。

分析に用いるデータは、昭和61年(1986年)から平成19年(2007年)国民生活基礎調査(大調査年)計8年分の世帯票・健康票・所得票の個票データである。各調査票の配付世帯数(調査客対数)及び集計客対数を表1に示した。個票データについては改正統計法に基づく利用申請を行い、厚

生労働省より使用許可を得た。後述する医療ニード(健康指標)算出のために必要な推計式を求める際には、各年度毎に、世帯票と健康票を突合できた者のうち推計モデルの説明変数として用いる項目に欠損値がない者をすべて用いた(表1)。一方、水平的不公平の分析対象には、世帯票・健康票に加えて所得票が突合できたものに限定した。なお、主観的健康感については、1986年までは20歳以上、1989年以降は15歳以上のみに質問しており、分析対象は20歳以上に限定した。突合できた世帯のうち、住民税及び所得税の支払が共に0円かつ等価所得が100万円未満の世帯については、生活保護などによる措置給付を受けているものが多いと推測され、これらの人々は医療サービスの消費行動が異なる可能性が高い。また高齢者(65歳以上)についても、自治体の医療費助成制度ないし高齢者医療制度による自己負担の軽減の対象となるものが含まれると考えられる。そこで、措置給付世帯と推測される上記条件(住民税・所得税の支払いがなく等価所得が100万未満)の世帯を除いたうえで、原則3割自己負担の対象となる20~64歳の者と、自己負担が1ないし2割となる高齢者に層化して分析を実施した。分析対象数は各年度で表1の通りとなった。

(2) 集中度指数(CI)を用いた水平的不公平の推計

所得に対する医療消費の不平等を示すCI(C_M)と、所得に対する医療ニードの不平等を示すCI(C_N)の差($C_M - C_N$)を、所得に対する医療消費の不公平の指標(Horizontal Inequity Index; HI)とした。 C_M (および C_N)は(-1,1)の値を取り、正の値であればpro-rich、つまり高所得層ほど医療消費が多い(ないし健康状態がよい)という不平等を示し、負であればpro-poor、つまり低所得層ほど医療消費が多い(ないし健康状態が悪い)という不平等を示す。

C_M は、医療消費の指標 y と、所得の指標

の順位をパーセンタイル化したfractional rankを用いて以下のように計算される。

$$C_M = \frac{2}{y} \text{cov}(y_i, R_i) \quad (1)$$

ここでcovは共分散を、 y はサンプルサイズ i における医療消費の平均、 y_i は i 番目のサンプル、 R_i は所得の相対パーセンタイル化順位(relative fractional rank)をそれぞれ示す。なお、 C_N を計算する場合、 y は医療ニード(健康状態)を示す指標となる。

(3) 所得の指標

所得の指標としては等価所得を用いた。先行研究にならい、本分析では所得票の個人別所得各項目を世帯毎に集約し、世帯員数の平方根で除したものを等価所得とした。

(4) 医療消費の指標

Honda and Ohkusa(2001)と同様、健康票の質問に対する回答を元に、医療機関への通院の有無を医療消費の指標とした。

(5) 医療ニードの指標

先行研究では、医療サービスの利用の有無や量を、基本属性や健康状態によって帰し、予測される利用確率・量として推計しなおしたものをニードとしている。本研究では、国民生活基礎調査が横断的調査であることを考慮し、この手法をあえて取らないこととした。すなわち健康票において、健康状態は調査時点のものであるのに対し、医療サービス利用は、それに先立つ1カ月の状況を想起して回答を求めているため、健康状態によって利用有無を推計するのは時間軸的に無理があると考えたからである。そこで医療ニードの指標として、健康状態そのものを指標化することとした。

健康票では主観的健康感を5件法で質問しており、過去の調査でも同様の質問がされている。しかしBörsch-Supan *et al.*(2005)によると、主観的健康感は、地域や年齢などの属性による報告バイアスの影響を受ける可能性が指摘されている。そこ

で、主観的健康感を身体や疾病の状態など比較的客観的と思われる変数によって回帰推計し、報告バイアスの影響を除いたうえで医療ニーズの指標とした。すなわち、健康票の自覚症状に関する質問、傷病に関する質問、及び年齢・性別を元に、主観的健康感をアウトカムとした回帰式を求め、主観的健康感を再推計した。被説明変数である主観的健康感が順序を示す離散的な数値であることから、推計には *ordered probit model* を用いた。

(6) 医療消費の不平等の分解

所得による医療消費の不平等 C_M が生じる要素を説明するために Wagstaff *et al.*(2003) は医療消費額を線形回帰し、

$$y_i = \alpha + \sum_k \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i$$

(2)

(2) 式を元にして、 C_M は次のように変形することが出来ることを示した。

$$C_M = \sum_k (\beta_k \bar{X}_k / \bar{y}) C_k + GC_\varepsilon / \bar{y} \quad (3)$$

\bar{y} は y (医療消費の指標) の平均、 \bar{x}_k は x_k (医療消費を説明する変数) の平均を示し、 C_k は k 番目の説明変数による医療消費 y の CI を、 GC_ε は誤差項の CI を表す。すなわち、全体の CI は線形回帰の説明変数の CI を、その説明変数 x_k による消費量 y の弾力性で重み付けした合計値となる。本研究では医療消費額を健康指標・等価所得に加えて、地域の医療資源量として都道府県別の人口 1000 人あたり医師数を用いて回帰し、それぞれの寄与を明らかにすることとした。

ただし、通院の有無はそれぞれ 0-1 の 2 値変数であり、上記の線形モデルで取り扱うことは妥当ではない。これについては van Doorslaer & Koolman (2004) によって線形近似したモデルが提案されており、それを採用した。

C. 研究結果及び考察

1) 対象の特性・記述統計

分析対象の特性・記述統計量を、表 2 に示した。男女比は期間を通じて大きな変化はなかった。全対象者の平均年齢は 46.5 ± 16.0 歳 (1986 年) から漸増し、2007 年には 53.0 ± 17.9 歳まで上昇した。等価所得は 1986 年から上昇傾向を示したが、1998 年をピークに下落に転じた。医療機関へ通院する者の割合は、一貫して上昇傾向であった。

(2) 医療消費と健康状態の不平等性

所得に対する医療消費 (通院の有無)、所得に対する医療ニーズ (健康状態)、及び所得分配の不平等を示すジニ係数に関する CI を表 3-1 に示した。医療機関への通院の有無は、対象全体で見た場合一貫して負の値を取っており、低所得層に有利な形 (*pro-poor*) で不平等が存在していた。一方、所得に対する医療ニーズ (推定された健康状態) についても低所得層で健康状態が悪く、その傾向が 90 年代以降拡大していた。20 歳以上 64 歳未満で自己負担が 3 割の対象者に限定した場合、医療機関への通院の有無の CI は正の値、すなわち *pro-rich* に転じた。一方、医療ニーズは *pro-poor* を示し、その傾向が拡大していた。65 歳以上については、医療機関への通院の有無は 1998 年を除いて *pro-rich* であるものの、その絶対値は若年層に比較して小さかった。医療ニーズについても、*pro-poor* であるものの、若年層に比較してその絶対値は小さかった。

(3) 不平等の分解

20 歳以上 64 歳未満で自己負担 3 割の対象と考えられる者の、通院の有無に関する不平等を説明する要素として、1986 年度から 2007 年度の各年で、健康状態、所得、地域医療資源量、残差に分解した結果を図 3-2 に示した。

通院の有無に関する不平等を構成する要素としては、健康状態による影響に比べて所

得による影響が大きく、その影響は特に2001年以降増大傾向にあった。一方、地域医療資源量及び残差（説明できない要素）による寄与は極めて限られていた。地域医療資源量として都道府県ごとの1,000人当たり医師数を用いたが、人口当たり病床数を用いても結果は大きく変わらなかった。

D. 結論

20歳以上の全対象者についてみれば、86年以降ほぼ一貫して医療機関への受診の有無の所得による不平等は低所得層に有利な形で存在していた。一方、医療ニーズについては、低所得ほど健康状態が悪く、その傾向が90年代以降強まっており、その結果として所得による医療機関への受診の水平的不公平が拡大傾向を示していた。特に20歳以上64歳未満で自己負担3割の対象と考えられる者に限定した場合、その傾向はより強く見られた。海外の先行研究では、医療消費の指標の一つとしてGPや医療機関へのアクセスを採用している。欧州で行われた先行研究(van Doorslaer E, Koolman X, Jones AM, 2004)では、GP受診の有無の不平等指標は、ベルギー以外のOECD11カ国では負の値を取っていた。すなわち多くの国で一般医への受診はpro-poorの傾向が示されていた。Honda and Ohkusa(2001)も、わが国の「医療機関への通院の有無」に関する不平等指標を1992,1995,1998年の国民生活基礎調査データからそれぞれ求めた結果-0.0252, -0.0247, -0.0442といずれも負の値であったと報告している。われわれの今回の推計においても、20歳以上の対象者全体について推計した集中度指数は負の値を示していた。このように、医療機関への通院の有無に関しては、日本においても低所得者により有利な形の不平等が存在している点は、社会保障制度として医療サービスを提供している欧州各国と共通している。ただし不平等の程度については、欧米の先行研究におけるGPへのアクセスと、国民生活基礎調査の「医療機関への通

院の有無」の比較可能性の問題もあり、その差を一概に評価することは出来ない。

一方、年齢層を高齢者と若年者に分けた場合、所得によるアクセスの不平等はいずれの年齢層においても正、すなわち高所得層に有利な形で存在していることが明らかになった。一見矛盾しているこの結果は、所得と年齢層の影響が交絡した結果であると理解される。すなわち、わが国の制度では、労働収入があり比較的高収入である若年層に対して、年金所得に主に依存し比較的低所得層である高齢者により有利な形で医療アクセスを提供してきたことを強く示すものである。これは70歳以上に適用される低い自己負担率などがアクセスに大きく影響していることを示唆するものと考えられる。

3割自己負担の対象層に絞ったCIの要素分解分析では、所得による影響が最も大きく、アクセスの不平等に所得が強く関与していることを示している。欧州の先行研究結果と、本研究を比較しても、日本のアクセス不平等に対する所得による寄与は決して小さくないことが示唆された。鈴木(2004)を始め、これまで自己負担率の改定の前後で生じた医療消費の変化を検討した国内の先行研究では、自己負担率の増加は一時的に受療量の減少と関連するものの、その価格弾力性は低く、かつ影響は期間限定的であるとされていた。しかし、本研究の結果は医療消費の意志決定において、低所得層でニーズが多く見られるにもかかわらず相対的に受療が少なく、受療格差の説明要因としても所得の多寡が強い影響を及ぼしていた。国立社会保障・人口問題研究所が2007年に実施した「社会保障実態調査」でも、過去1年間医療機関にだれもいかなかった世帯のうち「健康ではなかったが、いくことができなかった」と答えた世帯の理由として、「自己負担の割合が高い」など経済的な理由が最も多かったと報告されている(国立社会保障・人口問題研究所, 2010)。保健医療制度のあり方について論じる場合、医療消費量の所得弾力性だけではなく、医

療ニーズに見合った医療消費が保障されているのかどうか、水平的公平性の視点からの評価が必要であると考えられる。地域の医療提供体制を示す人口 1,000 人当たり医師数の影響は極めて限定的であった。ミクロで見れば医師の偏在が問題になっているものの、マクロで見た場合、医療提供体制による医療消費への影響は限定的であることが推察された。

先述の通り、横断的調査である国民生活基礎調査の性質上、調査年 5 月（1 ヶ月）の医療消費と調査年 6 月時点の健康状態についてそれぞれ CI を求め、それらを比較して、水平的不公平指標を求めている。今後、パネルデータによる再検証が必要である。さらに欧州共同体家計パネル ECHP では、医療消費に関する項目として、一般医や専門医などサービス別に通院回数が聴取されているのに対して、国民生活基礎調査では通院回数や入院・外来の区分がないため、諸外国との正確な比較は極めて困難である。今後国民生活基礎調査の該当質問項目について、入院・外来などのサービス別に受療の有無・回数について情報が取れるようになることが望ましい。

E. 結論

1986 年～2007 年の 3 年毎の国民生活基礎調査個票データを用いて、わが国における医療機関への通院について所得による水平的公平性を検討したところ、高所得者に有利な不公平が存在し、近年その傾向は強まっている可能性が示唆された。その主たる要因として、所得格差による医療ニーズ・健康状態の不平等の増大があり、特に 25～64 歳の 3 割自己負担層に絞った場合その傾向は顕著であった。また医療機関への受診状況の所得による分布を要素分解した結果、健康状態よりも所得により多くが説明された。今後医療保険制度の自己負担率や保険料改定による医療消費への影響を検討するうえで、価格弾力性のみならず、医療ニーズを考慮した水平的公平性の視点からの評価が必要であることが示唆された。

また、現在の公的統計からは、本邦における医療の公平性を諸外国のそれと比較することが困難であることから、諸外国との比較可能性を考慮した統計データの設計・収集が望まれる。

E. 健康危険情報

なし

F. 研究発表

1. 論文発表

Ikegami, Yoo, Hashimoto, et al.
Japanese Universal Coverage: Evolution, Achievements and Challenges (投稿中)

Watanabe, Hashimoto, et al. Time trend of horizontal equity for healthcare access in Japan (投稿中)

2. 学会発表

平成 22 年度医療経済学会 渡邊亮・橋本英樹 「日本における所得による医療消費の水平的不公平」

G. 知的所有権の取得状況の出願・登録状況

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

参考文献

- Roberts M, Hsiao, W, Berman, P, Reich, M., Getting health reform right: A guide to improving performance and equity. New York: Oxford University Press; 2004.
- Wagstaff A. Social health insurance re-examined. Health Economics 2010; 19: 503-17.
- Börsch-Supan, A., Brügiavini, A., Jürges, H., Mackenbach, J. P., Siegrist, J., & Weber, G. Health, ageing and retirement in Europe - First results from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe. 2005. Mannheim.
- Honda C, Ohkusa Y. Horizontal inequity in health care utilization in

- Japan. ISER Discussion Paper: Osaka University; 2002.
- Le Grand J. The distribution of public expenditure: The case of health care. *Economica* 1978; 45; 125-42.
 - Le Grand J. Inequalities in health: Some international comparisons. *European Economics Review* 1987; 31; 182-191.
 - Lu JR, Leung GM, Kwon S, *et al.* Horizontal equity in health care utilization – evidence from three high income Asian economies. *Social Science and Medicine* 2007; 64; 199–212.
 - van Doorslaer E, Koolman X, Puffer F. Equity in the use of physician visits in OECD countries: has equal treatment for equal need been achieved? In: OECD (2002). *Measuring up: Improving health systems performance in OECD countries*; OECD; Health Policy Unit; Paris; 2002.
 - van Doorslaer E, Koolman X, Jones AM. Explaining income-related inequalities in doctor utilisation in Europe. *Health Economics* 2004; 13; 629 – 647.
 - van Doorslaer E, Koolman X. Explaining the differences in income-related health inequalities across European countries. *Health economics* 2004; 13.7; 609-28.
 - Wagstaff A, van Doorslaer E, Paci P. On the measurement of horizontal inequity in the delivery of health care. *Journal of Health Economics* 1991; 10; 169-205.
 - 国立社会保障・人口問題研究所. 人々の生活と自助・共助・公助の実態 : 社会保障実態調査(2007年社会保障・人口問題基本調査) 2010.
 - 鈴木亘. レセプトデータを用いたわが国の医療需要の分析と医療制度改革の効果に関する再検証. *日医総研ワーキングペーパー* 2004; 97.

表.1 国民生活基礎調査の調査客体数・集計客体数、及び分析対象件数

国民生活基礎調査		1986年	1989年	1992年	1995年	1998年	2001年	2004年	2007年
世帯票及び健康票	調査客体数 (世帯)	n/a	n/a	n/a	271,588	276,289	282,999	276,682	287,807
	集計客対数 (世帯)	n/a	n/a	n/a	246,892	247,662	247,195	220,836	229,821
所得票	調査客体数 (世帯)	n/a	n/a	n/a	40,999	40,430	40,096	36,567	36,285
	集計客対数 (世帯)	n/a	n/a	n/a	33,395	30,506	30,386	25,091	23,513
医療二ード(健康指標)算出のために 必要な推計式に用いた件数(人)		551,086	558,309	551,407	529,801	523,423	498,833	428,430	428,961
分析対象全体	全体	85,243	87,484	81,378	73,821	66,444	63,711	50,875	45,586
	うち20～64歳	70,484	71,194	65,470	58,227	50,945	46,094	35,853	31,061
	うち65歳以上	11,347	12,726	13,032	12,797	13,223	16,111	12,833	12,346

表.2 分析対象の記述統計

		1986	1989	1992	1995	1998	2001	2004	2007
サンプル数	件数	85,243	87,484	81,378	73,821	66,444	63,711	50,875	45,586
男女比 (女性人数)	人数	45,048	46,031	42,966	38,802	34,876	33,720	26,796	23,930
	割合※1	(52.8%)	(52.6%)	(52.8%)	(52.6%)	(52.5%)	(52.9%)	(52.7%)	(52.5%)
年齢	平均	46.5	47.2	47.8	48.1	49.1	50.9	52.2	53.0
	SD	(16.0)	(16.3)	(16.6)	(16.9)	(17.3)	(17.6)	(17.7)	(17.9)
	中央値	45.0	46.0	47.0	47.0	49.0	51.0	53.0	54.0
等価所得 (千円)	平均	2,851	3,189	3,801	4,117	4,191	3,870	3,682	3,644
	SD	(2,269.7)	(2,585.3)	(3,067.3)	(3,359.0)	(3,340.2)	(3,241.6)	(2,506.9)	(2,684.8)
	中央値	2,437	2,683	3,229	3,488	3,545	3,265	3,203	3,095
医療機関への通院	件数	21,388	23,990	23,000	22,279	22,682	24,435	20,829	19,165
	割合※1	(25.1%)	(27.4%)	(28.3%)	(30.2%)	(34.1%)	(38.4%)	(40.9%)	(42.0%)
(推計された) 健康感が悪い者※2	件数	15,638	15,614	12,280	7,363	8,597	9,666	8,946	9,981
	割合※1	(18.3%)	(17.8%)	(15.1%)	(10.0%)	(12.9%)	(15.2%)	(17.6%)	(21.9%)

※1 サンプル数に対する件数割合

※2 推計された主観的健康感が「あまりよくない」「よくない」に該当する者