

推計結果は表.6の通りであった。期待労働所得に対して、失業確率は有意に負に影響しており、雇用の不安定さに対する補償プレミアムが発生しておらず、雇用不安を抱えているほど、所得が低いと考えられる。危険愛好度は、所得の変動に有意に正であり、リスクに対する態度の所得の変動への正の影響が確認された。経験年数は、労働所得の変動 $cv(y)$ に正、将来所得の変動 $cv(x)$ に負に有意に影響している。経験年数（加齢）は労働所得の変動を大きくするが、雇用給付による再分配が働き、高齢になるほど将来所得の変動が小さくなる。⁸これは、経験年数（勤続年数）の長期化が、失業時の雇用給付金の給付期間につながることに起因している。危険愛好度は期待労働所得、期待所得、変動係数 x に対して有意に正であった。危険愛好度は、期待所得を高めるが、同時に、変動係数も高めることがわかる⁹。失業確率は、変動係数 $cv(x)$ および $cv(y)$ に対して正に有意であった。既に見たように、失業確率に対するプレミアムはなく、失業確率と分散は正に相関している。

8. 主観的幸福度

本節では、所得変動、失業確率が主観的幸福度に与える影響について分析する。大竹（2004）、佐野・大竹（2007）は雇用と幸福度を実証分析して、失業者の幸福度が有意に低いことを示している。また、参鍋・齋藤（2008）は、賃金関数の残差を企業内賃金格差とみなして、賃金格差はある閾値を超えると仕事満足度や企業業績に負の影響を与えることを明らかにしている。

期待所得、失業確率、幸福度の関係をグラフで示すと（図5）、幸福度が極端に低い場合は変動係数が小さく、幸福度の上昇とともに、変動係数は緩やかに減少、幸福度が最も高くなる時、変動係数も増加する。所得の変動と幸福度からは明確な関係は導けない。一方、失業確率と幸福度は負の関係が顕著であり、失業確率が高いほど、幸福度が低くなる。

本節では、所得の変動や失業確率が主観的幸福度に与える影響について（11）式を推計する。幸福度は離散値（0～10、11段階）なので順序ロジット法で推計する。

⁸ 賃金の変動リスクと雇用のリスクを分けて考えている最近の研究例に Chetty（2004）があげられる。彼は commitment theory を用いて、危険回避的な労働者は、高い確率で賃金変動するような仕事よりも、少ない確率で失業するような仕事を選ぶことを理論的に示している。

⁹ Guiso（2002）では、アンケートから危険回避度の指標を3段階で得ており、危険回避的である人ほど所得分布が右に歪むことを確認している（skewed to the right）。これは、Hartog and Vijverberg（2001）らの positive skewness affection と整合的な結果である。本稿では、所得の変動に対する質問が（Q.28）が上下3%の幅をもっており、期待所得の最大・最小の変動幅を左右対称とせざるを得なかったため、skewness に対する affection をアンケートから拾うことが出来なかった。

$$happiness_{ij} = X\beta + \varepsilon_i \quad (11)$$

推計結果は表7の通りである。第(1)列より、所得の水準は幸福度を高める。失業確率は幸福度を損ねるが、危険愛好度や健康は幸福度を高める(2)列)。このとき、所得水準の幸福度への影響は(1)列より小さくなる。所得の変動や歪みは幸福度に影響しない(3)列)。しかし、期待所得の変動係数や期待労働所得は幸福度に正の影響を及ぼす。つまり、データから得られた所得の変動(リスク、歪み)ではなく、失業の期待や所得変動の予想が幸福度に影響するといえる。リスクや歪みは所得に対する嗜好を表すことから、これらを年収の操作変数とした分析を行った。その結果(6)列)、年収は幸福度に対して有意でなくなった。一方、期待所得や変動係数を操作変数とした場合には、年収の係数は大きくなる(0.299→0.4629)。これは、所得の変数には失業確率の幸福度への負の影響が含まれているため、所得を操作変数法で処理しない場合に、所得の幸福度に与える影響が過小評価されるためであると思われる。このように、所得変動の予想や失業確率を折り込むことは、労働者が所得から得る幸福度を評価する上で極めて重要であるといえる。

9. 結論と課題

本稿では、個人のリスクに対する態度を考慮した上で、所得や雇用の変動リスクに対する補償賃金プレミアムの有無を考察した。具体的には、所得関数の推計で得られた残差から、所得変動と所得分布の歪みに対する好みを算出して所得関数の説明変数として挿入した。また、主観的に予想される失業確率を用いて、仮に失業した場合に受け取り可能な失業給付額を考慮した期待所得を計算して、所得変動が期待所得に与える影響や、所得変動、所得分布の歪みに対する好み、失業確率、期待所得等が主観的幸福度に与える影響について実証的に分析した。

その結果、所得においては、残差で計られた賃金変動は正、その歪みには負のプレミアムが発生していることを確認した。このことは、賃金の変動に対する正の補償と、正の歪みへの傾向に対するペナルティが課せられていることを示しており、Hartog(2007)の諸外国の事例と同じ傾向であることが確認された。主観的な評価による失業リスクに対しては、失業リスクがプレミアムとして賃金に上乘せされておらず、むしろ、負の関係が確認された。つまり、所得が高い人は、期待所得の変動リスクは大きい、失業リスクは小さい。一方、所得が小さい人は、期待所得の

変動は小さいが、失業確率が大きくなる（表 2）。また、幸福度については、所得は幸福度に正に影響するが、その変動リスクや歪みの好みは影響しない。高い失業確率は幸福度を損ねるものであり、失業確率と期待失業給付額で計算された期待労働所得の変動は幸福度にプラスの効果をもたらす。これらの結果は、所得関数を推計する際には、リスクに対する態度を考慮する必要があることや（さもなければ、所得の変動のプレミアムを過大に評価してしまう（表 4））、所得変動リスクと雇用リスクは不可分の関係にあり、所得から得られる幸福度を評価する上では、所得変動の予想や失業確率を折り込むことが重要であることを示している（変動リスクそれ自体では有意ではないが、期待変動は幸福度に影響を与える（表 7））。

これらの結論にはいくつかの留保が必要である。ひとつには、補償賃金仮説のいうところの仕事に付随するリスクには、所得や雇用の変動だけでなく、身体的な負傷や精神的な疲労などのリスクも含まれる。このような仕事に付随するリスクに対する補償の有無については別途分析が必要である。また、補償の方法も、所得だけではなく、福利厚生や保険など、非所得部分で補償されている可能性もある。企業の支払いコスト、労働者の便益の両方を考えた場合、所得以外の補償手段も考慮すべきである。さらに、現在の制度設計が長期雇用を前提としており、勤続年数が所得や雇用の変動リスクに大きな影響を与えている。つまり、（年齢ではなく）勤続年数の長期化につれて、所得が増加し、失業時の補償が厚くなり、失業確率も低下する。失業確率と所得との負の関係には、このような制度設計上の暗黙的な仮定が大きく影響している。所得と失業のトレードオフを評価するためには、既存の制度によらない実験的な環境における検証も必要であろう。最後に、主観的な失業確率は、調査時点での仕事の状況やその個人の楽観さによっても変わってくる。したがって、正確に失業確率を計測するためには、景気変動や個人の固定効果の影響を考慮する必要がある。これらの留保すべき事項はそれぞれ今後の課題である。

参考文献

- 大竹文雄 (2004) “失業と幸福度” 『日本労働研究雑誌』 No.528 July pp.59-68
- 佐野晋平・大竹文雄 (2007) “労働と幸福度” 『日本労働研究雑誌』 No.558 January pp.4-18
- 参鍋篤司、齋藤隆志 (2008) “企業内賃金分散・仕事満足度・企業業績” 『日本経済研究』 No.58, pp.38-55
- Abowd, J. and O. Ashenfelter (1981) “Anticipated Unemployment, Temporary Layoffs, and Compensating Wage Differentials” in S. Rosen (editor) *Studies in Labor Market*, Chicago: University of Chicago Press for NBER, pp.141-170
- Barsky, R. B. Juster, F.T. Kimball M.S and Shapiro M.D (1997) “Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity” An Experimental Approach in the Health and Retirement Study” *Quarterly Journal of Economics* Vol.112, Issue2, 1 May 537-579
- Burgess, S., Gardiner, K., Jenkins, S.P., and Propper, C. (2000) “Measuring Income Risk” CASE paper 40 Centre for Analysis of Social Exclusion. London School of Economics
- Chaudhuri, Shubham., Jalan, Jyotsna. and Suryahadi, Asep (2002) “Assessing Household Vulnerability to Poverty from Cross-sectional Data: A Methodology and Estimates from Indonesia” Columbia University Department of Economics Discussion Paper #0102-52
- Cramer, J.S. J. Hartlog, N. Jonker and C.M. Van Praag. (2002) “Low Risk Aversion Encourages the Choice for Entrepreneurship: An Empirical Test of A Truism” *Journal of Economic Behavior and Organization* Vol.48 pp.29-36
- Dias-Serrano, L. and J. Hartog (2004) “Is There a Risk-Return Trade-Off across Occupations? Evidence from Spain” IZA Discussion Paper No. 1355
- Dominitz, J. and Manski, C.F. (1997) “Using Expectations Data to Study Subjective Income Expectations” *Journal of the American Statistical Association*, 92, pp.855-867.
- Frey, B.S. and Stutzer, A. (2002) *Happiness and Economics: How the Economy and Institutions Affect Human Well-Being*, Princeton University Press

- Guiso, L. Jappelli, T. and Pistaferri, L. (2002) "An Empirical Analysis of Earnings and Employment Risk"
Journal of Business and Economic Statistics April 20.2 pp.241-253
- Hartog, J. and W.P.M. Vijverberg (2007) "Do Wage Really Compensate for Risk Aversion and Skewness Affection?" *Labour Economics*, 14, 938-957.
- Kanbur, R. (1979) "Of Risk Taking and the Personal Distribution of Income" *Journal of Political Economy*
 Vol.87 No.4 pp.769-797
- Ligon, Ethan and Laura Schechter (2003) "Measuring Vulnerability" *Economic Journal* 113 C95-C102
- Manski, C. and Straub, J.D. (2000) "Worker Perceptions of Job Insecurity in The Mid-1990s Evidence From the Survey of Economic Expectations" *Journal of Human Resources* XXXV.3 pp.447-479-
- Murphy, K. M. and R. Topel (1987) "Unemployment, Risk and Earnings: testing for Equalizing Differences in the Labor Market" in K.Lang and J.Leonard (editors) , *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, New York: Basil Blackwell, pp.103-140
- Pissarides, C.A. (1974) "Risk, Job Search, and Income Distribution" *Journal of Political Economy*. Vol.82 no.6
 pp1255-1267
- van Praag, B.M.S., Frijters, P. and Ferrer-i-Carbonell, A. (2003) "The Anatomy of Subjective Well-being"
Journal of Economic Behavior and Organization Vol.51 pp.29-49
- Vesterlund, L. (1997) "The Effect of Risk Aversion on Job Matching: Can Differences in Risk Aversion Explain the Wage Gap?" Iowa State University, mimeo

表1. 記述統計量

	平均標準偏差			平均標準偏差	
年齢	47.82	12.06	年収(万円・対数)	5.87	0.84
性別(男性ダミー)	0.73	0.45	危険愛好度(小0~10大)	4.46	2.08
教育年数(年)	12.91	2.20	健康不安(ある1~5ない)	2.79	1.07
経験年数(年)	34.91	12.83	リスク(risk)	1.61	3.72
自営業ダミー	0.14	0.34	歪み(skewness)	17.13	101.90
大企業ダミー	0.32	0.47	失業確率(%)	0.44	0.21
製造業ダミー	0.30	0.46	失業給付(万円)	133.30	72.72
建設業ダミー	0.16	0.37	期待所得x(万円)	331.81	250.72
金融業ダミー	0.07	0.25	変動係数x	0.46	0.21
運輸・通信業ダミー	0.08	0.27	期待労働所得y(万円)	467.58	333.73
電力・ガスダミー	0.03	0.18	変動係数y	0.01	0.01
サービス業ダミー	0.32	0.47	サンプル数	4017	
事務職ダミー	0.76	0.43			
北海道	0.04	0.19			
東北	0.08	0.27			
関東	0.33	0.47			
甲信越	0.05	0.21			
北陸	0.03	0.17			
東海	0.13	0.33			
近畿	0.14	0.35			
中国	0.06	0.24			
四国	0.04	0.20			
九州	0.11	0.31			
サンプル数	4017				

表2. 偏相関係数

	年収	期待 労働 所得y	期待 所得x	変動 係数y	変動 係数x	リスク (risk)	歪み (skew)	失業 確率 (%)	危険愛 好度(0 ～10)	健康不 安(ある1 ～ 5ない)
年収(万円)	1.0000									
期待労働所得y(万円)	0.9970 *	1.0000								
期待所得x(万円)	0.9215 *	0.9282 *	1.0000							
変動係数y	0.0336 *	0.0006	-0.0232	1.0000						
変動係数x	0.2238 *	0.2217 *	-0.0544 *	0.0344 *	1.0000					
リスク(risk)	-0.0274	-0.0310 *	-0.0110	0.0228	-0.0760 *	1.0000				
歪み(skewness)	-0.0152	-0.0178	-0.0042	0.0139	-0.0636 *	0.9346 *	1.0000			
失業確率(%)	-0.1550 *	-0.1663 *	-0.4214 *	0.1123 *	0.5498 *	-0.0534 *	-0.0426 *	1.0000		
危険愛好度(小0～10大)	0.0794 *	0.0837 *	0.0827 *	0.0184	0.0659 *	0.0201	0.0090	-0.0310 *	1.0000	
健康不安(ある1～5ない)	0.0668 *	0.0690 *	0.0760 *	-0.0001	0.0589 *	-0.0021	-0.0026	-0.1091 *	0.0636 *	1.0000

注) *は有意水準5%で有意であることを表す

表3. リスク、歪み、失業確率等の分布

Percentiles	リスク	歪み	失業確率	期待労働所得	期待所得	変動係数y	変動係数x
1%	0.0458	-0.0341	0.20	48	28	0.0094	0.0498
5%	0.1580	0.0007	0.20	50	42	0.0096	0.1797
10%	0.2211	0.0497	0.20	141	78	0.0098	0.2373
25%	0.3714	0.1675	0.20	288	151	0.0100	0.3113
50%	0.6916	0.6777	0.50	440	268	0.0100	0.4076
75%	1.3111	2.4196	0.60	672	438	0.0102	0.5858
90%	3.9024	13.6179	0.80	900	627	0.0109	0.7538
95%	3.9024	26.7963	0.80	1100	797	0.0341	0.8403
99%	29.0405	872.8762	0.80	1750	1348	0.0341	1.0325
平均値	1.6069	17.1275	0.44	468	332	0.0119	0.4571

表4. 所得関数の推計結果

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
経験年数	0.0553	0.0044 ***	0.0551	0.0044 ***	0.0535	0.0044 ***	0.0551	0.0044 ***
経験年数2乗	-0.0007	0.0001 ***	-0.0007	0.0001 ***	-0.0007	0.0001 ***	-0.0007	0.0001 ***
教育年数	0.0692	0.0062 ***	0.0692	0.0062 ***	0.0679	0.0061 ***	0.0672	0.0061 ***
自営業ダミー	0.0437	0.0349	-0.0021	0.0378	-0.0064	0.0376	-0.0114	0.0375
性別(男性)ダミー	0.7017	0.0264 ***	0.7035	0.0264 ***	0.7025	0.0263 ***	0.6957	0.0263 ***
大企業ダミー	0.2708	0.0265 ***	0.3016	0.0274 ***	0.2921	0.0273 ***	0.2882	0.0273 ***
製造業ダミー	0.2181	0.0614 ***	0.2675	0.0625 ***	0.2974	0.0623 ***	0.2882	0.0622 ***
建設業ダミー	0.1913	0.0630 ***	0.2430	0.0641 ***	0.2824	0.0640 ***	0.2637	0.0639 ***
金融業ダミー	0.2385	0.0740 ***	0.2392	0.0738 ***	0.2771	0.0736 ***	0.2667	0.0734 ***
運輸・通信業ダミー	0.0812	0.0722	0.1298	0.0731 *	0.1611	0.0728 **	0.1491	0.0727 **
電力・ガスダミー	0.3314	0.0853 ***	0.3792	0.0860 ***	0.4035	0.0856 ***	0.3879	0.0855 ***
サービス業ダミー	0.0209	0.0634	0.0280	0.0634	0.0640	0.0633	0.0510	0.0632
事務職ダミー	0.2209	0.0319 ***	0.2141	0.0319 ***	0.2039	0.0318 ***	0.1970	0.0318 ***
定数項	3.0163	0.1331 ****	2.9120	0.1352 ***	3.1240	0.1378 ***	2.9576	0.1424 ***
リスク(risk)			0.0417	0.0103 ***	0.0376	0.0103 ***	0.0367	0.0102 ***
歪み(skewness)			-0.0012	0.0003 ***	-0.0011	0.0003 ***	-0.0010	0.0003 ***
失業確率(%)					-0.3689	0.0530 ***	-0.3443	0.0532 ***
危険愛好度(小0~10大)							0.0126	0.0053 **
健康不安(ある1~5ない)							0.0387	0.0103 ***
地域ダミー	○		○		○		○	
年ダミー	○		○		○		○	
サンプル数	4017		4017		4017		4017	
Prob > F	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	
Adj R-sq	0.3286		0.3312		0.3391		0.3421	

注)***は有意水準1%、**は5%、*は10%で有意であることを表す。

(1)~(4)を最小二乗法によって推計。

表5. 所得関数の推計結果(年別)

	2004年		2005年		2006年		2007年	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
リスク(risk)	0.0356	0.0126 ***	0.2099	0.1570	0.1721	0.0928 *	0.1974	0.2117
歪み(skewness)	-0.0011	0.0004 ***	-0.0505	0.0477	-0.0121	0.0067 *	-0.0002	0.0566
失業確率(%)	-0.3383	0.1025 ***	-0.3981	0.1193 ***	-0.3550	0.0975 ***	-0.2816	0.1149 **
危険愛好度(小0~10大)	0.0013	0.0100	0.0057	0.0123	0.0254	0.0097 ***	0.0212	0.0115 *
健康不安(ある1~5ない)	0.0405	0.0189 **	0.0407	0.0244 *	0.0633	0.0189 ***	-0.0001	0.0226
サンプル数	1190		855		1073		899	

注)***は有意水準1%、**は5%、*は10%で有意であることを表す
各年とも最小二乗法によって推計。

表6. 期待労働所得、期待所得、変動係数の推計結果

	期待労働所得y		期待所得x		変動係数y		変動係数x	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
経験年数	25.553	1.735 ***	19.462	1.207 ***	0.017	0.009 *	-0.017	0.001 ***
経験年数2乗	-0.291	0.025 ***	-0.225	0.018 ***	0.000	0.000	0.000	0.000 ***
教育年数	31.849	2.420 ***	19.887	1.683 ***	0.016	0.012	0.005	0.001 ***
自営業ダミー	-16.424	14.850	-7.214	10.326	0.207	0.072 ***	-0.039	0.008 ***
性別(男性)ダミー	227.729	10.413 ***	156.824	7.241 ***	-0.021	0.052	0.054	0.006 ***
大企業ダミー	115.750	10.795 ***	77.734	7.507 ***	0.186	0.054 ***	0.009	0.006
製造業ダミー	73.301	24.627 ***	59.996	17.125 ***	-0.266	0.119 **	0.001	0.013
建設業ダミー	58.961	25.321 **	48.628	17.608 ***	-0.037	0.122	0.007	0.014
金融業ダミー	81.791	29.086 ***	69.657	20.226 ***	-0.059	0.142	0.031	0.016 **
運輸・通信業ダミー	1.684	28.800	8.888	20.027	0.084	0.140	0.006	0.015
電力・ガスダミー	82.971	33.844 **	74.605	23.535 ***	-0.147	0.167	0.003	0.018
サービス業ダミー	-13.870	25.030	0.279	17.406	0.074	0.121	0.012	0.013
事務職ダミー	97.872	12.576 ***	62.825	8.745 ***	-0.042	0.063	0.014	0.007 **
定数項	-774.843	56.373 ***	-372.737	39.201 ***	-0.877	0.278 ***	0.337	0.030 ***
リスク(risk)	19.112	4.054 ***	14.094	2.819 ***	-0.014	0.020	0.004	0.002 **
歪み(skewness)	-0.560	0.134 ***	-0.422	0.093 ***	0.000	0.001	0.000	0.000 *
失業確率(%)	-196.104	21.074 ***	-465.198	14.655 ***	1.014	0.104 ***	0.587	0.011 ***
危険愛好度(小0~10大)	5.467	2.093 ***	3.986	1.455 ***	-0.016	0.010	0.002	0.001 **
健康不安(ある1~5ない)	14.610	4.086 ***	7.332	2.842 **	-0.033	0.020	0.010	0.002 ***
地域ダミー	○		○		○		○	
年ダミー	○		○		○		○	
サンプル数	4017		4017		4017		4017	
Prob > F	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	
Adj R-sq	0.3447		0.4386		0.0657		0.4692	

注)***は有意水準1%、**は5%、*は10%で有意であることを表す

期待労働所得、期待所得、変動係数xは最小二乗法による推計。

変動係数yは0.01(75%)の上下で2分したダミー変数を被説明変数とするprobit法による推計。

変動係数xは最小絶対偏差推計法(LAD)による推計。

表7. 幸福度の推計結果

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	-0.0236	0.0176	-0.0086	0.0177	0.0173	0.0174	0.0364	0.0179 **
年齢2乗	0.0003	0.0002	0.0001	0.0002	-0.0001	0.0002	-0.0003	0.0002
性別(男性)ダミー	-0.4530	0.0734 ***	-0.4388	0.0736 ***	-0.2262	0.0673 ***	-0.2610	0.0677 ***
教育年数	0.0975	0.0148 ***	0.0898	0.0148 ***	0.1079	0.0146 ***	0.0986	0.0148 ***
自営業ダミー	0.2332	0.0876 ***	0.1570	0.0880 *	0.2133	0.0969 **	0.1753	0.0882 **
大企業ダミー	0.1702	0.0659 *	0.1494	0.0661 **	0.2206	0.0675 ***	0.2224	0.0652 ***
事務職ダミー	0.2045	0.0728 ***	0.1528	0.0733 **	0.2093	0.0738 ***	0.1853	0.0732 **
年収(万円・対数)	0.3688	0.0413 ***	0.2998	0.0415 ***				
リスク(risk)					-0.0068	0.0242		
歪み(skewness)					-0.0002	0.0008		
変動係数y							2.3024	4.5672
変動係数x							0.8012	0.1867 ***
期待労働所得y								
期待所得x								
失業確率(%)			-1.33729	0.1392 ***	-1.4226	0.1392 ***	-1.8857	0.1777 ***
危険愛好度(小0~10大)			0.049189	0.0144 ***	0.0533	0.0144 ***	0.0511	0.0144 ***
健康不安(ある1~5ない)			0.253464	0.0277 ***	0.2680	0.0276 ***	0.2590	0.0277 ***
定数項								
サンプル数	4002		4002		4002		4002	
Prob > chi2	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	

	(5)		(6)		(7)		(8)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	-0.0167	0.0179	-0.0127	0.0275	-0.0303	0.0187	-0.0278	0.0172
年齢2乗	0.0002	0.0002	0.0002	0.0003	0.0004	0.0002 *	0.0003	0.0002 *
性別(男性)ダミー	-0.4443	0.0714 ***	-0.3597	0.1963 *	-0.5093	0.0953 ***	-0.4880	0.0728 ***
教育年数	0.0796	0.0149 ***	0.0846	0.0213 ***	0.0718	0.0154 ***	0.0736	0.0145 ***
自営業ダミー	0.1590	0.0881 *	0.1301	0.0844	0.1334	0.0846	0.1329	0.0845
大企業ダミー	0.1228	0.0661 *	0.1518	0.0962	0.0932	0.0689	0.1015	0.0645
事務職ダミー	0.1288	0.0735 *	0.1283	0.0796	0.0974	0.0715	0.1017	0.0703
年収(万円・対数)			0.2552	0.2571	0.4624	0.0977 ***	0.4329	0.0478 ***
リスク(risk)				△				
歪み(skewness)				△				
変動係数y						△		
変動係数x						△		
期待労働所得y	0.0012	0.0003 ***					△	
期待所得x	-0.0003	0.0004					△	
失業確率(%)	-1.3520	0.2051 ***	-1.3330	0.1579 ***	-1.2634	0.1366 ***	-1.2733	0.1334 ***
危険愛好度(小0~10大)	0.0475	0.0144 ***	0.0437	0.0136 ***	0.0410	0.0133 ***	0.0414	0.0133 ***
健康不安(ある1~5ない)	0.2526	0.0277 ***	0.2372	0.0281 ***	0.2283	0.0262 ***	0.2296	0.0259 ***
定数項			3.5896	0.7208 ***	3.1409	0.5054 ***	3.2046	0.4702 ***
サンプル数	4002		4002		4002		4002	
Prob > chi2	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	

注)***は有意水準1%、**は5%、*は10%で有意であることを表す

(1)~(4)を順序ロジット法、(5)(6)は操作変数法による推計。所得を内生変数として、経験年数、経験年数2乗、教育年数、自営業、男性、大企業、事務職、産業ダミー、地域ダミー、年ダミー、失業確率、危険愛好度、健康不安、定数項、リスク、歪み、変動係数、期待所得(△印の組み合わせ)に回帰して、その理論値を幸福度関数の説明変数として用いた。これらの操作変数はSargan-Hansenの過剰識別検定をパスした。

図1. 個人属性別のリスク（平均値）

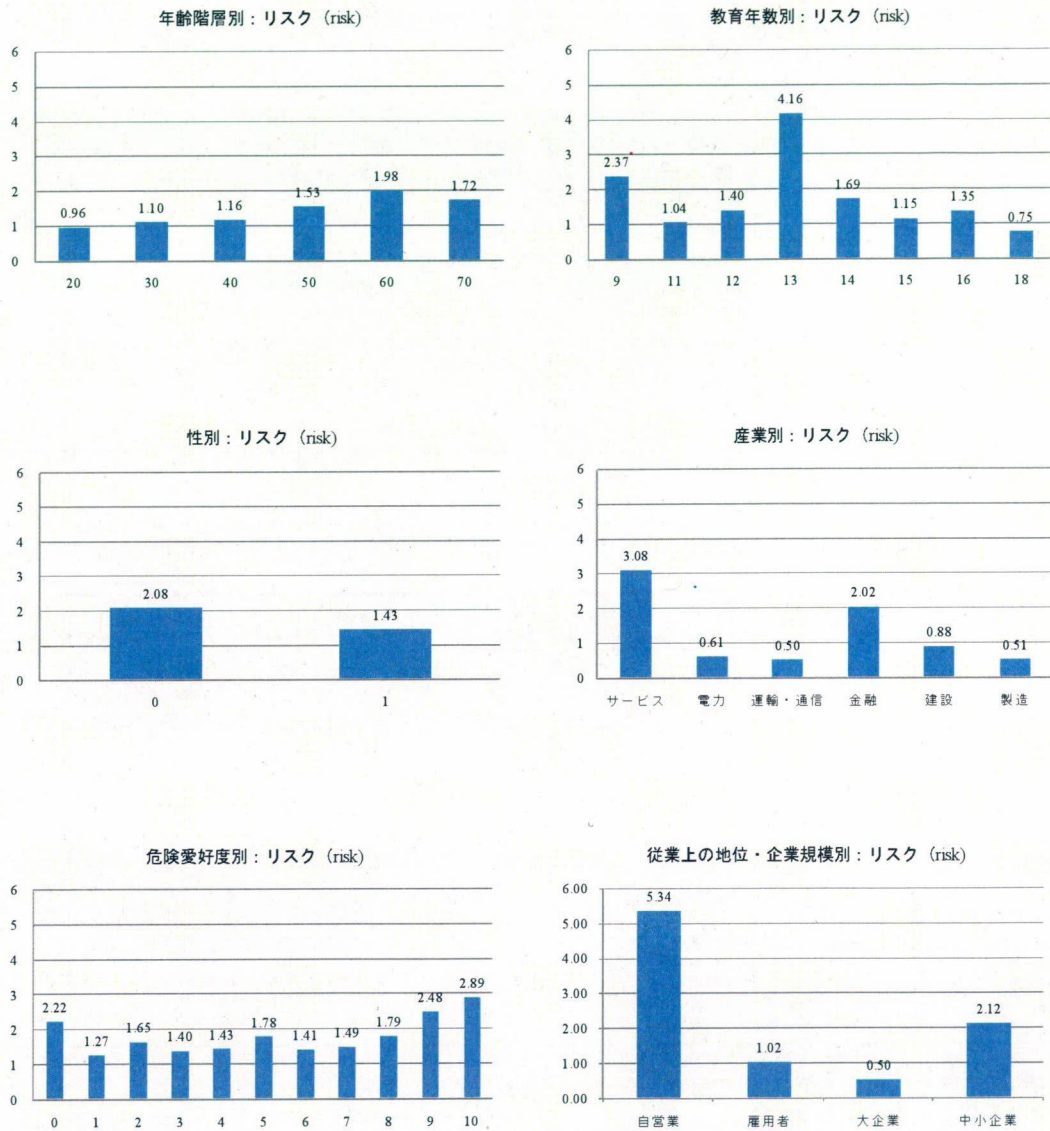


図2. 個人属性別の失業確率（平均値）

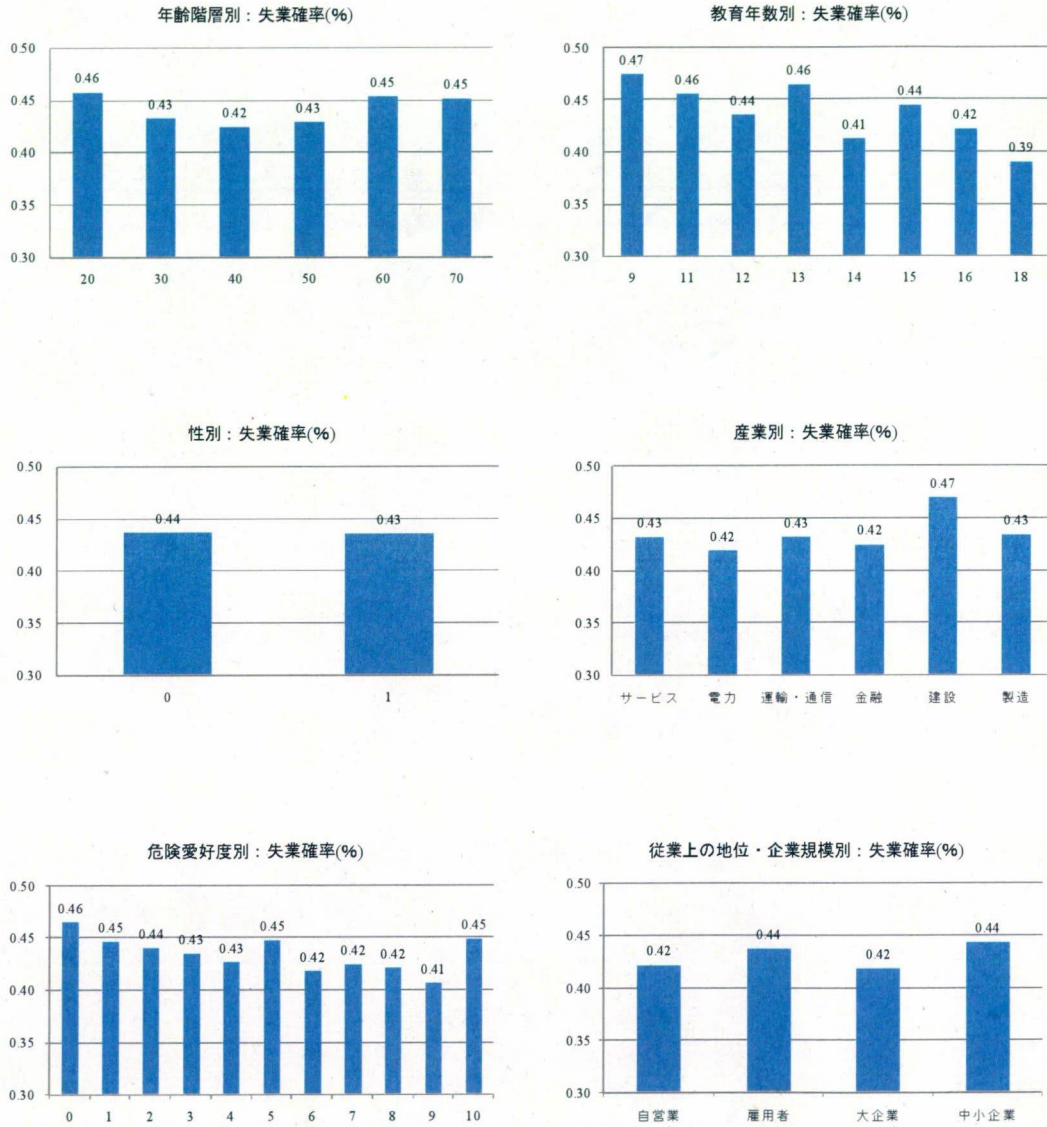


図3. 所得階層別の所得変動リスクと失業確率

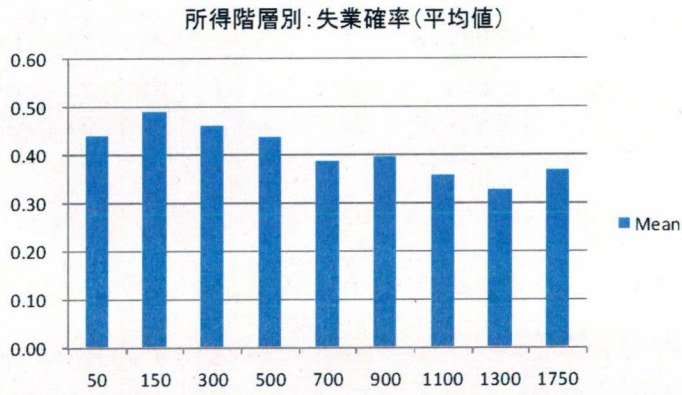
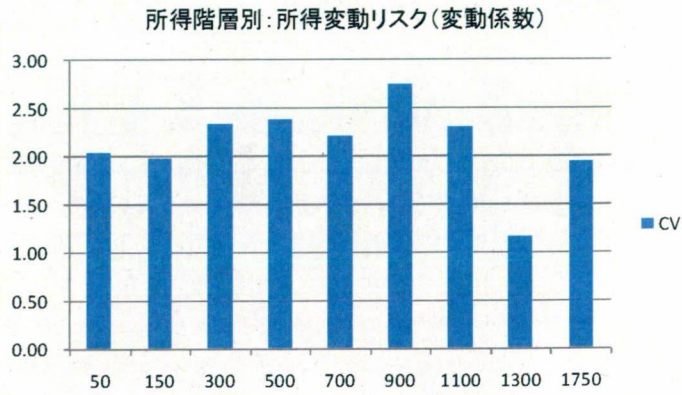


図4. 危険に対する態度と所得（理論値）の累積分布

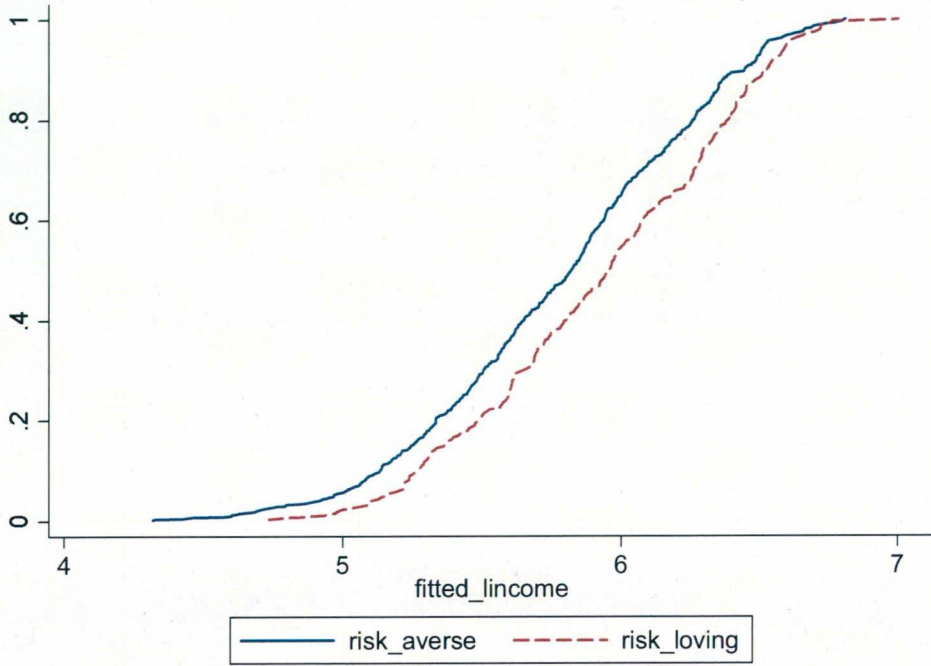
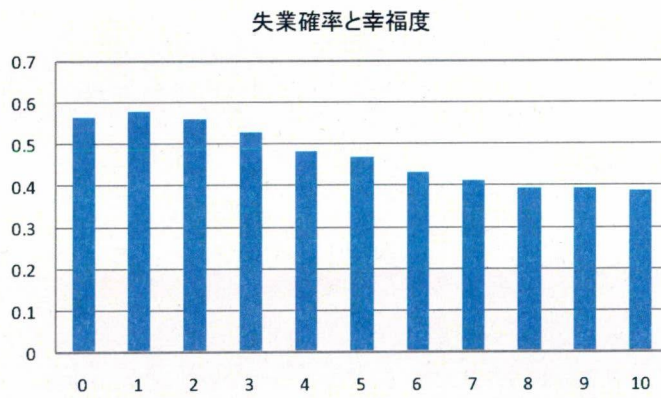
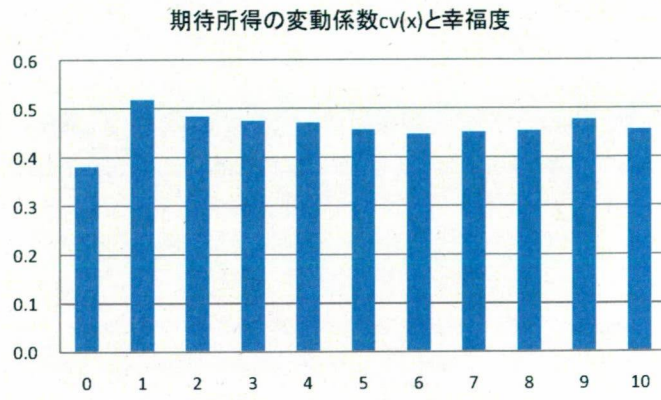


図5. 主観的幸福度別の所得変動リスクと失業確率



浦川邦夫（九州大学）

齋藤隆志（早稲田大学）

1. はじめに

我が国の医療制度は、1961年以降、国民すべてが公的な医療保険への加入を義務付けられるといういわゆる「国民皆保険」のシステムがその大きな特徴となっている。これは、勤め人とその家族を対象とした組合健康保険、共済組合、船員保険など従来から存在していた保険制度でカバーされない人を、全てその住所地の市町村（東京都23特別区含む）が運営する国民健康保険（市町村国保）に加入させるというやり方で実現されたものである。

この制度により、人々は、疾病・怪我などによって診療や治療が必要になったときに、保険証1枚で低額の医療サービスを受けることが可能となっている。この「国民皆保険」のシステムは、国民の健康や社会の安定にこれまで大きな貢献をもたらしてきた。実際、近年の人口統計を見ると、我が国の平均寿命は、2000~05年平均で男性が78.3歳（国連加盟の153カ国中第2位）、女性が85.3歳（第1位）と非常に高い。また、WHOの各国比較によると、「健康寿命の高さ」、「乳幼児死亡率の低さ」、「脳卒中救命率の高さ」といった項目に対して世界でトップレベルの成果を挙げている。¹

しかしながら、2000年代に入り、これまで評価の高かった我が国の医療保険制度にも様々な問題が表面化するようになってきている。特に、高齢化や医療技術の進歩を背景として急速に増大する医療費を、将来にわたってどのような財源でまかなうのか、そして保険者間や被保険者間でどのように負担を配分するかについて、様々な議論が出ている。² 現状の医療費負担の多くは就労世代によって負担されているが、彼らの医療費負担の上昇、市町村国保による保険料滞納世帯の増加、そして、保険料負担の逆進的な性質による同一世代内の所得格差の拡大など、様々な問題が指摘されるようになってきている。³

医療財政が比較的健全であり、制度への信頼が多くの国民において共有されていた時代においては、健康な就労期に保険料を多く支払い、高齢期に医療サービスを多く受給するという、いわゆる給付と負担の間に発生するタイムラグの問題はそれほど大きな問題として認識されてこなかった。

¹ 国立社会保障・人口問題研究所(2007), United Nations(2007), WHO(2004), OECD(2004), OECD(2007)の各種資料による。本文の153カ国とは、United Nations, *World Population Prospects: The 2007 Revision*. に掲載されている192カ国のうち2005年人口が100万人以上の国の数である。

² 国民医療費の財源別の内訳を見ると、2005年度で約50%が保険料（事業主負担+被保険者負担）、約35%が国や地方による公費負担（税金）、約15%が患者による自己負担となっているが、特に国民健康保険（市町村国保）や75歳以上の高齢者が加入する後期高齢者医療制度において税金の投入や他の保険者からの財政調整が拡大している。この点についての議論は、小松(2005)、吉田(2009)などが詳しい。

³ 現状の医療費負担のあり方が、とりわけ就労世代内における所得格差の上昇に影響を与えてきた点がいくつかの研究で示されている。阿部(2000)、小塩・浦川(2008)では、「社会保険料負担の逆進的な性質により、就労世代内の所得格差がむしろ拡大している」点が指摘されており、小松(2005)では、「医療保険の制度間で保険料率に格差があり、低所得世帯が多く加入する国民健康保険がより高い保険料率になっている」点が明らかにされている。

しかし、年金保険料と同様、医療保険料も多くの組合で上昇を続けるなかで、就労世代の負担感は確実に高まっており、とりわけ市町村国保にいたっては、保険料を滞納する世帯の増加から「国民皆保険」の根幹が揺らぐ事態に直面している。⁴

鈴木・大日(2000)によると、無保険者の場合、所得や健康状態をコントロールしても、通常の保険証保持者と比べて受診率は統計的に有意に減少することが指摘されており、無保険者の拡大の放置は、医療サービスから排除される人々を増加させ、健康格差を拡大する恐れがある。実際、国保保険料(税)の収納率は2008年に88.35%となって国民皆保険以降最低の数字を記録している。⁵ 政府も国民健康保険法の改正により、2009年4月以降、中学生以下で無保険の子どもに対しては、「短期被保険者証」を無償で更新するなどの措置を通じて上記の問題に対処してきたが、未だ事実上の無保険者が多数存在している状況である。

このような問題意識を踏まえ、本研究では、現状の公的医療保険制度のあり方に対して地域住民がどのような評価をしているかについて、我々が実施したアンケート調査の個票データを用いて検証を行う。分析の前半では、「公的医療保険制度のもとでの医療費負担に関する意見」を尋ねた設問を活用し、これらの回答結果をもとにして、回答者の様々な属性が医療負担に関する意見にどのように影響を与えているかについて考察する。また、分析の後半では、公的医療保険制度のあり方に関する選択型実験の調査結果に基づき、医療の給付・負担に関する様々な属性の相対的な重要性を計量分析によって明らかにする。

本研究と関連のある研究として、日本では金子・鈴木(2004)、他の諸外国ではRyan(2004)、Viney et al(2005)、Ryan, Skatun and Major(2008)、Brau and Bruni(2008)などを挙げる事ができる。特に、金子・鈴木(2004)は、コンジョイント分析の手法を用いて、公的医療保険制度下での医療費の負担や給付の適正化に対するいくつかの改革案について優先順位の順位付けを行っている。そして、個々の給付に対する限界支払意思額を算出することにより、高齢者を対象とした調査では、「高額医療費の自己負担増」、「軽度医療の保険外化」への人々の負担感が強く、一般(若者を含む)を対象とした調査では、同じく「高額医療費の自己負担増」または「終末期医療の負担増」に対する負担感が強いとの結果を得ている。

本研究の分析においても我々が収集した調査データを活用し、選択型実験の手法を用いることで、公的医療保険制度における医療給付や負担についての人々の評価をより詳細に検証する。なお、金子・鈴木(2004)では、加入している組合や居住地域等によって医療保険制度の選好にどのような差異がみられるか、あるいは医療(保険)証の配布対象をどのようにするべきかといった内容は扱っていないため、本研究では、そのような視点も踏まえながら、より持続性の高い制度体系について考察することとしたい。

本稿の構成は以下の通りである。まず、2節では本稿の分析に主に使用する「地域の生活環境と

⁴ 厚生労働省の発表によると、国民健康保険の保険料を滞納している世帯(速報値)は、2009年段階で全国約445万世帯、滞納率は20.8%にのぼっている。すなわち、国民健康保険の被保険世帯においては、約5世帯に1世帯が保険料を支払っていないということになる。保険料の滞納が続くと、正規の保険証は返還させられ、窓口での負担が全額負担となる場合がある。厚生労働省(2008)によると、事実上の「無保険状態」にある世帯が全国で33万世帯と発表されている。阿部(2008)にも同様の指摘がある。

⁵ 平成19年度から平成20年度にかけて収納率は90.45%から88.35%に低下したが、この原因としては、後期高齢者医療制度の導入で収納率の高かった75歳以上の者が市町村国保から後期高齢者医療制度へ移行したという制度上の理由も大きい。これに加えて景気の悪化等の理由が考えられる。

医療に関するアンケート」の個票データの概要を述べる。次に3節では、公的医療保険制度のもとでの医療費負担のあり方について尋ねたアンケート調査の回答結果に基づき、医療費負担についての評価が、回答者の属性とどのような関係にあるかについて検証を行う。4節では、選択型実験の概要と、この分析で得られた推定結果の内容について論じる、5節では、これまでの結果についての総論をまとめる。

2. 使用するデータ

本稿の分析で使用するデータは、ファイザーヘルス振興財団若手研究者育成事業（平成19年度）国内共同研究助成金「生活環境の地域間格差と公的医療保険制度の評価に関する研究」において実施された「地域の生活環境と医療に関するアンケート調査」の個票データである。アンケートはネット調査会社⁶に依頼し、調査会社と提携するモニターを対象にしてインターネットを通じて行われた。なお、今回のアンケート対象者については、ネット調査の標本の特性を考慮し、20代~40代の大都市（東京23区+政令指定都市）の居住者に限定した。調査配信数は、2,401件、回収数は1,531件であり、回収率は63.8%であった。

本稿のアンケート調査は、本人、家族の健康を把握する質問に加え、現状の医療保険制度に対する意識・評価に関する設問が含まれている点が特徴である。また、個人の「年齢」、「職業」、「学歴」、「配偶者の有無」、「出身地」といった個人属性、世帯属性に加え、「住んでいる地域の生活環境に対する意識・評価」などの設問がなされており、近年、住民の健康との関係が指摘されている地域のソーシャル・キャピタルの計測が可能である。

ネットアンケート調査における年齢階級、居住地域、学歴、本人年収の分布を表1で示す。通常のインターネットを通じたアンケート調査では、高学歴、高所得、大都市居住者（特に東京都居住者）、若年者などが多数を占めるという事実が確認されている。例えば、有田（2002）では、短大を含む大卒以上が全サンプルに占める割合が約6割となっている。本調査では、アンケート対象者を大都市居住の20代~40代の就労世代に限定しているが、男性、女性の大卒以上はともに4割弱にとどまっており、従来のネット調査に比べると高学歴者への偏りが少ない。

なお、大都市居住者（政令指定都市+東京23区居住者）における平均世帯年収を総務省の「就業構造基本調査」（2007年）によって確認すると、世帯主年齢30代が515万、40代が645万であるのに対し、今回のネット調査では、30代が567万、40代が675万となっていた。すなわち、ネット調査のサンプルの方が「就業構造基本調査」のサンプルと比べてやや平均世帯年収が高くなっている。ただし、居住地域の分布に関しては、国勢調査（2005年）に基づく実際の人口分布と近い数値が得られている。

本稿の分析結果に関しては上記で述べたデータの性質に留意する必要があるが、就労世代の分布としては、概して日本全体の実情に近いサンプルが得られており、分析に資する価値があると考えられる。本稿では、分析に用いる設問項目において無回答があった回答者と学生（268名）を除く全てのサンプル（N=1263）を使用する。また、諸変数の分布の若干の偏りについては、浦川・松浦（2007）と同様、計量分析を行う際に各種の変数の効果をコントロールすることで補正を行う。

⁶ 本調査は、三菱総研とNTTレゾナントが運営するインターネットアンケート「gooリサーチ」を使用している。（2008年10月8日から10月22日において実施）なお、我々が委託した調査会社を利用して調査を行った先行研究としては、有田（2002）、浦川・松浦（2007）がある。

3. 公的医療保険制度に対する意見

3.1 記述統計と分析の概要

今回の我々の調査では、公的医療保険制度のもとでの医療費負担に関する人々の意見の特徴を分析するために、表2で示されるような5つの項目からなる設問を設けている。すなわち、(項目1)「高齢者世代が支払う保険料や自己負担は、現状よりも低くした方がよい」、(項目2)「乳幼児など子どもの自己負担は、現状よりも低くした方がよい」、(項目3)「喫煙者が支払う保険料や自己負担は、現状よりも高くした方がよい」、(項目4)「軽度な病気・けがに関する診療は、患者の自己負担を増やすかわりに、重度な病気・けがに関する自己負担は減らしてもらいたい」、(項目5)「一定の期間中、医療サービスを全く受けなかった加入者に対しては、保険料を減らしてあげる方がよい」の各項目に対して、「そう思う」から「そう思わない」までの5つの選択肢の中から1つを選択してもらう形式で問題が設定されている。

表2の右の列では、各項目において選択肢1の「そう思う」もしくは選択肢2の「どちらかといえばそう思う」を選択した回答者の割合を男女別に示している。表から読み取れるように、男性、女性ともに支持率が高いのが、(項目2)「乳幼児など子どもの自己負担は、現状よりも低くした方がよい」、(項目5)「一定の期間中、医療サービスを全く受けなかった加入者に対しては、保険料を減らしてあげる方がよい」の2項目である。特に、項目5については、男女ともに支持率が7割を超えており、医療サービスに対する需要に応じて現行の保険料負担の調整の必要性を感じている人が、就労世代(本稿調査では20代~40代の大都市居住者)では相当存在するということが読み取れる。

本研究では、回答者の様々な属性によって医療負担に関する意見がどのように異なるかについてさらに検証するため、以下のようなプロビットモデル((1)式)を推定することにする。

$$P(y_i = 1) = \Phi \left(\alpha + \sum_k \gamma_k x_{k,i} + \sum_l \delta_l z_{l,i} \right) \quad (1)$$

我々が被説明変数に使用するのは、上述の設問の結果から作成されるダミー変数である。具体的には、表2の項目1から項目5の各設問に対して、「そう思う」または「どちらかといえばそう思う」と答えた場合に1、そうでない場合に0をたてるダミー変数をそれぞれ作成し、それらを被説明変数として分析に使用する。

(1)式の $x_{k,i}$ はアンケート回答者の属性を示した説明変数群であり、年代ダミー、有配偶ダミー、就学前児童の有無ダミー、学歴ダミー、公的医療保険制度の加入状況に関するダミー、本人健康ダミー、家族の健康ダミー、世帯所得(対数)など、医療費負担に対する見解との関連が高いと考えられる変数をモデルに組み入れる。計量分析で使用するこれらの説明変数の記述統計量は表3で示している。

表3の変数の内容について補足しておく。まず、「本人の健康状態」と「家族の健康状態」については、それぞれ「全体的にいて、あなたの健康状態はいかがですか」、「全体的にいて、あなたのご家族の現在の健康状態はいかがですか」という設問の回答に対する集計結果を男女別で示したものである。表3を参照すると、「本人の健康状態」で「あまり健康でない」、「健康でない」と答えた者の割合は、男女ともに20%程度存在している。これは「家族の健康状態」についても同様である。

次に、「本人の健康状態悪化」は、「あなたの現在の健康状態は、1年前と比べてどうなりましたか」という設問で、「悪くなっている」を選んだ回答者の割合を示している。これは男女ともに2割弱の人があてはまっている。また、「本人の通院回数」は、「あなたは、今年4月に入ってから、病院・診療所におよそ何回程度通われましたか。」という設問に基づき、年間の平均通院回数を示したものである。ただし、自身の治療・診療だけでなく、家族の治療・診療を理由として通院した場合も回数に含めている。そして、「医療機関・近距離」は、「あなたの家から一番近い病院・診療所までは、およそ何分くらいかかりますか」という設問の回答で「10分以内」と答えた場合に1、そうでない場合に0をたてるダミー変数である。

次に喫煙や飲酒に関する依存の程度について調べた変数である「タバコ依存」と「アルコール依存」であるが、前者は、「朝目覚めてから30分以内でタバコを吸う人の割合」を示しており、後者は、「平均すると1日あたり日本酒3合(180ml×3)程度、あるいはビール中ビン3本(500ml×3)程度のアルコール飲料を飲む人の割合」を示している。表3を見ると、「タバコ依存」「アルコール依存」ともに男性の方が女性よりも割合が高くなっている。

また、就業上の地位を見ると、男性は6割強が「正規雇用の正社員・正職員」である一方、女性の正規雇用は3割以下にとどまる。また、「無業(学生含む)」は男性が約3%であるのに対し、女性は約3割となっている。なお、夫がいる有配偶者の場合は、無業の割合は約5割となる。

また、「公的医療保険の加入状況」については、男性と女性でかなりの差異が確認できる。例えば、「家族の健康保険(医療保険)に扶養家族として加入している」というケースは、男性では約4%にすぎないのに対し、女性の場合は約3割となっている。また、男性の約3割、女性の約2割が国民健康保険に加入している。加入している制度が、「わからない」と答えた回答者も、男性で約5%、女性で約2%存在する。表4では、公的医療保険の各制度によって被保険者の所得、年齢構成、医療費にどのような特徴がみられるかを主として中川(2009)に準拠してまとめている。表4から明らかのように、国民健康保険(市町村国保)の被保険者は、他の被用者保険の制度と比べ、概して平均年齢が高く低所得で医療費が高い、という特徴を持っている。

また、(1)式の $z_{k,i}$ は地域のソーシャル・キャピタルの水準に関する変数群である。近年、生活環境の評価手法として、ソーシャル・キャピタルの概念を用いた計測がLin(2001)、Grootaert and Van Bastelaer(2002)、Lin and Erickson(2008)など欧米の研究者を中心に蓄積されてきている。Putnam(1993)の概念にしたがうと、ソーシャル・キャピタルとは、主に「人々の協調行動を活発にすることによって社会の効率性を高めることのできる「信頼」「互酬性の規範」「ネットワーク」といった社会組織の特徴」として定義される概念であり、地域社会における医療・介護環境は、ソーシャル・キャピタルの概念と非常に密接に関連していると考えられる。

Kawachi et al(1997)、Kawachi and Kennedy(2002)、近藤(2007)などの先行研究では、地域に対する信頼や社会的な凝集性(Social cohesion)の程度に基づいてソーシャル・キャピタルの指標を作成し、その水準が高い地域において個人の健康レベルや平均寿命が高まるという実証結果が示されている。⁷ また、Kawachi and Kennedy(2002)では、ソーシャル・キャピタルの水準が低く地域住

⁷ 近藤(2007)では、ソーシャル・キャピタルの水準と個人の健康レベルとの関係について調べた定量的研究のサーベイがまとめられており、その多くの研究(24本中17本)において、ソーシャル・キャピタルが豊かな地域において住民の健康状態が好ましいという関連が示されていたとある。ただし、Caripiano(2007)が、ロサンゼルスの家計近隣調査を用いて行った分析のように、ソーシャル・キャピタ