

二段階モデル

一般に医療費はその時々での医療の必要性和受診頻度やコストに影響を及ぼす要因によって決まっていると考えられる。医療の必要性を表す変数として、レセプトに記載された傷病名を用いることも考えられるが、月別のデータでは医療費と傷病名は多くの場合、同時決定の関係にあり、外生的な傷病名を確保することは非常に困難である。このため小椋(2005)に倣って前月のレセプトに記載された傷病名を操作変数候補としてテストしたが、119分類の傷病中で残ったものは20個あまりに過ぎず、その説明力も限られたものであった。このためここでは前月の医療費(対数)を主な操作変数として、それを患者の性別、年齢、などの限られた身体的特性、職種、父母が罹患した生活習慣病のダミーで補うことにした。

さらに上で述べたように健康の自己評価は客観的な健康状態によって影響を受けており、医療費も客観的な健康状態によって影響を受けると考えられる。このため、健康の自己評価と医療費は同時決定の関係にあると考えられる。より具体的には、健康の自己評価をどのように識別するかが問題となる。ここで注目されるのは健康の自己評価度と具体的な自覚症状があるかどうか(Q14a)の相関が高いことである。健康の自己評価は、身体的な不調の自覚症状とストレスで決まるという定式化を採用することにしたが、自覚症状の有無回答を自己評価の操作変数としたモデルは外生性の検定を通らなかった。しかしながら、アンケートで列挙した具体的な自覚症状のリストから痒み、咳、物忘れの3つを除く9個と、ストレス度、残業時間、睡眠時間、通勤時間および予想ガン罹患確率(Q11aとQ11bを一つにしたもの)の組み合わせは過剰識別検定を通ることができた(表2)。したがって、これらの13変数は医療費の説明変数から除外して、健康の自己評価の式だけに現れるものとして定式化した。

4. 推定結果

有効な標本の記述当計量を表3に、すべての操作変数を用いた総医療費の最小二乗法の推定結果を表4に、二段階最小二乗法による推定結果を表5A(第一段階)と表5B(第二段階)に示す。

最小二乗法の推定結果によれば、健康の自己評価が1段階上昇すると、医療費は14%減少する結果となっているが、ストレスの増加は有意な影響を及ぼさない。女性の医療費は男性よりも63%高く、年齢が1歳増加すると医療費は2%増加する。また、二段階最小二乗法で健康の自己評価にだけ用いる具体的な症状の変数は、肩こりと、胃が気持ち悪いを

除けば有意性は小さいことが確認できる。

二段階最小二乗法の第二段階の推計結果を先に見ると、健康の自己評価が1段階上昇すると、医療費は29%減少する結果となっており、最小二乗法の結果の約2倍の大きさである。これに対して、前月の医療費の38%が今月に持ち込まれ、女性の医療費は男性よりも59%高く、年齢が1歳上がると医療費が2%増加する点については最小二乗法の結果とあまり変わっていない。また母親に循環器系の病歴があると医療費は60%近く高くなり、糖尿病の病歴も30%以上も高くなる。これに対して、父親の場合は心臓系の病歴があると医療費が30%近く高くなるのが目立つ。

次に、第一段階の推計結果(表5A)を見ると、t値から健康指数はストレス指数にもっとも強く反応していることがわかる。具体的には、ストレス指数が1上昇すると健康評価は0.28段階低下する。このほかに、ほとんどの具体的な症状は有意であるが、中でも手足の関節痛(-0.51)、だるい(-0.41)、肩こり(-0.26)、手足の感覚の痺れ(-0.62)などが大きな影響力をもっていることが判る。また通勤時間が10分長くなると、健康指数は0.02ほど低下するほか、ガン確率が低下すると健康評価は上昇する(ガン罹患確率の回答は番号が大きいほど主観的な罹患確率は小さい)。これらは、期待通りの結果である。

5. 結論

本稿では、非喫煙者の月次医療レセプトデータと生活習慣に関するアンケート調査を組み合わせることによって、ストレス指数が1増加すると、健康の自己評価が0.3近く増加し、その結果、医療費が5%から10%ほども増加することを示した。これまでのわが国の医療は、病理的な変化に着目したいわばハード的な治療が中心であったと考えられるが、ストレスには心理的な療法も有効である可能性は高いと考えられる。総医療費を抑制する観点からも、ハード的な治療に、心理的な療法を組み合わせることも考えていくべき時にきているのではないだろうか。

参考文献

Affleck, G., H. Tennen, S. Urrows and P. Higgins (1994) Person and Contextual Features of Daily Stress Reactivity: Individual Differences in Relations of Undesirable Daily Events with Mood Disturbance and Chronic Pain Intensity, *Journal of Personality and Social Psychology*, 66, pp.329-340.

- Brody, D.S. (1980) Psychological Distress and Hypertension Control, *Journal of Human Stress*, 6, pp.2-6.
- Clark, L.F., A. Aaron, M. Littleton, K. Pappas-Deluca, J. B. Avery and V. S. McKleroy (1999) Stress, Coping, Social Support, and Illness, in J.M. Raczynski and R.J. DiClemente (eds.), *Handbook of Health Promotion and Disease Prevention*, Kluwer Academic / Plenum Publishers, pp.123-145.
- Denollet, J., S.U. Sys and D.L. Brutsaert (1995) Personality and Mortality after Myocardial Infarction, *Psychosomatic Medicine*, 57, pp.582-591.
- Ferraro, K.F. and M.M. Farmer (1999) Utility of Health Data from Social Surveys: Is There a Gold Standard for Measuring Morbidity? *American Sociological Review*, 64, pp.303-315.
- Groot, W. (2000) Adaptation and Scale of Reference Bias in Self-Assessments of Quality of Life, *Journal of Health Economics*, 19(3), pp.403-420.
- Haberman, P. (1969) The Reliability and Validity of the Data, in Kosa, Antonovsky and Zola (eds.), *Poverty and Health*, Harvard University Press. pp.343-383.
- Hirdes, J.P. and W.F. Forbes (1993) Factors Associated with the Maintenance of Good Self-Related Health, *Journal of Aging and Health*, 5(1), pp.101-122.
- Hoeymans et al. (1997) Ageing and the relationship between functional status and self-rated health in elderly men, *Social Science and Medicine*, 45(10), pp.1465-1603.
- Honda, C. and Y. Ohkusa (2003) Subjective Health Evaluation: Advanced Model and International Comparison, *Japanese Journal of Social Security Policy*, 2(1), pp.24-31.
- Idler, E.L. (1993) Age Differences in Self-Assessments of Health: Age Changes, Cohort Differences, or Survivorship? *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 48, pp.S289-300.
- 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, pp.21-37.
- Kaplan, G.A. and T. Camacho (1983) Perceived Health and Mortality: A Nine-Year

- Follow-Up of the Human Population Laboratory Cohort, *American Journal of Epidemiology*, 117, pp.292-304.
- Liu, G. and Z. Zhang (2004) Sociodemographic Differentials of the Self-Related Health of the Oldest-Old Chinese, *Population Research and Policy Review*, 23, pp.117-133.
- Maddox, G.L. and E.B. Douglass (1973) Self-Assessment of Health: A Longitudinal Study of Elderly Subjects, *Journal of Health and Social Behavior*, 14(1), pp.87-93.
- Mechanic, D. and R.J. Angel (1987) Some Factors Associated with the Report and Evaluation of Back Pain, *Journal of Health and Social Behavior*, 28, pp.131-139.
- Schnittker, J. (2005) When Mental Health Becomes Health: Age and the Shifting Meaning of Self-Evaluations of General Health, *Milbank Quarterly*, 83(3), pp.397-423.
- Simon, J.G., H. van de Mheen and J.B.W. van der Meer (2000) Socioeconomic Differences in Self-Assessed Health in a Chronically Ill Population: The Role of Different Health Aspects, *Journal of Behavioral Medicine*, 23(5), pp.399-420.
- Spangler, J.G., J.C. Konen, and K.P. McGann (1993) Prevalence and Predictors of Problem Drinking among Primary Care Diabetic Patients, *Journal of Family Practice*, 37, 370-375.
- Stein, M. and A.H. Miller (1993) Stress, the Immune System, and Health and Illness, in L. Goldberger and S. Breznitz (eds.), *Handbook of Stress: Theoretical and Clinical Aspects* (2nd ed., pp.127-141), New York: Free Press.
- Suls, J., C.A. Marco and S. Tobin (1991) The Role of Temporal Comparison, Social Comparison, and Direct Appraisal in the Elderly's Self-Evaluations of Health, *Journal of Applied Social Psychology*, 21, pp.1125-1144.
- Wood, J.V., S.E. Taylor and R.R. Lichtman (1985) Social Comparison in Adjustment to Breast Cancer, *Journal of Personality and Social Psychology*, 49, pp.1169-1183.
- 小椋正立 (2004) 「健康診断の検査は医療費の予測に有効か」『医療と社会』14(3), pp.147-173.

表1 総回答者数と非喫煙者数

seq	総回答者数	非喫煙者数
49	3,347	1,384
50	3,400	1,419
51	3,425	1,434
52	3,442	1,441
53	3,459	1,453
54	3,482	1,463
55	3,501	1,472
56	3,553	1,492
57	3,584	1,502
58	3,596	1,507
59	3,603	1,510
60	3,658	1,539
61	3,699	1,561
62	3,772	1,612
63	3,787	1,619
64	3,832	1,644
Total	57,140	24,052

表2 第二段階から除外する操作変数のリストと過剰識別検定

ストレス	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
残業時間	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x		
睡眠時間	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
通勤時間	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
だるい	x		x		x	x	x	x	x	x	x	
肩こり	x	x	x	x	x	x	x	x	x			
腰痛	x	x	x	x	x	x	x	x				
手足の関節痛	x	x	x									
目のかすみ	x	x	x	x	x	x	x					
頭痛	x	x	x	x	x	x						
しびれ	x	x	x	x	x							
胃のもたれ	x	x	x	x								
手足の冷え	x											
咳		x										
過剰自由度	12	12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2
p-value	0.4731	0.3993	0.387	0.377	0.4298	0.3627	0.4344	0.4157	0.5982	0.4621	0.4627	0.3504
過剰自由度2	13	13	12	11	10	9	8	7	6	5	4	3
p-value	0.2009	0.0242	0.1568	0.143	0.2313	0.1746	0.2171			0.3848	0.2856	0.25938

過剰自由度2は除外操作変数に予想ガン罹患確率を加えたモデルの過剰識別検定の自由度

表 3 記述統計量

Estimation sample regress Number of obs=9300

Variable	Mean	Std. Dev.	Min	Max
当月医療費	2.305376	3.784464	-.6931472	11.36493
前月医療費	2.292442	3.776732	-.6931472	11.36493
健康指数	3.252633	.0478246	1	5
ストレス指	2.904194	.7062041	1	4
cancerfear	3.099677	.0239218	1	5
残業時間	4.513226	9.439168	0	90
睡眠時間	6.223333	.9669958	2	9
通勤時間	46.96939	21.95287	0	160
だるい	.1946237	.395932	0	1
肩こり	.1803226	.3844766	0	1
腰痛	.146129	.3532545	0	1
関節痛	.0674194	.2507603	0	1
視力	.075914	.2648747	0	1
頭痛	.106129	.3080193	0	1
痺れ	.0302151	.1711878	0	1
胃	.0437634	.2045793	0	1
手足冷	.0632258	.2433817	0	1
性別	1.695269	.4603182	1	2
年齢	39.23026	10.44209	19.16667	66.08334
bmi	21.17853	2.799849	15.41645	32.92962
歯磨き回数	3.465376	.8165307	1	6
所得階層	3.35	2.034855	0	13
労働	.8791398	.3258823	0	1
営業	.0707527	.2564251	0	1
技術	.0193549	.1377762	0	1
販売	.5577419	.4966814	0	1
現場監督	.0097849	.099439	0	1
その他	.0282796	.1657793	0	1
父 心臓	.2815054	.4494782	0	1
循環	.0935484	.291215	0	1
呼吸器	.0760215	.2650468	0	1
消化器	.1503226	.3574065	0	1
糖尿	.0747312	.2629712	0	1
ガン	.1496774	.3567741	0	1
筋骨	.0154839	.1234737	0	1
歯周	.0694624	.2542524	0	1
その他	.0954839	.2938979	0	1
母 心臓	.2206452	.414704	0	1
循環	.0555914	.2291433	0	1
呼吸器	.0601075	.2376987	0	1
消化器	.1066667	.3097056	0	1
糖尿	.0569892	.2318345	0	1
ガン	.0992473	.2990099	0	1
筋骨	.051828	.2216915	0	1
歯周	.0631183	.2431887	0	1
その他	.17	.375653	0	1
中卒	.003871	.0620999	0	1
短大卒	.5625806	.4960949	0	1
大卒以上	.4249462	.4943814	0	1
配偶者無勤	.2226882	.416873	0	1
配偶者非勤	.1074194	.3096623	0	1

表 4 すべての操作変数による総医療費（対数化）最小二乗法の推定結果

Source	SS	df	MS	Number of obs = 9300 F(50, 9249) = 41.39 Prob > F = 0.0000 R-squared = 0.1828 Adj R-squared = 0.1784 Root MSE = 3.4303		
Model	24350.6283	50	487.012566			
Residual	108831.194	9249	11.7668065			
Total	133181.822	9299	14.322166			

総医療費	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
前月医療費	.3754672	.009648	38.92	0.000	.356555 .3943794
健康指数	-.1444877	.0532702	-2.71	0.007	-.2489091 -.0400662
ストレス	-.0422389	.0566401	-0.75	0.456	-.153266 .0687881
ガン罹患	-.0349932	.046739	-0.75	0.454	-.126612 .0566256
残業時間	-.0016604	.0041387	-0.40	0.688	-.0097732 .0064524
睡眠時間	.0526276	.0391494	1.34	0.179	-.0241138 .1293691
通勤時間	.0022739	.0017982	1.26	0.206	-.0012509 .0057986
だるい	.0406291	.1133499	0.36	0.720	-.1815617 .2628198
肩こり	-.2041276	.1113681	-1.83	0.067	-.4224336 .0141785
腰痛	.1780107	.1145556	1.55	0.120	-.0465435 .4025665
関節痛	.213756	.1582192	1.35	0.177	-.0963886 .5239006
視力	.1585577	.1501312	1.06	0.291	-.1357327 .452848
頭痛	.1736574	.1298464	1.34	0.181	-.0808703 .428185
痺れ	.1072613	.2266518	0.47	0.636	-.3370261 .5515488
胃が	.3396477	.1888337	1.80	0.072	-.030508 .7098033
手足冷	.0892311	.1629404	0.55	0.584	-.230168 .4086303
性別	.6300158	.1277258	4.93	0.000	.3796451 .8803866
年齢	.021021	.0044937	4.68	0.000	.0122123 .0298296
bmi	.0073442	.0148398	0.49	0.621	-.021745 .0364334
適き回数	.1107837	.0497882	2.23	0.026	.0131879 .2083795
所得階層	.0302259	.0265502	1.14	0.254	-.0217238 .0821757
常勤	-.2017817	.129082	-1.56	0.118	-.4548109 .0512475
営業	-.126464	.1550748	-0.82	0.415	-.4304448 .1775168
技術	.258992	.2765942	0.94	0.349	-.2831937 .8011777
販売	-.1823355	.0879266	-2.07	0.038	-.354691 -.0099799
現場監督	.0853171	.3792824	0.22	0.822	-.6581601 .8287943
その他	-.5987147	.234614	-2.54	0.011	-.1.05661 -.1368195
父	.3225285	.0875269	3.68	0.000	.1509565 .4941004
循環	-.0833449	.131562	-0.63	0.526	-.3412355 .1745457
呼吸器	.1859194	.1459005	1.27	0.203	-.04719165 .1000777
消化器	-.1509323	.1078369	-1.40	0.162	-.3623164 .0604517
糖尿	-.105299	.1410872	-0.75	0.455	-.3818611 .171263
ガン	.0512849	.1075469	0.48	0.633	-.1595307 .2621005
筋骨	.4615601	.3031421	1.52	0.128	-.1326652 1.055785
歯周	.060554	.1582044	0.38	0.702	-.2495615 .3706696
その他	.3299576	.1311581	2.52	0.012	.0728587 .5870564
母	-.1631897	.0938296	-1.74	0.082	-.3471165 .020737
循環	.6271314	.1623646	3.86	0.000	.3088611 .9454018
呼吸器	.2960209	.1579164	1.87	0.061	-.01353 .6055719
消化器	.0190217	.1262495	0.15	0.880	-.2284552 .2664986
糖尿	.3412137	.1599873	2.13	0.033	.0276032 .6548241
ガン	.112991	.1263349	0.89	0.371	-.1346533 .3606353
筋骨	.1533765	.1695612	0.90	0.366	-.179001 .4857539
歯周	-.0040114	.1638898	-0.02	0.980	-.3252715 .3172487
その他	.0556025	.102311	0.54	0.587	-.1449496 .2561546
中卒	.5533083	.7280334	0.76	0.447	-.8737976 1.980414
短大卒	.5761491	.3985332	1.45	0.148	-.2050639 1.357362
大卒以上	.6350202	.3969286	1.60	0.110	-.1430474 1.413088
配偶者常勤	-.0781922	.0930281	-0.84	0.401	-.2605479 .1041635
配偶者非勤	.2597649	.1429443	1.82	0.069	-.0204373 .5399672
_cons	-.1.332886	.7603915	-1.75	0.080	-.2.823422 .1576486

表 5A 第一段階：自己評価健康度推計式

Ordinary Least Squares (OLS) regression

Total (centered) SS	=	6684.182796	Number of obs	=	9300
Total (uncentered) SS	=	105078	F(49, 9250)	=	115.53
Residual SS	=	4146.572056	Prob > F	=	0.0000
			Centered R2	=	0.3796
			Uncentered R2	=	0.9605
			Root MSE	=	.6695

健康度	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
前月医療費	-.0078691	.0018814	-4.18	0.000	-.0115569	-.0041812
性別	.0307215	.024928	1.23	0.218	-.0181428	.0795859
年齢	.0016771	.0008769	1.91	0.056	-.0000418	.0033961
歯の数	.0071774	.0028955	2.48	0.013	.0015015	.0128533
歯磨き回数	.0329249	.0097118	3.39	0.001	.0138876	.0519623
所得階層	-.0009742	.0051728	-0.19	0.851	-.0111139	.0091656
常勤	.0161573	.0251942	0.64	0.521	-.0332288	.0655435
営業	.0247363	.030267	0.82	0.414	-.0345937	.0840664
技術	-.0050972	.0539868	-0.09	0.925	-.1109232	.1007288
販売	-.0112881	.0171615	-0.66	0.511	-.0449284	.0223522
現場監督	.1856915	.0740047	2.51	0.012	.040626	.3307571
その他	.0820325	.045785	1.79	0.073	-.0077161	.1717812
父 心臓	-.1786023	.0169826	-10.52	0.000	-.2118919	-.1453126
循環	-.0266986	.0256773	-1.04	0.298	-.0770318	.0236346
呼吸器	.1346404	.028443	4.73	0.000	.0788858	.190395
消化器	.0562913	.0210399	2.68	0.007	.0150485	.0975342
糖尿	-.0528195	.0275325	-1.92	0.055	-.1067893	.0011502
ガン	.1138512	.020958	5.43	0.000	.0727688	.1549336
筋骨	.1846855	.0591373	3.12	0.002	.0687633	.3006078
歯周	.0218474	.0308782	0.71	0.479	-.0386806	.0823754
その他	.2617767	.0254549	10.28	0.000	.2118795	.3116739
母 心臓	.0442203	.0183083	2.42	0.016	.0083321	.0801086
循環	.1292498	.0316625	4.08	0.000	.0671844	.1913152
呼吸器	-.0895873	.0308087	-2.91	0.004	-.1499791	-.0291955
消化器	-.1757405	.0245741	-7.15	0.000	-.223911	-.1275699
糖尿	-.0887331	.0312134	-2.84	0.004	-.1499182	-.0275481
ガン	-.0895098	.024641	-3.63	0.000	-.1378116	-.041208
筋骨	-.3134105	.0329348	-9.52	0.000	-.37797	-.2488509
歯周	.0639862	.0319818	2.00	0.045	.0012949	.1266775
その他	-.1363463	.0199191	-6.85	0.000	-.1753921	-.0973005
中卒	-1.185559	.1415649	-8.37	0.000	-1.463058	-.9080611
短大卒	-.4454811	.0775493	-5.74	0.000	-.5976909	-.2932713
大卒以上	-.3270898	.0773995	-4.23	0.000	-.4788098	-.1753698
配偶者常勤	-.0233134	.018156	-1.28	0.199	-.0589032	.0122764
配偶者非勤	-.0812059	.0278877	-2.91	0.004	-.1358719	-.0265399
スレスレ	-.2831114	.0106561	-26.57	0.000	-.3039998	-.2622231
残業時間	-.0013161	.0008077	-1.63	0.103	-.0028994	.0002671
肩こり	-.2605284	.0215678	-12.09	0.000	-.3028061	-.2182506
腰痛	-.1367261	.0223142	-6.13	0.000	-.1804668	-.0929854
関節痛	-.5105884	.0304221	-16.78	0.000	-.5702225	-.4509543
視力	-.2759759	.0291624	-9.46	0.000	-.3331406	-.2188111
だるい	-.4086499	.0217123	-18.82	0.000	-.4512107	-.3660891
頭痛	-.0801319	.0253303	-3.16	0.002	-.1297848	-.030479
痺れ	-.6229127	.0437621	-14.23	0.000	-.7086962	-.5371293
胃	-.1477454	.0368253	-4.01	0.000	-.2199311	-.0755597
手足冷	-.1759886	.0317507	-5.54	0.000	-.2382269	-.1137502
睡眠時間	.0024604	.0076413	0.32	0.747	-.0125182	.0174391
通勤時間	-.0017517	.0003505	-5.00	0.000	-.0024387	-.0010646
ガン確率(-)	.0584541	.0091024	6.42	0.000	.0406113	.0762969
定数項	4.289612	.1415561	30.30	0.000	4.01213	4.567093

Partial R-squared of excluded instruments: 0.3196
 Test of excluded instruments
 F(14, 9250) = 310.40
 Prob > F = 0.0000

Weak identification statistics
 Cragg-Donald (N-L)*minEval/L2 F-stat 310.40

表 5B 第二段階：総医療費式

Instrumental variables (2SLS) regression

Number of obs = 9300
 F(36, 9263) = 56.75
 Prob > F = 0.0000
 Centered R2 = 0.1807
 Uncentered R2 = 0.4024
 Root MSE = 3.425

Total (centered) SS = 133181.8219
 Total (uncentered) SS = 182609.0586
 Residual SS = 109118.3025

総医療費	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
健康度指数	-.2902014	.0776084	-3.74	0.000	-.4423111 -.1380918
前月医療費	.3768608	.0095562	39.03	0.000	.3579349 .3957866
性別	.5942765	.1250606	4.75	0.000	.3491622 .8393907
年齢	.0219902	.0042966	5.12	0.000	.0135689 .0304114
bmi	.0075984	.0146106	0.52	0.603	-.0210379 .0362346
歯磨き回数	.1125473	.0489777	2.30	0.022	.0165542 .2085405
所得階層	.0270725	.0259535	1.04	0.297	-.0237954 .0779403
常勤	-.199622	.1266682	-1.58	0.115	-.4478872 .0486432
営業	-.098436	.1535636	-0.64	0.522	-.3994152 .2025432
技術	.2770423	.2720268	1.02	0.308	-.2561206 .8102051
販売	-.1911808	.0865566	-2.21	0.027	-.3608287 -.0215328
現場監督	.0956457	.3752147	0.25	0.799	-.6397616 .8310553
その他	-.569485	.2285692	-2.49	0.013	-1.017472 -.1214976
父 心臓	.2723798	.0886894	3.07	0.002	.0985517 .4462078
循環器	-.0827782	.1289423	-0.64	0.521	-.3355004 .169944
呼吸器	-.0977945	.1436971	-0.68	0.496	-.3794357 .1838467
消化器	-.1378997	.1042582	-1.32	0.186	-.342242 .0664427
糖尿	-.1856977	.1377334	-1.35	0.178	-.4656502 .0842548
ガン	.0533889	.1049584	0.51	0.611	-.1523258 .2591037
筋骨	.460208	.2967765	1.55	0.121	-.1214632 1.041879
歯周	.0585639	.1557962	0.38	0.707	-.246791 .3639188
その他	.3824166	.1289704	2.97	0.003	.1296392 .635194
母 心臓	-.1697289	.0923755	-1.84	0.066	-.3507816 .0113239
循環器	.5895631	.1602943	3.68	0.000	.275392 .9037342
呼吸器	.2846252	.1556293	1.83	0.067	-.0204027 .5896553
消化器	.0103071	.1254069	0.08	0.934	-.235486 .2561001
糖尿	.3337326	.1587351	2.10	0.036	.0226174 .6448477
ガン	.0904521	.1236803	0.73	0.465	-.1519569 .3328611
筋骨	.1518693	.169556	0.90	0.370	-.1804543 .484193
歯周	.0150134	.161431	0.09	0.926	-.3013855 .3314123
その他	.0376403	.1015534	0.37	0.711	-.1614008 .2366813
中卒	.2788373	.722173	0.39	0.699	-1.136596 1.69427
短大卒	.5880536	.3986003	1.48	0.140	-.1931886 1.369296
大卒以上	.6391099	.3961409	1.61	0.107	-.1373121 1.415532
配偶者常勤	-.0999516	.0919937	-1.09	0.277	-.280256 .0803528
配偶者非勤	.2740589	.1411628	1.94	0.052	-.0026151 .5507328
cons	-.5682928	.6958457	-0.82	0.414	-1.932125 .7955397

Anderson canon. corr. LR statistic (identification/IV relevance test): 3581.642
 Chi-sq(14) P-val = 0.0000

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 16.966
 Chi-sq(13) P-val = 0.2009

Instrumented: ishealth
 Included instruments: Lnalltensu sex cage bmi nbrush salary ifulltime eigyo
 gjjutu sales foreman wothers fheart fovdis flung fgast
 fdiab feancer fskmas fperio fother mheart moydis mlung
 mgast mdiabe moancer mskmas mperio mother chug tandai
 daigaku isfulltime isnetwork
 Excluded instruments: istress cancerfear zangyo sleephour comhours shoulder
 backpain joints sights headach sibire indigest coldft
 darui

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）
「生活習慣と健康、医療消費に関するミクロ計量分析」
（分担）研究報告書

生活習慣病罹患率と労働時間の関係、その含意

分担研究者 泉田信行 国立社会保障・人口問題研究所

研究要旨

生活習慣病予防の文脈において、良い生活習慣を維持することは個人の責任であると考えられがちであるが、現実には微妙である。自己の生活習慣を犠牲にしても長時間労働に従事しなければならないケースなどもあるからである。その場合、長時間労働に従事せざるを得ない労働者が生活習慣病に罹患した場合は労働者個人の責任とするべきではない、という考え方も有力となる。そこで、労働時間と生活習慣病の発症確率の間に因果関係があるか否かを実証的に検討した。さらに、労働時間の長さが悪い生活習慣に陥らせることによる生活習慣病罹患についても検討した。

健康保険組合加入者の個票データを用いて Probit 分析および Bivariate Probit 分析の手法を用いて検証した結果、残業時間が（月間の平均値から）1 時間増加すると生活習慣病発症確率が 0.1%ポイント増大することがわかった。総労働時間で見ると、月の総労働時間が（平均値から）1 時間増加すると生活習慣病発症確率が 0.06%ポイント増大することがわかった。

生活習慣病罹患率が労働時間に依存するならば、少なくとも企業退職後の医療費について当該企業が責任を持つべきであることの論拠となりえるかもしれない。老人保健拠出金が若年代からの支援ではなく、企業が経済活動のコストとして当然支払うべきものへと性質が変わる可能性があることを含意する。

A. 研究目的

生活習慣病予防の文脈において、良い生活習慣を維持することは個人の責任であると考えられがちであるが、現実には微妙である。自己の生活習慣を犠牲にしても長時間労働に従事しなければならないケースなどもあるからである。労働時間と傷病罹患の関係がある場合の極限的なケースとして過労死の存在を指摘できる。

他方、労災としての過労死と長時間労働の

帰結としての生活習慣病罹患は症状の程度の差こそあれ本質的には違いは無い。それゆえ、長時間労働に従事せざるを得ない労働者が生活習慣病に罹患した場合は労働者個人の責任とするべきではない、という考え方も有力となる。すなわち長時間の労働を行わせている企業に、長時間労働に起因する生活習慣病の超過罹患率からの損失を補填する義務を負わせるべきである、という考え方である。

経済学的な観点からはこのような考え方は

社会厚生を向上させるという観点から支持される。ただし、労働時間と生活習慣病の発症確率の間に因果関係があることが前提となる。そこで、本研究では両者の関係を実証的に検討した。さらに、労働時間の長さが悪い生活習慣に陥らせることによる生活習慣病罹患についても検討した。

B.研究方法

検証すべき仮説は、「労働時間が増大すると生活習慣病発病リスクが高くなる。」である。健康保険組合加入者の個票データを用いて Probit 分析および Bivariate Probit 分析の手法を用いて検証した。某健康保険組合の協力を得て、当該健康保険組合の加入者に対するアンケート調査を 2005 年 7 月 20 日から同年 8 月 25 日にかけて行った。回収された調査票のデータクリーニングを行ったところ、1263 サンプルが使用可能となった。調査票には今回の分析に関連する調査項目として、生活習慣病罹患の有無、生活習慣病の疑い有無、勤務時間、残業時間、性別、年齢、BMI 値、婚姻状況、家族との同居の有無、職業種別、職位などの情報が得られている。

(倫理面への配慮)

被験者の同意を得てアンケート調査を行い、収集したデータはネットワーク接続されていないパソコンで保存・解析した。

C.研究結果

残業時間が（月間の平均値から）1 時間増加すると生活習慣病発症確率が 0.1%ポイント増大することがわかった。総労働時間で見ると、月の総労働時間が（平均値から）1 時間増加すると生活習慣病発症確率が 0.06%ポイント増大することがわかった。ただし、生

活習慣病発症に対しては加齢の効果が非常に強くなっている。

また、残業時間は喫煙と睡眠の不規則性を有意に高める効果を持っている。しかしながら、喫煙と睡眠の不規則性が生活習慣病罹患確率を高めるわけではない。残業時間は飲酒確率を高めるわけではないが、飲酒する個人の生活習慣病罹患率は有意に低いことがわかる。30 代、40 代の年齢階級の個人はこれらのリスクファクターの選択確率が高くなっている。

D.考察

残業時間・総労働時間が長い個人ほど生活習慣病罹患率が高くなるのが、その限界効果は小さいながらも、わかった。残業時間は喫煙・睡眠障害といったリスクファクターを選択してしまう効果があるが、それらのリスクファクターを選択するか否かをコントロールすると、残業時間は生活習慣病罹患に対して有意な効果を持たなくなった。この結果は、残業時間の長さが直接的に生活習慣病罹患に影響を与えている部分と間接的に影響を与えている部分にわけるとそれぞれが可視的ではない大きさの効果になってしまうことを意味しているのかもしれない。

E.結論

分析上の制約はあるものの、労働時間の長時間化はここで見たように生活習慣病罹患という形で労働者の健康を阻害する可能性がある。慢性期疾患のように、若年期の健康損失が高齢期まで持続する場合、その損失を企業が負担しないのであれば、社会的に最適な労働時間を超過して企業は労働者を雇用することになる。生活習慣病罹患率が労働時間に依

存するならば、少なくとも企業退職後の医療費について当該企業が責任を持つべきであることの論拠となりえるかもしれない。老人保健拠出金が若年世代からの支援ではなく、企業が経済活動のコストとして当然支払うべきものへと性質が変わる可能性があることを含意する。

F.研究発表

1.論文発表

2.学会発表

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

資料 泉田 信行 (国立社会保障・人口問題研究所)

「生活習慣病罹患率と労働時間の関係、その含意」

生活習慣病罹患率と労働時間の関係、その含意

国立社会保障・人口問題研究所

泉田 信行

1 はじめに

医療制度改革の焦点は常に高齢者医療費である。高齢になると不可避免的に医療費が高騰するが、その財源を如何に調達するか、如何に高齢者医療費を抑制するか、が常に議論されてきた。高齢者医療費の問題の難しさは、ひとつには高齢期になるまでの生活の帰結として身体状況が決定されており、ほぼ変えることができないということである。つまり、どのように努力しても時間だけは戻らないということである。このため、健康を害してしまってから高齢期を迎えた高齢者については医療費を支払って現状の健康状態を維持することだけしかできないこともある。

生活習慣病はこのような状況の典型的な事例であり、若年期にそのリスク要因が蓄積され、若年期ないしは高齢期に発症する。リスク要因は生活習慣の乱れや喫煙、ストレスなどが指摘されている。生活習慣病の定義は

「食習慣、運動習慣、休養、喫煙、飲酒等の生活習慣が、その発症・進行に関与する疾患群」

とされている。良い生活習慣を維持することは個人の責任であると考えられるかもしれないが、現実には微妙である。例えば、解雇されないためには自己の生活習慣を犠牲にしても長時間労働に従事しなければならないケースがあるかもしれない。その意味では生活習慣病は、現時点では直接的な関係は指摘されていないが、労働時間と密接な関係があると考えらるべきである。

労働時間と生活習慣病の関係がある場合の極限的なケースとして過労死の存在を指摘できる。過労死については「過度な労働負担が誘因となって、高血圧や動脈硬化などの基礎疾患が悪化、脳血管疾患や虚血性心疾患、急性心不全などを発症し、永久的労働不能又は死に至った場合」という定義が多く用いられている。上述のとおり、労働も生活習慣であると言えるならば過労死も生活習慣病とすることに不自然さはない。

このように見てくると、労災としての過労死と長時間労働の帰結としての生活習慣病罹患は症状の程度の差こそあれ本質的には同じものであることがわかる。それゆえ、長時間労働に従事している労働者が生活習慣病に罹患した場合は労働

者個人の責任とするべきではない、という考え方も有力になる。すなわち長時間の労働を行わせている企業に、長時間労働に起因する生活習慣病の超過罹患率からの損失を補填する義務を負わせるべきである、という考え方である。

経済学的な観点からはこのような考え方は社会厚生を向上させるという観点から支持される。この点は極めて単純な経済モデルを用いて示すことが可能である。特に、長時間労働による生活習慣病の超過罹患が存在する場合には、高齢者医療制度への拠出を行うことが社会的連帯の観点から若年世代（もしくは彼らを雇用する企業）に求められるものではなく、当然の義務であることが帰結する。

これらの論点の根拠を与えるのは、労働時間が長い個人について生活習慣病の発症確率が高まる、という仮説が成立することである。もし労働時間に関して生活習慣病罹患確率が一定であれば、生活習慣病罹患と労働時間は無関係である。これは極めて実証的な問題である。そこで、本稿では労働時間と生活習慣病の発症確率の関係を明らかにする。

労働関連疾患については WHO(1985) においてより深い研究を行うべきと指摘していた。日本における長時間労働と健康状態に関する研究は当時既に問題視されていた過労死の研究から始まったと言える。Uehata(1991) は 203 の過労死事例を検討して、それが長時間労働によって誘発される労働関連傷病であることを指摘している。彼の研究では過労死の原疾患のうち脳梗塞が 123 例、心疾患が 77 例あることが指摘されており過労死が循環器疾患によって引き起こされることがわかる。

Hayashi, et.al(1996) ではこの点の分析を進め、正常血圧群と若干高血圧である群それぞれについて、長時間労働グループとコントロールグループを比較すると、長時間労働グループの方が 24 時間平均血圧が高いことを示している。更に、Sokejima and Kagamimori(1998) は 1 日に 7-9 時間働く男性労働者に比較して 1 日に 11 時間以上働く男性労働者は急性心筋梗塞に罹患する確率が 2.44 倍となることを示している。ただし、彼らの結果はより短時間働くグループについてもベースグループよりも罹患確率が高いことを示しており、急性心筋梗塞罹患率が労働時間に対して U 字型になることを示している¹。これらの研究では循環器疾患に注目しているが、長時間労働によって生活習慣が乱れる場合、糖尿病などの他の生活習慣病の罹患確率も高めると考えられる。この点は追加的に検討されるべき点である。

他方、経済学者は好景気になると労働時間が増大し健康投資に利用する時間の費用が相対的に高くなることにより健康水準が低下するという議論が行われている (Ruhm 1996、Ruhm 2001、Gertham and Ruhm 2002、Ruhm 2003 を参照のこと)。これらの文献の考え方は本稿の考え方と本質的に同じである。

¹彼らのケースサンプルは急性心筋梗塞で入院した患者を利用しているので、短時間労働グループに既に心筋梗塞の症状が出ていて働けなくなっていた労働者が含まれている可能性がある。その場合には急性心筋梗塞罹患率が労働時間に対して U 字型になることはそれほど奇妙な結果ではない。

このように労働時間と健康水準の直接的な関係、時間コストの上昇と健康水準の低下の関係、は学術的に支持が得られてきた考え方である。そこで、本稿においては生活習慣病罹患と労働時間の関係を検討することにする。

本稿は以下において次のように構成される。次節においては生活習慣病と老人保健拠出金の関係が説明された後に推定モデルについて述べられる。第3節においては使用するデータについて説明が与えられる。第4節においては推定結果が与えられる。最後の節では結語が述べられる。

2 分析枠組み

2-1 老人保健拠出金と生活習慣病

生活習慣病発症のコスト負担の部分についてまず検討する。議論の単純化のために発症する生活習慣病の重症度は一定であるとする。この結果、治療に必要な費用も一定と考えることになる。発症した後に企業に在籍する期間に必要な治療費を C_1 、退職後に必要となる治療費を C_2 とする。企業在籍期間中の本人自己負担分を r_1 、退職後のそれを r_2 と書くことにすれば、生活習慣病の発症により保険給付費は $(1 - r_1)C_1$ 、退職後に（おそらく国民健康保険の）保険者が負担する保険給付費は $(1 - r_2)C_2$ となる。

保険給付の費用は賃金からの保険料拠出によって賄われる。事業主負担分と本人負担分があるが、結局は労働を雇用する費用から支出されているので区別せず一括して保険料として扱う。この個人が、企業に在籍している期間中に生活習慣病以外に罹患しないとすれば、この企業の健康保険組合としては $(1 - r_1)C_1$ だけの保険料を集めれば保険財政の収支均衡が図れることになる。

議論の出発点として企業在籍期間中に治療が終了するケースを検討する。つまり、 $C_2 = 0$ のケースである。このときの労働需給均衡が図1で示される。労働者の実際に手にする賃金率に対する個人の労働供給を SS 曲線で表し、企業の労働需要曲線を DD で表す場合、通常は点 E で労働需給と賃金率が定まる。しかしながら労働者の医療費の一定額を企業が負担することになるので、実際に労働者が accept する賃金率よりも高い賃金率を同一の労働量に対して払うことになる。これを踏まえたのが S^1S^1 曲線である。 DD 曲線と S^1S^1 曲線の交点である E^1 では企業が労働を雇用するために支払う費用は保険料分 $(1 - r_1)C_1$ だけ高くなる。

図1はこのあたり

老人保健受給者である個人が傷病に罹患した場合、そのコストは老人保健拠出金を通じて健康保険組合なども負担する。企業（やその健康保険組合）にとって

老人保健拠出金の拠出は労働者の雇用と直接のかかわりの無い費用であるが、老人保健拠出金の支払を義務付けられている場合、労働雇用コストをさらに引き上げる要素となる。このため、労働供給曲線が S^1S^1 曲線よりもさらに上にシフトする形になり、 S^2S^2 曲線となる (図 2 参照)。この結果、均衡は E^2 となり、労働雇用量が更に減少する。この場合、 ΔW^2 で示される面積の効率性の損失が発生する。これは老人保健拠出金の拠出は企業にとって外部不経済効果をもたらすためである。

図 2 はこのあたり

他方、高齢期の医療費が若年期の生活習慣病罹患によるものである場合は多少状況が異なる。サブケース 2 つに分けて検討する。第一のサブケースは若年期の生活習慣病罹患が労働時間とは独立なケースである。この場合は生活習慣病罹患に企業の雇用が影響を与えない。それゆえ、先に検討したケースと同様、若年期の生活習慣病罹患による高齢期の医療費に対して、企業 (の健康保険組合) に老人保健拠出金の支払を義務付ければ効率性の損失が発生する。

第二のサブケースは、労働時間が長くなるほど生活習慣病の罹患確率が高まる場合である。罹患確率の増大により限界的に高まる後年度負担 $(1 - r_2)C_2$ は、労働者が退職後に加入する保険者にとっては外部不経済である。この場合、経済学的には企業がその費用を内部化することにより効率性が改善することになる。図 3 は外見はほぼ図 2 と同じである。ただし、 S^1S^1 曲線と S^3S^3 曲線で挟まれる部分は労働時間の長さ起因する生活習慣病罹患のコストである。この部分を他者の負担として得られる均衡 E^1 は ΔW^3 で示される面積の効率性の損失を発生させる。この部分を企業が負担した場合の均衡 E^3 は厚生損失が内部化されているため、効率的な均衡となる。

図 3 はこのあたり

老人保健拠出金を若年世代 (企業) が負担することは現状でも行われている。生活習慣病の罹患確率が労働時間の長さによって上昇するのであれば、労働時間の長時間化によって限界的に高まる生活習慣病罹患コストの後年度負担分については、社会的な連帯意識による拠出ではなく、企業が労働雇用の費用として当然支払うことにより社会的な厚生を増大させる。それゆえ、本稿で検証する仮説：労働時間が増大すると生活習慣病発病リスクが高くなる。は非常に重要な意味を持つてくるのである。

2-2 基本的な推定式

我々が検証すべき仮説は

仮説：労働時間が増大すると生活習慣病発病リスクが高くなる。

であった。これは健康投資モデルを導入した Grossman(1972) の論文が依って立つ基本的な構造そのままである。健康を害するということは一般的には不利益だけが発生すると考えられがちであるが、実際には生活習慣病に罹患するリスクを冒しても長時間働くことにより昇進が速くなる、といった便益が存在するかもしれない。他方、生活習慣病に罹患することが望ましくないとする個人は長時間働くことを忌避し、職場を去るかもしれない。こうしてみると、生活習慣病に罹患するか否かも費用と便益に基づいて決定していると考えられることもあながち間違っているとも言いがたい²。

第 i 個人が生活習慣病に罹患する純便益を Y_i^* とする。この純便益は実際には観察されないが、次のような関係式

$$Y_i^* = \beta_0 + \beta_1 L_i + \beta X_i + \epsilon_i \quad (1)$$

によって決定されているとする。ただし、 ϵ_i は標準正規分布に従うと仮定する。

実際に我々がアンケート調査によって観察可能であるのは生活習慣病に罹患していると診断された事実か、その恐れがあると医師が指摘したという事実である。生活習慣病に罹患していると診断されていることを $Y_i^1 = 1$ 、罹患していないと診断されている場合を $Y_i^1 = 0$ と書けば、

$$Y_i^1 = 1 \quad Y_i^* > 0$$

$$Y_i^1 = 0 \quad Y_i^* \leq 0$$

となる³。

このモデルの推定に当たっては Probit 推定法を用いる。つまり、 $Y_i^* > 0$ なる確率を $Prob(Y_i^* > 0)$ と表せば、

$$Prob(Y_i^* > 0) = \int_{-\infty}^{\beta_0 + \beta_1 L_i + \beta X_i} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \quad (2)$$

²長時間働くことを忌避すると解雇される場合には、個人の選択という言い方にはなじまないという意見もあるかもしれない。上にも述べたように、労働条件の悪い職場からは労働者が退出し、他社に移動する。企業が競争力を持つためには良い人材を確保する必要があり、労働条件が悪い状態にし続けることは難しい。このため、長期的には悪い労働条件を提示する企業は就業先として選択されないことになり、労働条件が選択されていると言えることになる。ただし、その調整スピードが非常に遅い場合には何らかの政策的な介入が必要になるかもしれない。

³ただし、厳密には、現実に生活習慣病に罹患しているのに診断を受けていない場合や、罹患していて診察を受けたのに診断が誤っている場合も $Y_i^1 = 0$ が成立するケースに含まれる。また、実際には罹患していないのに罹患したという診断を受けているケースも $Y_i^1 = 1$ が成立する場合として考えられる。これらの点は医学的なデータを用いた検討が必要であり、本稿の目的からは大きく外れる。それゆえ、これらの点については捨象している。

が推定される式となる。ここで L_i は第 i 個人の労働時間であり、 X_i は第 i 個人のその他の個人属性である。 L_i の係数 β_1 が有意に正であることが検証すべき仮説となる。

これを単純に図示すると図4のとおりとなる。図4は労働時間 L と生活習慣病の発生リスク P に関する概念図である。case.1のように L の増大に対して生活習慣病の発生リスク P が一定であり反応しなければ労働時間と生活習慣病の発症は無関係ということができよう。他方、case.2のように、労働時間 L の増加が生活習慣病の発生リスク P を増加させている場合には、因果関係ありと考えているわけである。

図4はこのあたり

ところで、分析に当たってはその他のリスクファクターをどのように評価するかがひとつの問題となる。例えば、喫煙、飲酒、不規則な睡眠である。これらを個人の選択の結果であると見て、外生変数と考えることも論理的には可能である。つまり、労働時間とは無関係に喫煙、飲酒、不規則な睡眠は個人の好みだけの問題であるとして、分析に当たってはこれらの要因を外生変数として扱うことが可能である。しかしながら、労働時間の長さから、喫煙飲酒などの嗜好品摂取量が多くなったり、睡眠が不規則になる可能性もある。つまり、生活習慣病罹患とリスクファクターの選択が内生的に決定される可能性がある。

この点を考慮するために bivariate probit モデルによる推定も行う。喫煙・飲酒・不規則な睡眠、を生活習慣病のリスクファクターと捉える。ただし、リスクファクターも個人の選択による部分もある。そこで、生活習慣病のリスクファクターとなる行為を行う純便益を Y_i^{**} とする。やはり Y_i^{**} も観察できない変数ではあるが、次の式

$$Y_i^{**} = \alpha_0 + \alpha_1 L_i + \alpha Z_i + \epsilon_i^2 \quad (3)$$

によって決定されているとする。ここで、 ϵ_i^2 は標準正規分布に従う。また、 Z_i は生活習慣病のリスクファクターとなる行為を選択することに関連する変数である。

我々が観察できるのは生活習慣病のリスクファクターとなる行為を選択しているか否かだけである。これを、喫煙をする場合に1をとり、しない場合に0をとる変数を Y_i^2 とすれば、

$$\begin{aligned} Y_i^2 = 1 & \quad Y_i^{**} > 0 \\ Y_i^2 = 0 & \quad Y_i^{**} \leq 0 \end{aligned}$$

が成立する。

Bivariate probit 推定法により

$$Y_i^* = \beta_0 + \beta_1 L_i + \beta_2 Y_i^{**} + \beta X_i + \epsilon_i \quad (4)$$

$$Y_i^{**} = \alpha_0 + \alpha_1 L_i + \alpha Z_i + \epsilon_i^2 \quad (5)$$

の2式を同時に推定するが、両式の誤差項 ϵ_i^1 、 ϵ_i^2 の間には相関があると考えられる。それを $Cov(\epsilon_i^1, \epsilon_i^2) = \rho$ で表す。このモデルでは喫煙することが労働時間に影響を受けるか否かを2本目の方程式で推定している一方、喫煙することによる生活習慣病罹患に与える影響をも1本目の方程式で取り込む形になっている⁴。

3 データ

健康保険組合加入者の個票データを用いて分析を行った。某健康保険組合の協力を得て、当該健康保険組合の加入者に対するアンケート調査を2005年7月20日から同年8月25日にかけて行った。回収された調査票のデータクリーニングを行ったところ、1263サンプルが使用可能となった。調査票には今回の分析に関連する調査項目として、生活習慣病罹患の有無、生活習慣病の疑い有無、勤務時間、残業時間、性別、年齢、BMI値、婚姻状況、家族との同居の有無、職業種別、職位などの情報が得られる。

調査自体はパートタイム雇用の者についても行っているが、本研究ではパートタイム雇用の者のデータは利用していない。勤務時間は6月の勤務時間について聞いている。明らかな誤記入（数値が月の総時間数を越える）や勤務時間が月40時間に満たない者（4週間のうち1週しか働いていない者）のデータは利用していない。残業時間について未回答の者もいた。裁量労働制適用者の場合は残業という概念が当てはまらず未回答になることも考えられるが、明確に通常の勤務体系で勤務している者の中にも未回答があったため、いずれについても欠値としてサンプルから除去している。

サンプルの状況について若干描き出しておく。表1は年齢階級別の人数構成である。男性の回答者は30代・40代が中心であり、女性の回答者は20代・30代中心であることがわかる。

表1はこのあたり

次に職種・職位別にサンプル構成を確認する。表2の左側を見ると、販売サービス職が半数を占めており、事務職・営業職あわせて残りのほぼ半数を占めていることがわかる。ここで、現場職とあるのは、作業現場で働いている従業員を総称している。表2右側の職位別のサンプル数を見ると、一般職員が最も多いことがわかる。次いで、係長クラス、課長クラスと続く。アンケート調査であり、回答が強制されていないため、回答者の職位別の構成が歪になっているかもしれない。

⁴ Y_i^{**} が第4式に含まれているが、通常通りに Bivariate probit 推定法により推定すればよい。Greene(2000)を参照。