

とした。一方、医療費の関数を

$$Y_i = X_i\beta + \varepsilon_i$$

とする。(以下煩雑になるので、サンプルの添字 i は省略する。)

I_1^*, I_2^* は通常の probit 分析と同様に、指標関数 I_1, I_2 を推計するため選択関数である。

I_1^*, I_2^*, Y はそれぞれ、 Z_{1i}, Z_{2i}, X_i はそれぞれ説明変数ベクトルの線形結合であらわされる

ものとする。また Z_{1i}, Z_{2i}, X_i はすべて非確率変数とする。

u_1, u_2, ε は誤差項を表わし、3変量同時正規分布に従い、平均と分散共分散行列は

$$E \begin{pmatrix} \varepsilon \\ u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} = \mathbf{0}, \quad Var \begin{pmatrix} \varepsilon \\ u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma^2 & \sigma_{\varepsilon 1} & \sigma_{\varepsilon 2} \\ \sigma_{\varepsilon 1} & 1 & \sigma_{12} \\ \sigma_{\varepsilon 2} & \sigma_{12} & 1 \end{pmatrix}$$

と仮定した。これは一般的な仮定である。

・条件付き期待値

選択関数と truncated normal distribution の形から、 I_1^*, I_2^* それぞれの期待値は

$$E(I_1^*) = Z_1\gamma_1$$

$$E(I_2^* | I_1 = 1) = Z_2\gamma_2 + E(u_2 | -Z_1\gamma_1 < u_1) = Z_2\gamma_2 + \sigma_{12} \frac{\phi(Z_1\gamma_1)}{\Phi(Z_1\gamma_1)}$$

と表される。このとき、それぞれのグループでの医療費の期待値は、条件付き期待値として以下のように表わされる。

(i) 非受診グループ

$$E(Y | I_1 = 0) = X\beta + E(\varepsilon | -Z_1\gamma_1 \geq u_1) = X\beta + \sigma_{12} \frac{-\phi(Z_1\gamma_1)}{1 - \Phi(Z_1\gamma_1)}$$

(ii) 喫煙グループ

$$\begin{aligned} E(Y | I_1 = 1, I_2 = 0) &= X\beta + E(\varepsilon | -Z_1\gamma_1 < u_1, -Z_2\gamma_2 \geq u_2) \\ &= X\beta + \sigma_{\varepsilon 1} \frac{\phi(Z_1\gamma_1)\Phi_1(A_2)}{\Phi_2(Z_1\gamma_1, -Z_2\gamma_2, -\sigma_{12})} + \sigma_{\varepsilon 2} \frac{\phi(Z_2\gamma_2)\Phi_1(A_1)}{\Phi_2(Z_1\gamma_1, -Z_2\gamma_2, -\sigma_{12})} \end{aligned}$$

(iii) 非喫煙グループ

$$\begin{aligned} E(Y | I_1 = 1, I_2 = 1) &= X\beta + E(\varepsilon | -Z_1\gamma_1 < u_1, -Z_2\gamma_2 < u_2) \\ &= X\beta + \sigma_{\varepsilon 1} \frac{\phi(Z_1\gamma_1)\Phi_1(A_2)}{\Phi_2(Z_1\gamma_1, Z_2\gamma_2, \sigma_{12})} + \sigma_{\varepsilon 2} \frac{\phi(Z_2\gamma_2)\Phi_1(A_1)}{\Phi_2(Z_1\gamma_1, Z_2\gamma_2, \sigma_{12})} \end{aligned}$$

$$\text{ただし、} A_1 = \frac{Z_1\gamma_1 - \sigma_{12}Z_2\gamma_2}{\sqrt{1 - \sigma_{12}^2}} \quad A_2 = \frac{Z_2\gamma_2 - \sigma_{12}Z_1\gamma_1}{\sqrt{1 - \sigma_{12}^2}}$$

$\phi(\cdot)$ は標準正規分布の密度関数

$\Phi_1(\cdot)$ は標準正規分布の分布関数

$\Phi_2(X_1, X_2, \rho)$ は、2変量同時正規分布の分布関数で

$$\Phi_2(x_1, x_2, \rho) = \int_{-\infty}^{x_2} \int_{-\infty}^{x_1} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left[-\frac{x_1^2 - 2\rho x_1 x_2 + x_2^2}{2(1-\rho^2)}\right] dx_1 dx_2$$

としている。

従って、新しい誤差項 e_2, v_1, v_2, v_3 を導入して

$$I_1 = Z_1\gamma_1 + u_1$$

$$I_2 = Z_2\gamma_2 + \sigma_{12}\alpha + e_2$$

$$Y_n = X_n\beta_n + \sigma_{1n}\lambda_{1n} + v_n$$

$$Y_r = X_r\beta_r + \sigma_{1r}\lambda_{1r} + \sigma_{r2}\lambda_{2r} + v_r$$

$$Y_a = X_a\beta_a + \sigma_{1a}\lambda_{2a} + \sigma_{2a}\lambda_{2a} + v_a$$

の5式が、選択関数及び医療費関数である。ただし、

$$\alpha = \frac{\phi(Z_1\gamma_1)}{\Phi_1(Z_1\gamma_1)}$$

$$\lambda_{1n} = -\frac{\phi(Z_1\gamma_1)}{1 - \Phi_1(Z_1\gamma_1)}$$

$$\lambda_{1r} = \frac{\phi(Z_1\gamma_1)\Phi(-A_2)}{\Phi_2(Z_1\gamma_1, -Z_2\gamma_2, -\sigma_{12})}$$

$$\lambda_{2r} = \frac{-\phi(Z_2\gamma_2)\Phi(-A_1)}{\Phi_2(Z_1\gamma_1, -Z_2\gamma_2, -\sigma_{12})}$$

$$\lambda_{1a} = \frac{\phi(Z_1\gamma_1)\Phi(A_2)}{\Phi_2(Z_1\gamma_1, Z_2\gamma_2, \sigma_{12})}$$

$$\lambda_{2a} = \frac{\phi(Z_2\gamma_2)\Phi(A_1)}{\Phi_2(Z_1\gamma_1, Z_2\gamma_2, \sigma_{12})}$$

である。

(2-3)推計方法

推計は two step モデルとして以下の手順で行った。Lahiri-Song では、Full Information Maximum Likelihood も行っている。しかしながら本論文では、今回は近似として two step のみの推計を行った。推計方法は以下のとおりである。

(i)全サンプルを利用して検診の受診に関するプロビット分析を行う。これにより γ_1 の推定値 $\hat{\gamma}_1$ を求めることができる。

(ii) $Z_1\hat{\gamma}_1$ を計算し、 $\hat{\alpha} = \frac{\phi(Z_1\hat{\gamma}_1)}{\Phi_1(Z_1\hat{\gamma}_1)}$ を求める。

(iii) 検診を受診したサンプルのみから、喫煙の有無に関するプロビット分析を行い、 γ_2 の推定量 $\hat{\gamma}_2$ を求める。選択関数は、

$$I_2 = Z_2\gamma_2 + \sigma_{12}\hat{\alpha} + e_2$$

なので、 $(Z_2 \quad \hat{\alpha})$ を説明変数としたプロビット分析を行う。

(iv) 推計された 3 グループごとに、OLS 推計を行う。推計については、

$$Y_n = X_n\beta_n + \sigma_{1n}\hat{\lambda}_{1n} + v_n$$

$$Y_r = X_r\beta_r + \sigma_{1r}\hat{\lambda}_{1r} + \sigma_{r2}\hat{\lambda}_{2r} + v_r$$

$$Y_a = X_a\beta_a + \sigma_{1a}\hat{\lambda}_{2a} + \sigma_{2a}\hat{\lambda}_{2a} + v_a$$

をそれぞれ利用する。式については上から順に、非受診グループ(n)・喫煙グループ(r)・非喫煙グループ(a)のグループとした。

従って、非受診グループ・喫煙グループ・非喫煙グループのそれぞれの説明変数を

$(X_n \quad \hat{\lambda}_{1n}) \cdot (X_r \quad \hat{\lambda}_{1r} \quad \hat{\lambda}_{2r}) \cdot (X_a \quad \hat{\lambda}_{1a} \quad \hat{\lambda}_{2a})$ として、それぞれ推計を行う。

(2-4) 内生性について

独立変数の選択については、内生性の問題が生ずる場合がある。この論文の場合、(2-3)の(iii)で推計する喫煙か非喫煙の選択に関しては、自覚症状を独立変数として含めるのが自然である。しかし自覚症状は選択に関して内生性が疑われる。そこで自覚症状に関する 14 種類の質問のダミーについて、Blundell-Smith の方法によって内生性の検定を行った。それによって、胃が不快・げっぷ・いらいらする、の 3 種類のダミー変数が検定をクリアした。実際に、外生変数によってそれらの変数を回帰し、その残差を含めてもう一度プロビット分析を行ったときの尤度と、残差を含めないで推計した尤度と比較して、尤度比検定を行ったところ、統計値は 1.94(自由度 3)であった。自由度 3 のカイ 2 乗分布の上側 10% 点は 6.25 であり、3 つの残差を含めた場合、その 3 つの係数が全て 0 であるという帰無仮説は棄却できない。従って、内生性のテストをクリアしたといえるので、自覚症状としてこの 3 変数を用いた。

[3] 推計結果

(3-1) 選択関数と OLS の結果

表 1 は記述統計量である。年間で一人当たり約 6 万 2 千円の医療費である。女性は全データのうち 12.3% を含み、平均年齢は 42.2 歳である。傷病については呼吸器系が 33.3% を

占めている。表 2 は選択関数に関する 2 段階のプロビット分析の結果である。標準報酬月額(対数)は、1 段階目は正(0.71)で、2 段階目は負(-2.67)で共に有意であった。

表 3・4 は、喫煙グループと非喫煙グループの年度医療費に関する OLS 推計の結果である。この推計のレファレンスグループは、男性・24 歳以下・感染症または寄生虫症である。表 3 と 4 から、女性ダミーは喫煙・非喫煙の両グループとも正であったが、有意ではなかった。表 3 の喫煙者の推計では傷病ダミーはほとんどで有意であり、また年齢階層ダミーについては、40 歳以前では有意ではないが 40 歳以後は全て有意なので、この 40 歳前後に何らかのギャップがありそうである。一方で非喫煙グループについては、年齢ダミーは全て有意ではなかった。素朴に考えた場合には、年齢は関係ダミーの影響はないとも考えられ、また傷病によって年齢の効果が吸収されているとも考えられる。

また表 3 の ram1r と ram2r 、表 4 の ram1a と ram2a はそれぞれ、 $\sigma_{1r}, \sigma_{2r}, \sigma_{1a}, \sigma_{1a}$ の推定値である。

(3-2)シミュレーション

序論にも述べたように、本論文の目的はこのシミュレーション部分にある。上に述べたように表 3 と表 4 の OLS では有意でない変数がいくつかあったが、医療費をより詳しく分けるための関数として考えて、変数を落さず、シミュレーションを行った。その結果は表 5 である。表 5 の数字は、それぞれのグループについて、各自の属性が変わらないことを条件とした場合の、条件付きの外来医療費の期待値である。

表 5 の見方は以下のとおりである。対角部分は、3 つの OLS 推計による、それぞれのグループの平均値である。情報なし・喫煙・非喫煙の 3 グループそれぞれが、年間に使う医療費の平均が、それぞれ 81,760 円・47,670 円・64,140 円であることを示す。非対角部分が、counter-factual simulation である。3 行目 2 列の数字は、仮に非喫煙者が喫煙するようになった場合、外来医療費の期待値は 107,390 円となることを表す。OLS による推計結果の期待値の約 1.67 倍となる。逆に、喫煙者が非喫煙者になった場合の外来医療費の期待値は、55,210 円であり、これは喫煙グループの期待値 47,670 円の約 1.15 倍である。

[4]展望

シミュレーションにおいて、非喫煙者が喫煙者となった場合の医療費が、そうでない場合よりも大きくなることは直感と一致する結果である。非喫煙者が仮に喫煙すると、医療費が約 1.67 倍になり、喫煙者が禁煙すると医療費の期待値が 1.15 倍になることは、被用者本人の場合には喫煙者が非喫煙者より体が頑健であることが予想される。数値については、さらにモデルの精緻化が必要となる。

日本においては一定以上の年齢になると非喫煙者が喫煙を始めることはほとんどない。今回の結果はこれを説明することができる。すなわち、非喫煙者が仮に喫煙を始めた場合、体調が悪くなる(短期的には医療費が上がる)ことを見越して、非喫煙であることを選択し続

けると考えられる。一方喫煙者に関しては、仮に禁煙しても医療費は減らない。平均的にはむしろ増える。そのような健康状態で禁煙するインセンティブは、ないといえる。

所得にあたる標準報酬月額については、プロビット部分では有意であったが医療費の部分では有意ではなかった。所得が高い人は、管理職についているなどの役職が高いことが一般的であり、その場合健康診断を受診しないことは、立場上難しいことが考えられる。健康診断の受診に関して一般職に対しては厳しくないが、管理職は強制的に受診させる機企業もある。これが第1段階目のプロビット推計で、係数が正で有意であったこと理由のひとつと考えられる。第2段階のプロビット推計で、係数が負で有意だったことは、単純考えれば、所得の高い人に喫煙者が多いことを意味する。しかしこの解釈は素朴すぎる。データとして年齢の他に勤続年数があればより分かりやすくなったかもしれない。

また、非説明変数が年度単位の外来医療費であることも重要であろう。今回は短期医療費を対象としたが、入院まで含めればより長期のものも得られる可能性がある。ただし、健康が大きく損なわれると、退職して国民健康保険へ加入ということがありうる。従って、入院・外来とも、企業データによって長期医療費を分析するのは難しいかもしれない。長期医療費の分析については、今後の課題ともいえよう。

参考文献

- Blundell R, Smith R. (1986) "An exogeneity test for a simultaneous equation Tobit model with application to labor supply", *Econometrica* vol 54 679-685
- Lahiri, K. and Song, J. G. (2000) "The effect of smoking on health using a sequential self-selection model", *Health Economics* vol.9 491-511
- Vella F. (1988) "Generating condition expectations from models with selectivity bias", *Economic Letter*, vol 28, 97-103
- Wooldridge, J. M. (2001), *Econometrics of Cross Section Data and Panel Data*
- 泉田 信行(2003)「喫煙が家族の医療需要に対して与える影響について」, mimeo

表1
記述統計量

obs. = 29285

	Variable	Mean	Std. Dev	Min	Max
	年間医療費 (千円)	62.301	200.955	0	8901.89
	標準報酬月額 (対数)	13.043	0.434	11.42954	13.79531
	女性ダミー	12.34%	0.329	0	1
	年齢	42.23	12.243	17	64
自覚症状	胃が不快	2.75%	0.163	0	1
	げっぷ	1.11%	0.105	0	1
	いらいらする	1.45%	0.119	0	1
主傷病	感染症・寄生虫症	11.16%	0.315	0	1
	新生物	5.49%	0.228	0	1
	血液・造血器の疾患 並びに免疫障害	0.59%	0.077	0	1
	内分泌、栄養・代謝疾患	5.97%	0.237	0	1
	精神・行動障害	1.85%	0.135	0	1
	神経系の疾患	1.49%	0.121	0	1
	目及び付属器の疾患	16.97%	0.375	0	1
	耳及び乳様突起の疾患	3.40%	0.181	0	1
	循環器系の疾患	11.04%	0.313	0	1
	呼吸器系の疾患	33.31%	0.471	0	1
	消化器系の疾患	12.73%	0.333	0	1
	皮膚・皮下組織の疾患	13.52%	0.342	0	1
	筋骨格系・結合組織の疾患	13.96%	0.347	0	1
	尿路正規系の疾患	5.52%	0.228	0	1
	妊娠、分娩及び産じょく	0.47%	0.068	0	1
	周産期に発生した病態	0.01%	0.008	0	1
	先天奇形、変形・染色体異常	0.22%	0.047	0	1
	症状、徴候などで他に分類 されていないもの	4.19%	0.200	0	1
	損傷、中毒・その他の 外因の影響	8.49%	0.279	0	1

表2 2段階プロビット

第1段階probit 健康診断を受診するか

[受診する場合1・しない場合(または問診表がない場合)=0]

Probit estimates	Number of obs = 29285
	LR chi2(3) = 2034.40
	Prob > chi2 = 0.0000
Log likelihood = -12808.312	Pseudo R2 = 0.0736

I1	Coef.	Std. Err.	z	P> z
標準報酬月額(対数)	0.708	0.027	25.96	0
年齢	-0.040	0.001	-43.83	0
女性ダミー	0.229	0.030	7.64	0
定数項	-1.737	0.150	-11.57	0

第2段階probit 喫煙するかしないか

[する場合=0・しない場合=1]

Probit estimates	Number of obs = 24000
	LR chi2(6) = 2017.70
	Prob > chi2 = 0.0000
Log likelihood = -14837.696	Pseudo R2 = 0.0637

I2	Coef.	Std. Err.	z	P> z
標準報酬月額(対数)	-0.267	0.033	-8.08	0
年齢	0.022	0.001	19.67	0
女性ダミー	1.128	0.035	31.91	0
胃が不快	-0.249	0.048	-5.16	0
げっぷ	-0.250	0.074	-3.39	0.001
いらいらする	-0.151	0.065	-2.33	0.02
定数項	2.796	0.398	7.03	0

表3 回帰分析2 喫煙者

Number of obs =8940
 F(29,8910) =165.59
 Prob > F=0.0000
 R-squared =0.3502
 Adj R-squared =0.3481
 Root MSE=71.818

Source	SS	df	MS
Model	24768043	29	854070.5
Residual	45955857	8910	5157.784
Total	70723901	8939	7911.836

	Coef.	Std. Err.	t	P> t
標準報酬月額(対数)	-5.271	4.632	-1.14	0.255
女性ダミー	9.596	13.577	0.71	0.48
25< = < 30	0.907	3.254	0.28	0.781
30< = < 35	5.871	4.150	1.41	0.157
35< = < 40	7.437	5.061	1.47	0.142
40< = < 45	19.498	6.006	3.25	0.001
45< = < 50	27.734	7.003	3.96	0
50< = < 55	30.096	8.077	3.73	0
55< = < 60	46.860	8.965	5.23	0
60< = < 65	35.524	13.031	2.73	0.006
新生物	65.394	4.184	15.63	0
血液・造血器の疾患 並びに免疫障害	42.419	12.199	3.48	0.001
内分泌・栄養・代謝疾患	88.226	3.936	22.42	0
精神・行動障害	81.718	5.438	15.03	0
神経系の疾患	64.139	7.324	8.76	0
目及び付属器の疾患	19.614	2.223	8.83	0
耳及び乳様突起の疾患	31.012	4.589	6.76	0
循環器系の疾患	90.224	2.985	30.22	0
呼吸器系の疾患	10.856	1.655	6.56	0
消化器系の疾患	53.244	2.331	22.84	0
皮膚・皮下組織の疾患	19.146	2.317	8.26	0
筋骨格系・結合組織の疾患	25.717	2.328	11.05	0
尿路正規系の疾患	43.694	3.778	11.57	0
妊娠・分娩及び産じょく 周産期に発生した病態	13.097	32.519	0.4	0.687
先天奇形、変形・染色体異常 (dropped)	1.370	12.962	0.11	0.916
症状、徴候などで他に分類 されていないもの	31.132	4.319	7.21	0
損傷、中毒・その他の 外因の影響	19.298	2.708	7.13	0
ram1r	-0.488	1.265	-0.39	0.7
ram2r	21.069	15.314	1.38	0.169
定数項	79.871	63.560	1.26	0.209

表4 回帰分析3 非喫煙者

Number of obs = 15060
 F(30, 15029) = 65.86
 Prob > F=0.0000
 R-squared =0.1162
 Adj R-squared =0.1144
 Root MSE=175.45

Source	SS	df	MS
Model	60820871	30	2027362
Residual	4.63E+08	15029	30781.57
Total	5.23E+08	15059	34759.09

	Coef.	Std. Err.	t	P> t
標準報酬月額(対数)	23.445	14.691	1.6	0.111
女性ダミー	1.170	18.914	0.06	0.951
25< = < 30	-9.768	7.099	-1.38	0.169
30< = < 35	-15.841	9.876	-1.6	0.109
35< = < 40	-7.920	13.058	-0.61	0.544
40< = < 45	12.240	15.990	0.77	0.444
45< = < 50	-12.751	19.140	-0.67	0.505
50< = < 55	-9.465	22.421	-0.42	0.673
55< = < 60	-8.037	26.116	-0.31	0.758
60< = < 65	-25.725	32.481	-0.79	0.428
新生物	82.998	6.063	13.69	0
血液・造血器の疾患 並びに免疫障害	9.703	17.741	0.55	0.584
内分泌・栄養・代謝疾患	90.457	6.014	15.04	0
精神・行動障害	63.371	10.822	5.86	0
神経系の疾患	114.653	11.175	10.26	0
目及び付属器の疾患	26.154	3.726	7.02	0
耳及び乳様突起の疾患	14.505	7.694	1.89	0.059
循環器系の疾患	80.511	4.695	17.15	0
呼吸器系の疾患	2.993	3.034	0.99	0.324
消化器系の疾患	42.394	4.380	9.68	0
皮膚・皮下組織の疾患	24.449	4.099	5.96	0
筋骨格系・結合組織の疾患	29.009	4.155	6.98	0
尿路正規系の疾患	91.399	6.118	14.94	0
妊娠、分娩及び産じょく	4.536	18.925	0.24	0.811
周産期に発生した病態	45.752	176.607	0.26	0.796
先天奇形、変形・染色体異常	3.296	36.647	0.09	0.928
症状、徴候などで他に分類 されていないもの	24.181	6.929	3.49	0
損傷、中毒・その他の 外因の影響	14.811	5.074	2.92	0.004
ram1a	68.368	42.100	1.62	0.104
ram2a	36.382	33.984	1.07	0.284
定数項	-327.449	192.318	-1.7	0.089

表5 年間医療費のcounter-factual simulation

単位 (千円)

期待値		E[Yn.]	E[Yr.]	E[Ya.]
no information	不明	81.76		
smoker	喫煙		47.67	55.21
non smoker	非喫煙		107.39	64.16

1. はじめに

個人に対してアンケートを実施する側から見ると、ほとんどの場合、健康状態に関する質問の回答率は高く、しかも回答者が真摯に回答しているという意味で、質の高い情報が得られていることは疑いない。このため、これまで個人の健康の自己申告や自己評価からどのような有効な情報が得られるかについて、さまざまな分析が行われてきた。疫学の分野において、この問題についての古典的な業績である Haberman(1969)は、アンケート調査によって得られた個人の自己申告データは疫学研究に利用するための信頼性を備えていないことを示したことで知られている。彼は、特定の病状についての回答は、そこから罹患率を計算するだけの信頼性を備えておらず、通院や治療についても、最近の場合や非常に重病の場合に限って、多少の信頼性がある程度であることを示した。しかしながら、Maddoxほか(1973)は、患者にとっての健康とは個人生活や社会生活に支障を来たす傷病が存在しないことであり、このように罹患率や治療率についての回答には客観データと矛盾があっても、それが健康の自己評価の情報としての価値を持つことを妨げないと主張した。彼らは少数の患者のパネルデータを用いて、(1)多くの場合、患者の自己評価と医師の自己評価がかならずしも矛盾しないこと、(2)両者に矛盾がある場合は患者側に上方バイアスがあること、(3)患者の自己評価は医師の評価の良い先行指標であるが、その逆は真ではないこと等を示した。

この Maddox 等が指摘した自己評価の持つ情報としての価値は、その後の多くの研究によって確かめられ、現在では、個人の健康の自己評価が、第一に、死亡率やそれに関わる主要な傷病の罹患率について非常に優れた先行指標であることは確立されている(Ferraro and Farmer 1999; Idler and Benyamini 1997; Kaplan and Camacho 1983)。そして、第二に、な疾病に関する患者の受療行動の予測指標としても非常に優れていることも知られているが、これは現在、疫学において患者行動に関するスタンダードな枠組みである Health Belief Model では、治療の開始や持続を決めるのは、医師等が認識する客観的な必要性ではなく、患者がその疾病の深刻さをどの程度認識しているかにかかる、としていることとも整合的である(Schnittker 2005)。

このような健康の自己評価の予測指標としての特性を考慮すると、それが医療費と高い相関を持っていることは容易に想像される。しかしながら、予測指標としての自己評価の価値を分析した研究においても、自己評価が疾病や身体機能の障害との相関はせいぜい 0.3 ほどに過ぎない(Marco ほか 1991)。このため、残りの部分が何で決まっているのかが問題となるが、現時点でこの点に関するもっとも有力な仮説は社会参照仮説 (social comparison) である (Mechanic ほか 1987)。これは健康の自己評価は、絶対的な基準によって決まるのではなく、所属するグループにおける各人の相対的な順位によって決まっている、という仮説である。この仮説によれば、高齢者は自分の健康状態を判定する場合に、周り的高齢者の健康状態を参照して回答するため、客観的な指標からは過度に楽観的に見える回答が多いことになるはずである。この仮説を支持する研究結果 (Idler 1993) は多いが、この反面、高齢者にも楽観的な人と悲観的な人が半々という結果もあり、まだ決定的な支持を得るには至っていない。

また、健康の自己評価については、Maddox (1973) 以来、上方バイアスがあることが指摘されてきたが、この問題はある程度、参照仮説で説明できる。たとえば入院中の慢性病患者は、自分の健康状態を周囲の患者と比較して回答するため、客観的な水準から想定されるよりも高い評価をしがちである (Groot 2000)。しかし、上方バイアスの原因は、参照行動そのものにも存在する (Wood ほか 1985)。すなわち、人が自分の健康状態を評価する場合に、自分よりも健康状態の悪い集団を選んで比較する傾向があるとされ、とくに重篤な疾病や重度の障害を持つ患者にこの傾向が著しい (Hoeymans ほか 1997)。

しかしながら、人種、性、経済状態などによるバイアスすべてが参照仮説で説明できるわけではない。たとえば所得や教育水準が高い集団は、所得や教育水準が低い集団よりも、客観的にも健康が優れていることは良く知られた事実であるが、健康の自己評価の比較においてもこの関係が成り立つことが知られている (Liu ほか 2004)。この点に関する最近の研究によれば、健康の自己評価に関する社会経済的な格差のほとんどは、痛み・不快感などの主観的な要因群の程度やその出現率と、生活習慣病や機能障害などの客観的な要因群の程度や出現率の違いで説明可能である (Simon ほか 2000)、とされている。生活習慣についても、生活習慣が個人の身体機能に影響を与え、それが健康の自己評価に影響を及ぼしている、という研究もある (Hirdes and Forbes 1993)。したがって、個人間の健康状態を比較するための基準としてもある程度の有効性を持つことが期待できることになる。

また、過去 25 年間にストレスと傷病に関する膨大な数の研究が行われてきた (Clark ほか

1999)。現在では、心理的なストレスが身体的・生理的な変化を引き起こすことが知られている。すなわち心理的なストレスが特定の免疫機能不全や関連ホルモンの分泌反応を引き起こし、それが感染症や腫瘍などの環境要因となると考えられている(Stein・Miller 1993)。また、既存の病状についても、ストレスによりリウマチの症状が悪化(Affleck ほか 1994)したり、高血圧の治療がより困難になる(Brody 1980)ことが知られているほか、糖尿病患者では飲酒量や喫煙量の増加や血糖チェックの頻度が低下することにより、重篤な低血糖症状のリスクが増大する(Spangler ほか 1993)ことなどが指摘されている。さらに、心筋梗塞発作後の男性患者の死亡率の予測指標として、ストレスと抑鬱(Depression)がもっとも優れている(Denollet ほか 1995)。

もっともこれまで健康の自己評価と抑鬱の関係はそれほど重視されてきたわけではない。しかし、これまでの健康の自己評価やそのバイアスを客観的な健康指標でチェックした多くの研究には説明変数の病名の一つとして抑鬱が入れられている(Groot 2000、Honda ほか 2003)。しかしながら、とくに慢性疾患を抱えた高齢者には抑うつが多いため、医師も抑鬱に対する特別の治療を行わないことが多いと考えられ、自己評価を説明するために従来の健康指標では不十分ではないかという疑問が残る。抑鬱状態の指標である CES-D(短縮版)を加えて自己評価をチェックした、ごく最近の研究によれば、自己評価は慢性疾患や身体機能障害との関係は年齢とともに希薄になるが、抑鬱との関係は年齢とともに非常に強まって行き、75歳を超えると脳溢血や癌と同じかそれを上回るようになる(Schnittker 2005)。

この研究で私たちは、わが国の勤労者のデータを用いて、個人の主観的な健康評価とストレスの関係を明らかにして、さらにそれが個人の医療費にどのような影響を与えているのかを分析した。この研究のための調査の枠組みを決めたのは2年以上も前のことであり、私たちに CES 指標を組み込むほどの先見の明がなかったのは事実である。しかし、私たちの分析の対象となった勤労者グループは身体的にも精神的にも健康な集団であり、彼らの健康にとっては抑鬱よりもストレスの方が重要な問題である可能性もある。また、これまでのところ自己評価に関する多くの研究では、自己評価と抑鬱は、それぞれ独立した影響を与えていることが確認されているが、ストレスについてはあまり研究成果が存在しないようである。

2. 調査の枠組み

2005年の夏、ある健康保険組合を通じて、生活習慣と医療費の関係の研究への参加を募

ったところ、3000人を超える参加者を得ることができた。参加者に対して、本研究班が作成した生活習慣のアンケート調査を実施し、同年10月に、同組合からアンケートの回答のほか、2000年度から2004年度までの健康診断結果と医療レセプトデータの提供を受けた。本論文で用いたのは、アンケートの回答とレセプトデータを結合したものである。

● アンケート調査票の概要

➤ 健康の自己評価とストレス

Q6, 現在のあなたの健康状態(体調)はいかがですか。

(1)非常によい (2)よい (3)わるくない (4)ややわるい (5)わるい

Q9, 現在あなたが感じているストレスはどの程度ですか

(1)強い (2)中くらい (3)弱い (4)感じていない

Q11a, 男性で前立腺ガンと診断されたことがない方におたずねします。あなたが前立腺ガンにかかる確率は同世代にくらべてどの程度だと予想しますか。

b, 女性で乳ガンと診断されたことがない方におたずねします。あなたが乳ガンにかかる確率は同世代にくらべてどの程度だと予想しますか。

(1)非常に高い (2)やや高い (3)同じ (4)やや低い (5)非常に低い

Q14a, あなたはここ数日、病気やけがなどで身体の具合の悪いところ(自覚症状)がありますか

(1)はい (2)いいえ

Q14b, 上の質問(Q13a)で「はい」と答えた方のみにおたずねします。それはどのような症状ですか。あてはまるすべての症状の番号に○をしてください。

(1)肩こり (2)腰痛 (3)手足の関節が痛む (4)目のかすみ (5)体がだるい
(6)かゆみ(湿疹・水虫など) (7)冷え性 (8)せきやたんが出る (9)手足のしびれ
(10)頭痛 (11)胃のもたれ・胸やけ (12)物忘れする (13)その他の自覚症状

➤ 生活習慣病

Q16a, あなたはこれまでに下の表にあげたようないわゆる生活習慣病と診断されたことはありますか。

(1)はい (2)いいえ

Q16b, 上の質問(Q15a)で「(1)はい」と答えた方のみにおたずねします。下の表から

診断された疾病名をすべて選択して下さい

「生活習慣病」

心臓・血圧・血管の病気	(1) 狭心症(2) 心筋梗塞(3) 高血圧症 (4) 動脈硬化症
脳・神経の病気	(5) 脳卒中(脳出血, 脳梗塞)(6) 脳動脈硬化症 (7) アルコール依存症
肺・気管支の病気	(8) 慢性気管支炎 (9)肺気腫
胃腸の病気	(10) 胃かいよう (11)十二指腸かいよう
肝臓・すい臓の病気	(12) アルコール性肝疾患・肝硬変(13) 糖尿病
がん	(14)大腸がん (15)肺がん (16)前立腺がん(17) 胃がん(18) 肝がん (19) 食道がん (20)乳がん(21) 子宮がん
骨や筋肉の病気	(22) 痛風 (23) 骨粗しょう症
歯の病気	(24) 歯周病
その他	(25)高脂血症(26)肥満症

Q17a, あなたの実父が過去に診断された疾病をすべて選択して下さい。ご存じない場合には不明を選択して下さい。

Q17b, あなたの実母が過去に診断された疾病をすべて選択して下さい。ご存じない場合には不明を選択して下さい。

- (1)心臓・血圧・血管の病気 (2)脳・神経の病気 (3)肺・気管支の病気
(4)胃腸の病気 (5)肝臓・すい臓の病気 (6)がん (7)骨や筋肉の病気
(8)歯の病気 (9)その他 (10)不明

Q19, 上の質問(Q17)で健康診断や人間ドックを受診した方のみにおうかがいします。過去1年間に受診した健康診断や人間ドックで生活習慣病になりかかっていると指摘されたことはありますか。

- (1) はい (2) いいえ

> 飲酒習慣

Q35a, あなたは先週1週間で何日お酒を飲みましたか。

- (1)1 日 (2)2 日 (3)3 日 (4)4 日 (5)5 日 (6)6 日 (7)7 日 (8)飲まなかった

> 喫煙習慣

Q51, あなたは日ごろ, タバコを吸っていますか.

(1)はい (2)いいえ

Q56a, あなたはかつてタバコを吸っていましたか.

(1)はい (2)いいえ

なお, このほかに, このアンケートには食習慣に関する質問群, 職種の特性に関する質問群, 学歴や家族構成に関する質問群, 運動習慣に関する質問群などの質問項目がある。

● レセプトデータ

各個人の入院, 外来, 歯科, 薬剤ごとにすべてのレセプトの総点数を毎月, 集計するとともに, 入院, 外来, 歯科の主傷病名を記録した。なお総医療費は対数化して推計に使用することから, 実際に今月および前月の医療費として使用したのは, 総医療費に 0.5 円を加えたもの(を対数化した値)である。

● データベースと有効回答数

こうして得られた個人ごとの毎月の総医療費(点数), 診療実日数の合計, 主傷病名(複数)等をアンケートの回答票と接合したものを分析に用いた。ほとんどの個人の医療費のデータは 2004 年 3 月までであるため, 実際にはアンケートの回答時期の方が数ヶ月新しいことになる。このズレにもかかわらず, 医療費データとアンケートの回答は同時期に得られたものとして計量分析を行った。これはアンケートで調査した項目のほとんどは数ヶ月間で変化することがあまり考えられない安定したものと考えられたためである。

データクリーニングがまだ終わっていないうえ, 有効回答にバラつきがあることから, 利用する項目によって標本数が異なる結果となり, とくに予想ガン罹患率を用いる場合は, 標本が少なくなる。総回答者数は 2004 年 4 月は 3300 人を超えているが, このうち非喫煙者および非前喫煙者は 1400 人程度である(表 1)。ここから個々の項目に回答していないものを除くと, 予想ガン罹患率変数を用いた推計に利用した回答者数は 637 人に過ぎなかった。欠値の処理を見直すことで有効回答数はかなり増える可能性はあると思われるが, いずれにしても上限は 1400 人である。

3. モデルの特定化

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.