

表 4-5B

```
. reg logp5 logp4 k_11 bmi k_20 k_21 k_24 k_25 k_43 k_58 k_59 k_60 k_64 k_65 k_7
> 1 k_72 k_74 m_18 m_27 m_28 m_29 m_31 m_64 m_65 m_66
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	4864
			F(24, 4839) =	96.80	
Model	2508.78684	24	104.532785	Prob > F	= 0.0000
Residual	5225.82279	4839	1.07993858	R-squared	= 0.3244
			Adj R-squared =	0.3210	
Total	7734.60963	4863	1.59050167	Root MSE	= 1.0392

logp5	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
logp4	.5113536	.0122512	41.74	0.000	.4873357	.5353715
身長	-.0067898	.0022423	-3.03	0.002	-.0111858	-.0023938
bmi	78.25118	62.10205	1.26	0.208	-43.49706	199.9994
聴力 1 右	.1310107	.0812613	1.61	0.107	-.0282984	.2903198
聴力 1 左	-.2099537	.0782039	-2.68	0.007	-.3632687	-.0566386
聴力 4 右	-.1039752	.0641233	-1.62	0.105	-.229686	.0217355
聴力 4 左	.09112	.0617469	1.48	0.140	-.0299319	.2121719
血圧高	.004312	.0009733	4.43	0.000	.0024039	.0062202
総コレステ	.0002768	.0003575	0.77	0.439	-.000424	.0009776
中性脂肪	.0000513	.0001722	0.30	0.766	-.0002862	.0003889
HDL コレステ	-.0011619	.0012082	-0.96	0.336	-.0035306	.0012067
クレアチニン	.1449844	.0686797	2.11	0.035	.0103409	.2796278
尿酸	.0185876	.0122036	1.52	0.128	-.0053369	.0425122
尿糖 (定性)	.1188031	.0423292	2.81	0.005	.0358186	.2017876
尿蛋白	.0405239	.0319204	1.27	0.204	-.0220546	.1031023
尿潜血	.0397745	.0191572	2.08	0.038	.0022176	.0773314
GTT 血糖 (前)	.0024801	.0008798	2.82	0.005	.0007553	.004205
GOT	.0024038	.0020651	1.16	0.244	-.0016447	.0064524
GPT	-.0014583	.0013261	-1.10	0.271	-.004058	.0011413
γGTP	.0005977	.0004412	1.35	0.176	-.0002672	.0014627
ALP(IU/l)	.0006225	.0002643	2.36	0.019	.0001043	.0011407
赤血球	-.0009124	.0006325	-1.44	0.149	-.0021523	.0003276
ヘモグロビン	.0089835	.0153933	0.58	0.560	-.0211945	.0391614
ヘマトクリ	-.0040229	.0065407	-0.62	0.539	-.0168457	.0087999
_cons	4.575032	.4572218	10.01	0.000	3.678669	5.471395

喫煙・非喫煙選択と外来医療費への効果：

sequential probit model による推計

法政大学経済学部	小椋 正立
大東文化大学経済学部	角田 保
国立社会保障人口問題研究所	泉田 信行

要旨

本論文では、sequential probit model を selection モデルとして、(i)喫煙者と非喫煙者の選択による外来医療費と(ii)選択行動を変えた場合の外来医療費の期待値、の2つの推計を行った。使用データはある企業のマイクロデータである。

その企業の被用者本人について分析した結果、(i)被用者本人が喫煙者の場合の医療費の期待値は、被用者本人が非喫煙者である場合の期待値より低いこと、(ii)さらに、非喫煙者が喫煙者となった場合、外来医療費は約12%増加するという結果が得られた。

資料 (小椋正立 法政大学経済学部)

(角田 保 大東文化大学経済学部)

(泉田 真意 国立社会保障人口問題研究所)

「喫煙・非喫煙選択と外来医療費への効果」

[1]序文

2003年に健康増進法が施行されるなど、日本においても喫煙者と非喫煙者の分煙が広まってきている。また一方で、健康増進法の目的には、日常の予防行動によって医療費を抑制することも意図されている。

そこで本論文では、ある企業のマイクロデータから、喫煙者・非喫煙者の選択が医療費にどのような影響を与えているか、とくに、選択を変えた場合に医療費はどの程度変化するのかの計測を行った。データはある企業の従業員本人のみの6年分のデータを用いて分析を行った。

最近では泉田(2003)が、被用者本人が喫煙者の場合は非喫煙者の場合よりも医療需要が小さいことを示した。さらに被用者の家族については、逆が成り立ち、被用者本人が喫煙者の家族は、非喫煙者の家族よりも、医療需要が大きいことを示した。また、Lahiri and Song(2000)は、sequential probit modelを利用して、喫煙者・前喫煙者・非喫煙者について、それぞれの通院確率を求めている。本論文ではこの手法と同じ方法でグループ分けを行って推計した。

本論文は以下の順に書かれている。まず2節では分析手法について述べている、3節では推計結果、4節で考察と展望である。

[2]分析手法

(2-1)データ

データはある企業のレセプトデータ・健康診断データ・健康保険加入者データの3データを接合させて用いた。データ期間は1996年4月から2002年3月までの6年分である。健康診断データには、喫煙しているか否かの問診がある。健康保険加入者データには、各人の標準報酬月額・保険加入日および退出日などがある。

(2-2)モデル

本論文では、sequential probit modelをselectionモデルとし、以下の3グループの最小二乗法による推計を行う。データを年度データのアンバランスパネルデータとした。さらに当該年度(1996年度から2002年度の6年分)について、各サンプルを

(i)情報が未知の者(検診未受診または、問診表なし)($I_{1i} = 0$)

(ii)検診を受診し、問診表で喫煙者であると答えた者($I_{1i} = 1, I_{2i} = 0$)

(iii)検診を受診し、問診表で非喫煙者であると答えた者($I_{1i} = 1, I_{2i} = 1$)

の3グループに分けた。そして、この3グループ間の違いを考慮して、医療費に対する効果を比較した。

I_{1i}, I_{2i} はともに観測値であるものとする。Lahiri and Song では、選択モデルを

sequential probit model によって(i)(ii)(iii)の3グループに分け、その3グループそれぞれについて、病院に行くか否かのプロビット分析を行っている。本論文では被説明変数が医療費のため、3グループの選択後、それぞれに対してOLS分析を行った。

本論文で用いたデータには、検診結果のデータと医療費のデータが存在する。検診未受診者であっても医療費データは存在する。しかし、検診未受診者には喫煙者か非喫煙者かはわからない。

そのため2つの選択関数を仮定し、ひとつは検診の受診・未受診を決定する関数

$$I_{1i}^* = Z_{1i}\gamma_1 + u_1$$

とした。もうひとつは非喫煙・喫煙者の選択関数であり、これを

$$I_{2i}^* = Z_{2i}\gamma_2 + u_2$$

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_{1i}^*, I_{2i}^* 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_{1i}^*, I_{2i}^*, 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を

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

と仮定する。

・条件付き期待値

選択関数とtruncated normal distributionの形から、 I_{1i}^*, I_{2i}^* それぞれの期待値は

$$E(I_{1i}^*) = Z_{1i}\gamma_1$$

$$E(I_{2i}^* | I_{1i} = 1) = Z_{2i}\gamma_2 + E(u_2 | -Z_{1i}\gamma_1 < u_1) = Z_{2i}\gamma_2 + \sigma_{12} \frac{\phi(Z_{1i}\gamma_1)}{\Phi(Z_{1i}\gamma_1)}$$

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

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

(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

$$\begin{aligned} E(Y | I_1 = 1, I_2 = 1) &= X\beta + E(\varepsilon | -Z_1\gamma_1 < u_1, -Z_2\gamma_2 < u_2) \\ &= X\beta + \sigma_{\varepsilon_1} \frac{\phi(Z_1\gamma_1)\Phi_1(A_2)}{\Phi_2(Z_1\gamma_1, Z_2\gamma_2, \sigma_{12})} + \sigma_{\varepsilon_2} \frac{\phi(Z_2\gamma_2)\Phi_1(A_1)}{\Phi_2(Z_1\gamma_1, Z_2\gamma_2, \sigma_{12})} \end{aligned}$$

ただし、

$$A_1 = \frac{Z_1\gamma_1 - \sigma_{12}Z_2\gamma_2}{\sqrt{1 - \sigma_{12}^2}}$$

$$A_2 = \frac{Z_2\gamma_2 - \sigma_{12}Z_1\gamma_1}{\sqrt{1 - \sigma_{12}^2}}$$

$\phi(\cdot)$ 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 and 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。

[1]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。

[2] $Z_1\hat{\gamma}_1$ を計算し、この値が 0 以下の場合をグループ 1 とする。

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

$$\alpha = \phi(Z_1\gamma_1) / \Phi(Z_1\gamma_1)$$

なので、[2]で推定した $\hat{\gamma}_1$ から、 $\hat{\alpha}$ が推定される。

[4] $Z_2\hat{\gamma}_2 + \sigma_{12}\hat{\alpha} + e_2$ が正の場合には非喫煙グループ、0 以下の場合は喫煙グループとする。

[5]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

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

[3]推計結果と考察

(3-1)選択関数と OLS の結果

表 1 は記述統計量である。非説明変数と説明変数の平均値を、全サンプル・情報未知グループ・喫煙グループ・非喫煙グループの 4 つそれぞれについて示した。

表 2 は選択関数に関するプロビット分析の結果である。

表 3 から表 5 については、情報未知グループ・喫煙グループ・非喫煙グループのそれぞれについて、Heckman 流の OLS の結果である。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。これを見ると標準報酬月額については、情報未知グループのみ 5%有意で正(1.03)であった。女性ダミーについては、非喫煙グループのみ 5%有意で負(-2.33)であった。年齢階層ダミーについては、ほぼ有意ではなかった。また表 3 の変数 ram1n、表 4 の ram1r と ram2r、表 5 の ram1a と ram2a はそれぞれ、 $\sigma_{1n}, \sigma_{1r}, \sigma_{2r}, \sigma_{1a}, \sigma_{1a}$ 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。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。結果は表 6 にある。表 6 の数字は、それぞれのグループについて、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。その方法は Lahiri and Song とほぼ同様で行った。

この結果、非喫煙者が喫煙者ようになった場合、外来医療費の期待値は 5256 円となり、OLS による推計結果の期待値 4688 円を 12%ほど上回っている。一方、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、2451 円であり、これは OLS 推計結果の期待値 2454 円とほぼ同様である。

[4]考察と展望

喫煙者の方が非喫煙者より外来医療費の期待値が低いことは、大きな結果である。これは泉田(2003)と同じ結果である。直感的には、喫煙者の医療費の方が高いと感じるが、この結果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。逆に、被用者本人の喫煙者というカテゴリ自体が、体が頑健であることを示しているともいえよう。

次に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 12%ほど大きくなった。この結果は、直感と一致する結果である。しかし、喫煙者が非喫煙者となった場合の期待値は、ほとんど変化がなかった。これは、直感とは

一致しない結果である。これについても、やはり喫煙者の頑健性が考えられる。ただし、この推論が本当に正しいかどうか、さらにそれが推計できるかどうかは、今後の検討課題としたい。

今回は最後の医療費の推定部分を Heckman 流の OLS で行った。しかし病院に行く・行かないの選択部分を考えると、もう一段のプロビット選択関数を導入することが考えられる。あるいは、今回のような標準報酬月額・医療費を対数化した OLS ではなく、トービット分析に変更することが考えられる。

参考文献

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

平均	全サンプル	情報なし	喫煙	非喫煙
サンプル数	29285	5285	8940	15060
Variable				
外来医療費(対数)	5.8880	5.7855	5.5051	6.1512
標準報酬月額(対数)	6.1368	6.1437	6.1469	6.1284
年齢	42.229	47.791	39.466	41.917
女性ダミー	0.1234	0.1026	0.0309	0.1856
年齢ダミー				
< 25	0.1029	0.0776	0.1351	0.0926
25< = < 30	0.1130	0.0590	0.1200	0.1277
30< = < 35	0.0878	0.0503	0.0961	0.0960
35< = < 40	0.0935	0.0636	0.1266	0.0843
40< = < 45	0.1213	0.0844	0.1477	0.1185
45< = < 50	0.1430	0.1190	0.1432	0.1513
50< = < 55	0.1388	0.1336	0.1227	0.1501
55< = < 60	0.1457	0.1919	0.1010	0.1560
60< = < 65	0.0541	0.2206	0.0076	0.0233
傷病ダミー				
感染症・寄生虫症	0.1116	0.0959	0.1047	0.1212
新生物	0.0549	0.0691	0.0351	0.0617
血液・造血器の疾患	0.0059	0.0072	0.0039	0.0066
並びに免疫障害				
内分泌、栄養・代謝疾患	0.0597	0.0855	0.0399	0.0624
精神・行動障害	0.0185	0.0167	0.0206	0.0180
神経系の疾患	0.0149	0.0151	0.0112	0.0169
目及び付属器の疾患	0.1697	0.1570	0.1404	0.1915
耳及び乳様突起の疾患	0.0340	0.0361	0.0285	0.0365
循環器系の疾患	0.1104	0.1627	0.0740	0.1137
呼吸器系の疾患	0.3331	0.2623	0.3260	0.3622
消化器系の疾患	0.1273	0.1319	0.1275	0.1255
皮膚・皮下組織の疾患	0.1352	0.1202	0.1248	0.1465
筋骨格系・結合組織の疾患	0.1396	0.1504	0.1249	0.1446
尿路正規系の疾患	0.0552	0.0607	0.0428	0.0606
妊娠、分娩及び産じょく	0.0047	0.0076	0.0006	0.0061
周産期に発生した病態	0.0001	0.0002	0.0000	0.0001

先天奇形、変形・染色体異常	0.0022	0.0021	0.0035	0.0015
症状、徴候などで他に分類されていないもの	0.0419	0.0458	0.0331	0.0457
損傷、中毒・その他の外因の影響	0.0849	0.0700	0.0881	0.0882

表 2 2段階プロビット推計

第 1 段階

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

I2	Coef.	Std. Err.	z	P> z
標準報酬月額(対数)	0.7081	0.0273	25.96	0
年齢	-0.0395	0.0009	-43.83	0
女性ダミー	0.2285	0.0299	7.64	0
定数項	-1.7371	0.1502	-11.57	0

第 2 段階

Probit estimates	Number of obs	=	24000
	LR chi2(3)	=	1953.84
	Prob > chi2	=	0.0000
Log likelihood = -14869.626	Pseudo R2	=	0.0616

I2	Coef.	Std. Err.	z	P> z
年齢	0.0091	0.0011	8.48	0
女性ダミー	1.2047	0.0335	35.99	0
ram12	0.7531	0.0975	7.72	0
定数項	-0.3834	0.0317	-12.1	0

表 3

情報不明の場合(I1=0)の, OLS 推計

Number of obs = 5285
 F(29, 5255) = 247.03
 Prob > F = 0.0000
 R-squared = 0.5769
 Adj R-squared = 0.5745
 Root MSE = 2.7607

外来医療費(対数)	Coef.	Std. Err.	t	P> t
標準報酬月額(対数)	1.0317	0.4146	2.49	0.013
女性ダミー	0.5882	0.1903	3.09	0.002
25< = < 30	-0.3970	0.2434	-1.63	0.103
30< = < 35	-0.4637	0.3325	-1.39	0.163
35< = < 40	-0.2844	0.4312	-0.66	0.51
40< = < 45	-0.6011	0.5400	-1.11	0.266
45< = < 50	-1.0837	0.6517	-1.66	0.096
50< = < 55	-1.3167	0.7763	-1.7	0.09
55< = < 60	-1.4110	0.9055	-1.56	0.119
60< = < 65	-1.5882	0.9866	-1.61	0.108
新生物	2.2408	0.1526	14.69	0
血液・造血器の疾患 並びに免疫障害	2.5726	0.4518	5.69	0
内分泌、栄養・代謝疾患	3.0575	0.1388	22.02	0
精神・行動障害	1.2259	0.3010	4.07	0
神経系の疾患	0.2328	0.3149	0.74	0.46
目及び付属器の疾患	1.8397	0.1075	17.11	0
耳及び乳様突起の疾患	0.7248	0.2069	3.5	0
循環器系の疾患	3.6435	0.1074	33.93	0
呼吸器系の疾患	2.5510	0.0893	28.58	0
消化器系の疾患	2.8055	0.1140	24.61	0
皮膚・皮下組織の疾患	1.8398	0.1190	15.46	0

筋骨格系・結合組織の疾患	2.1173	0.1095	19.34	0
尿路正規系の疾患	2.1162	0.1621	13.06	0
妊娠、分娩及び産じょく	2.5047	0.4603	5.44	0
周産期に発生した病態	-1.3152	2.7703	-0.47	0.635
先天奇形、変形・染色体異常	2.8758	0.8367	3.44	0.001
症状、徴候などで他に分類 されていないもの	1.3229	0.1846	7.17	0
損傷、中毒・その他の 外因の影響	2.3476	0.1501	15.64	0
ram1n	2.3557	0.8627	2.73	0.006
定数項	0.2724	0.9402	0.29	0.772

表 4

喫煙者の場合(I1=1, I2=0)の, OLS 推計

Source	SS	df	MS	Number of obs = 8940
Model	86001.47	29	2965.568	F(29, 8910) = 392.56
Residual	67310.74	8910	7.554516	Prob > F = 0.0000
Total	153312.2	8939	17.15093	R-squared = 0.5610
				Adj R-squared = 0.5595
				Root MSE = 2.7485

外来医療費(対数)	Coef.	Std. Err.	t	P> t
標準報酬月額(対数)	0.4280	0.2229	1.92	0.055
女性ダミー	-0.2707	1.2124	-0.22	0.823
25< = < 30	0.0397	0.1442	0.28	0.783
30< = < 35	-0.0398	0.2184	-0.18	0.856
35< = < 40	-0.4201	0.2990	-1.4	0.16
40< = < 45	-0.2707	0.3814	-0.71	0.478
45< = < 50	-0.1168	0.4684	-0.25	0.803
50< = < 55	-0.2147	0.5592	-0.38	0.701
55< = < 60	0.0560	0.6636	0.08	0.933

60< = < 65	0.6352	0.8739	0.73	0.467
新生物	2.2097	0.1602	13.8	0
血液・造血器の疾患 並びに免疫障害	2.2281	0.4669	4.77	0
内分泌、栄養・代謝疾患	3.2637	0.1506	21.67	0
精神・行動障害	1.5776	0.2080	7.58	0
神経系の疾患	1.9450	0.2800	6.95	0
目及び付属器の疾患	2.2738	0.0850	26.74	0
耳及び乳様突起の疾患	1.7473	0.1756	9.95	0
循環器系の疾患	3.3384	0.1143	29.22	0
呼吸器系の疾患	3.1750	0.0634	50.12	0
消化器系の疾患	2.8185	0.0887	31.78	0
皮膚・皮下組織の疾患	2.2744	0.0887	25.64	0
筋骨格系・結合組織の疾患	2.4502	0.0891	27.5	0
尿路正規系の疾患	2.3170	0.1446	16.03	0
妊娠、分娩及び産じょく 周産期に発生した病態 (dropped)	1.9128	1.2442	1.54	0.124
先天奇形、変形・染色体異常 症状、徴候などで他に分類 されていないもの	1.7171	0.4961	3.46	0.001
損傷、中毒・その他の 外因の影響	1.1185	0.1653	6.77	0
ram1r	-0.0787	0.0541	-1.45	0.146
ram2r	-0.8771	1.4499	-0.6	0.545
定数項	-1.0029	2.1481	-0.47	0.641

表 5

非喫煙者の場合(I1=1, I2=1)の, OLS 推計

Source	SS	df	MS	Number of obs = 15060
Model	126064	30	4202.132	F(30, 15029) = 577.32
Residual	109391.1	15029	7.278671	Prob > F = 0.0000
Total	235455.1	15059	15.63551	R-squared = .5354
				Adj R-squared = 0.5345
				Root MSE = 2.6979

外来医療費(対数)	Coef.	Std. Err.	t	P> t
標準報酬月額(対数)	0.1589	0.2343	0.68	0.498
女性ダミー	-2.3302	0.5258	-4.43	0
25< = < 30	-0.1773	0.1088	-1.63	0.103
30< = < 35	-0.1441	0.1508	-0.96	0.339
35< = < 40	-0.1659	0.1990	-0.83	0.404
40< = < 45	-0.3324	0.2434	-1.37	0.172
45< = < 50	-0.4963	0.2910	-1.71	0.088
50< = < 55	-0.2888	0.3411	-0.85	0.397
55< = < 60	-0.3620	0.3981	-0.91	0.363
60< = < 65	-0.4675	0.4967	-0.94	0.347
新生物	1.9302	0.0933	20.7	0
血液・造血器の疾患 並びに免疫障害	1.6275	0.2728	5.97	0
内分泌、栄養・代謝疾患	2.7363	0.0925	29.59	0
精神・行動障害	1.4744	0.1664	8.86	0
神経系の疾患	1.4409	0.1718	8.39	0
目及び付属器の疾患	1.9553	0.0573	34.13	0
耳及び乳様突起の疾患	1.0159	0.1183	8.59	0
循環器系の疾患	3.2046	0.0723	44.34	0
呼吸器系の疾患	2.8008	0.0467	60.02	0
消化器系の疾患	2.1467	0.0674	31.87	0
皮膚・皮下組織の疾患	1.8677	0.0630	29.63	0
筋骨格系・結合組織の疾患	1.8584	0.0639	29.08	0
尿路正規系の疾患	1.6558	0.0941	17.6	0
妊娠、分娩及び産じょく	1.5927	0.2921	5.45	0
周産期に発生した病態	1.3388	2.7157	0.49	0.622
先天奇形、変形・染色体異常	1.6801	0.5635	2.98	0.003
症状、徴候などで他に分類 されていないもの	1.3447	0.1065	12.62	0
損傷、中毒・その他の 外因の影響	1.9249	0.0781	24.66	0
ram1a	-1.2052	0.7635	-1.58	0.114
ram2a	-4.5510	0.9432	-4.83	0
定数項	5.5601	1.8053	3.08	0.002

表 6

Counter-factual factor prediction

(単位
円)

		E[Y _n .]	E[Y _r .]	E[Y _a .]
no information	I ₁ =0	3251		
smoker	I ₁ =1, I ₂ =0		2454	2451
non smoker	I ₁ =1, I ₂ =1		5256	4688

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）
（分担）研究報告書

保険制度別生活習慣病リスクの比較とその含意

（分担）研究班

研究要旨

本稿は、111 健康保険組合、及び岡山県・滋賀県国民健康保険団体連合会から提供を受けたレセプト個票データを用いて生活習慣病罹患の実態把握を行い、その結果を踏まえて保健事業及び老人保健拠出金等の財政調整制度のあり方について考察を行った。生活習慣病罹患については保険者ごとに格差があり、生活習慣病罹患は後年度にも負担が継続され、その額は思いの外大きいこと、生活習慣病による医療費の適正化、罹患予防を保険者が推進するためのインセンティブスキームは構築可能であること、が明らかになった。

A.研究目的

現状の医療制度に関しては、いくつかの問題点が考えられる。ひとつは実証的分析の問題として、実際に生活習慣病罹患者がどの程度存在するのか否かである。日本全体の数値については厚生労働省が推計を行っているものもある。しかし、保険者別ではどの程度的人数であるのかは良くわかっておらず、保険者が生活習慣病対策を実施する際にどの程度的人数が対象者となるのかは不明である。このことは実は重大であり、保険者ごとの保健事業が有効であるのか否か、生活習慣病に罹病させるリスクが高い加入者集団であるのか否か、等についての情報がないことであるとも言える。本稿の分析目的のひとつはこれらの点を明らかにすることとなる。第二の点は生活習慣病罹患によって医療費動向がどの程度影響を受けるか、という点である。一月分のレセプトを用いた分析等は存在するが、罹患者と非罹患者の間で一定期間にわたってど

の程度の差異があるのか、等についてはほとんど調べられていないことが指摘できる。第三の点として、生活習慣病対策は現実に実施に移されている部分もあるが、それにより生活習慣病の罹患率がどのように変容しているのかについてもそれほど自明ではない。

本論文は、これらの生活習慣病罹患の実態把握を市町村国民健康保険・健康保険組合のレセプトデータを用いて行った後に、その結果を踏まえて保健事業及び老人保健拠出金等の財政調整制度のあり方について考察を行うことを目的とする。

B.研究方法

111 健康保険組合、及び岡山県・滋賀県国民健康保険団体連合会から提供を受けたレセプト個票データを再集計して分析を行った。111 健康保険組合のデータは平成 8 年 4 月から平成 11 年 11 月までの加入状況と入院・外来・歯科・調剤・老健施設利用

の状況、および幾つかの個人属性が記載されている。国民健康保険団体連合会からのデータは平成10年度から平成14年度のレセプトデータによって構成されている。データは国保組合のものは含まず市町村国保加入者分のみである。このデータを一年分ずつ個人別に集計し、それをさらに保険者単位で集計することにより保険者が直面する医療費リスク、生活習慣病罹患リスクの状況を把握し、特定の傷病に罹患したか否かによってどの程度医療費が異なるのかどうか、検討を行った。

C. 研究結果

(1)岡山県がほぼ各年齢階級において医療費が最も高くなっている。健保被保険者は75～79歳階級まででは最も医療費が安くなっている。入院医療費については滋賀県全体、健保被保険者全体、健保被扶養者全体の3者については差が大きい。入院外医療費については入院医療費ほどの格差は存在しない。生活習慣病の罹患率をレセプトデータの傷病から情報を得て比較すると、(2)岡山県国保加入者は生活習慣病罹患率が低い。生活習慣病による医療費について年齢階級ごとに分析すると、(3)各傷病の罹患の有無に関わらず、年齢が上昇すると平均的な入院医療費・外来医療費は増加する傾向にある。(4)一般的には各傷病の罹患している場合の方が、罹患しない場合よりも平均医療費は高くなる。(5)年齢が上昇するに従って罹患の有無による医療費の格差が拡大した傾向が見られるわけではない。生活習慣病罹患率をレセプトデータから推計し、同一保険加入者グループ間で比較すると、(6)岡山県では糖尿病の罹患率は全て

の年齢階級において改善され、滋賀県については同じ5年間で糖尿病罹患率がほぼ各年齢階級について増加した。(7)健康保険加入者については1996年と1998年の比較であるが、被扶養者については70～74歳階級以降において罹患率が増加する傾向にある。

D. 考察

データの解析結果を踏まえ、老人保健拠出金の算定式を若干変更することにより加入者調整率が1を下回る保険者については生活習慣病による医療費を適正化するインセンティブを強めることが可能となること、他方、加入者調整率が1を下回る保険者については（高齢者のみならず若年層についても）生活習慣病の新規罹患者が発現した場合に政府が課徴金を徴収することにより生活習慣病罹患者を増やさないインセンティブが発生すること、などが考えられる。

E. 結論

生活習慣病罹患については保険者ごとに格差があり、生活習慣病罹患は後年度にも負担が継続され、その額は思いの外大きいこと、生活習慣病による医療費の適正化、罹患予防を保険者が推進するためのインセンティブスキームは構築可能であること、が指摘されたと言える。

F. 研究発表

特になし

G. 知的所有権の取得状況

特になし

資料 1 (研究班)

「保険制度別生活習慣病リスクの比較とその含意」

資料 2 (吉田)

「生活習慣病の保険財政への負担」

保険制度別生活習慣病リスクの比較とその含意

2004年3月

泉田信行

1.はじめに

日本における医療費増嵩の主たる要因が高齢者数増加による老人医療費の増大によることは良く知られている。老人医療費は高齢者が支払う医療保険料以外にも多額の税や老人保健拠出金とよばれる若年層の支払った社会保険料財源が投入されており、医療費の増嵩は高齢者自身の保険料・窓口負担額が増加するのみならず、若年層の実質的な社会保険料負担を高める効果がある。つまり若年層は使った医療費以上の保険料負担を強いられることとなる。

若年層が使用する以上の負担をすることは「世代間の連帯」であり、損得勘定で議論すべきではないとの意見もある。しかしながら、利用する医療サービスの質・量が低下しないのであれば医療費の負担が軽減されることは誰にとっても望ましいことである。これを実現する方法のひとつが生活習慣病対策である。高血圧症・高脂血症・糖尿病等は食生活等の生活習慣と密接な関係があることが知られている。生活習慣を適性に保つことにより生活習慣病の発現が抑制できるのであれば、医療費をかけることなく健康的な生活がおくられることになり、医療財政上も個人のQOLの観点からも好ましいと考えられる。

他方、生活習慣病を抑制することは個人の生活の有り様に制約を課すことになる。このため、生活習慣病の抑制が効果的に行えない場合には、生活習慣病に罹患するリスクを敢えて冒す可能性もある。これは、実際にどのような生活習慣をおくれば生活習慣病を抑制できるのかについての情報を個人が持たない場合や、生活習慣病のリスクを回避する費用がその便益を上回る場合に発生する可能性がある。このため、公的医療保険者には保健事業等を通じて加入者に対して生活習慣病を回避する生活をおくるインセンティブを与えるように関与することが求められる。

ただし、保険者が生活習慣病対策を実施するためのインセンティブも小さい。ひとつには、生活習慣病対策を実施しなくとも、高齢加入者については医療費が他の保険者の負担する拠出金によって賄われ得ることが指摘できる。高率で高齢者を抱える保険者であっても生活習慣病対策を実施するインセンティブは相対的に小さくなる。他方、生活習慣病は若年時には余り発現しないため、若年時から生活習慣病対策を実施することは費用負担だけが明確で便益は明確に認識されにくい。このため若年期からの生活習慣病対策を実施するための明確なインセンティブを保険者は持ちにくいのが実態であろう。