

図 1: 生活習慣病外来受診回数の分布

布の仮定を一般化した負の二項 (Negative Binomial) 分布を利用して最尤法で推定を行う。

ポワソン分布とは、図 1 に示す受診回数の分布 (0 = 受診無し、を除いた分布) に見られるように少数の回数に分布が集中しており、右に偏った (= 左側の分布が密な) 分布の特性を分析する (= 近似する) 際に用いられる仮定である。この回数  $y$  の分布は以下のように表される。

$$Pr[Y = y] = \frac{e^{-\mu} \mu^y}{y!}, \quad y = 0, 1, 2, \dots \quad (2)$$

この分布の特徴として期待値と分散が等しい性質 (Equidispersion)、つまり  $E[Y] = \mu$ 、かつ  $V[Y] = \mu$  となることがあげられる。実証分析では、定数項を含む説明変数  $\mathbf{x}$  と  $\mu$  との関係を以下のように示す。

$$\mu_i = \exp(\mathbf{x}_i' \beta), \quad i = 1, \dots, N \quad (3)$$

ここで、係数  $\beta$  の最尤推定量  $\hat{\beta}$  は以下の条件を満たす解である。

$$\sum_{i=1}^N (y_i - \exp(\mathbf{x}_i' \hat{\beta})) \mathbf{x}_i = 0 \quad (4)$$

$\beta_j$  の値は、ある説明変数  $x_j$  の変化が、他の  $x$  を所与とした場合の  $y$  の期待値 (Conditional Mean) に相対的にどのような変化を与えるかを示している。たとえば  $\hat{\beta}_j = 0.2$ 、 $\exp(\mathbf{x}_i' \hat{\beta}) = 3$  ならば、 $x_j$  の 1 単位の増加が  $y$  の期待値を 0.6 上昇させる。

$$\frac{\partial E[y|\mathbf{x}]}{\partial x_j} = \beta_j \exp(\mathbf{x}_i' \hat{\beta}) \quad (5)$$

さらに、上述のポワソン (Poisson) 分布の仮定が妥当であるかどうかの検証も必要である。特にポワソン (Poisson) 分布の仮定である期待値と分散の比例的な変化 (Equidispersion) が妥当であるかどうか、を仮説検定を通じて、検証する。分散が拡大したり、縮小したりしている場合には別の仮定の下で推定を行う必要がある。分散の拡大や縮小はそれぞれの事象 (受診) に観測不能の要因がある場合や、数回の事象 (受診) の発生と、頻繁な事象 (受診) の発生とは異なる要因がある場合に起きる。<sup>14</sup>

負の二項 (Negative Binomial) 分布はポワソン分布で表した分散の頑健性を検証する仮定の一つである。まず、期待値と分散の比例的な変化 (Equidispersion) に対する対立仮説として以下のような分散を仮定する。

$$V[y_i|\mathbf{x}_i] = \mu_i + \alpha g(\mu_i) \quad (6)$$

この際、 $\alpha$  が 0 であるという仮説が棄却されれば、この分布は Overdispersion (分散の拡大) あるいは Underdispersion (分散の縮小) の特徴を持っていることになり、より一般化した分布を仮定して推計を行う必要がある。負の二項 (Negative Binomial) 分布はポワソン分布をさらに一般化して表現したもので、期待値 (および分散) の  $\mu$  が確定的でなく、各事象ごとの観測できない異質性 ( $\nu$ ) が  $g(\nu|\alpha)$  という確率分布を持っていることを考慮する。

(総医療費と一回あたり医療費) 本論文ではさらに、被保険者一人当たりの年間総医療費、そして受診者における一回 (一診療実日数) あたりの医療費についてその要因を分析する。受診者については総医療費を受診回数と一回当たりの単価とに分けて医療費の増減の特性を分析することができる。また被保険者一人当たりの年間総医療費を分析することで、保険者側にとって今後の特定保健指導等の取り組みがどのような医療費への影響をもたらすかを推計することができる。

年間総医療費の分析については、受診なしで医療費が 0 の場合も、その被保険者の特性を考慮して分析をする必要がある。<sup>15</sup>

<sup>14</sup>例えば、一人の人が一年間に交通事故を起こす確率は平均的にはごく少数回になるが、中には頻繁に交通事故を起こす人もいる。そのような人にとっては、それぞれの交通事故が独立に起こっていると仮定するよりも交通事故が頻繁に起こりやすい別の要因や、交通事故が連鎖的に起こりやすい等の事象の連続性を考慮することが妥当となる。

<sup>15</sup>例えば、女性の所得の分析の際に、「幼児を持つ母親は所得が

$$y_{1i}^* = \beta_1' X_{1i} + \epsilon_{1i} \text{ where } \epsilon_{1i} \sim N(0, \sigma_1^2) \\ \text{and } y_{1i}^* \sim N(\beta_1' X_{1i}, \sigma_1^2) \\ \text{観測値} = \begin{cases} y_{1i} = 0 & (\text{if } y_{1i}^* < 0) \\ y_{1i} = 1 & (\text{if } y_{1i}^* \geq 0) \end{cases}$$

上式において  $y_{1i}$  とは観察可能な受診の有無（医療費の発生の有無）であり  $y_{1i}^*$  とは、その行動をもたらす、観察不可能な条件式で、これがある一定値以上の場合に受診という行動がおこる、という定式化を行ったものである。<sup>16</sup> また、受診（医療費）が発生する確率は以下のように示すことができる。

$$\Pr(y_{1i}^* \geq 0) = \Pr(\beta_1' X_{1i} + \epsilon_{1i} \geq 0) \\ = \Pr\left(\frac{y_{1i}^* - \beta_1' X_{1i}}{\sigma_1} < \frac{-\beta_1' X_{1i}}{\sigma_1}\right) \\ = \Psi\left[\frac{\beta_1' X_{1i}}{\sigma_1}\right]$$

同様に受診（医療費）が発生しない ( $y_{1i} = 0$ ) 確率は  $\Pr(y_{1i}^* < 0) = 1 - \Psi\left[\frac{\beta_1' X_{1i}}{\sigma_1}\right]$  である。実際の受診確率を説明するための各説明変数の係数は最尤法の手法を用いて推計する。以下の尤度関数  $\mathcal{L}$  の対数値をとり、各説明変数の係数が収束する値を求める方法である。

$$\mathcal{L} = \prod_{i=1}^n \left[ \Psi\left[\frac{\beta_1' X_{1i}}{\sigma_1}\right] \right]^{1-y_{1i}} \left[ 1 - \Psi\left[\frac{\beta_1' X_{1i}}{\sigma_1}\right] \right]^{y_{1i}} \\ \log \mathcal{L} = \sum_{i=1}^n \left[ (1-y_{1i}) \times \log \Psi\left[\frac{\beta_1' X_{1i}}{\sigma_1}\right] \right. \\ \left. + y_{1i} \times \log \left( 1 - \Psi\left[\frac{\beta_1' X_{1i}}{\sigma_1}\right] \right) \right]$$

次に Heckman の 2 段階推定という手法を用いる。これは医療費を示す被説明変数  $y_{2i}^*$  の回帰式に、 $X_{2i}$  (医療費に対する説明変数) に加えて、受診行動を示す被

(そうでない母親よりも) 低い」という仮説を実証する際には、幼児を持つ母親は非労働力化しやすいかどうか、それによって労働力として推計対象としている女性にセレクションバイアス（母集団の分布からの偏り）がないかどうかを検証する必要がある。賃金が発生していない女性を含めることで、「幼児を持つ母親」という特性が女性の所得に与える影響は、含めない場合と比べて異なる可能性がある。

<sup>16</sup>ここでは 0 をその閾値と置くが、この値の設定は定数項を入れた回帰式を分析する際には任意に設定できる。

説明変数  $y_{1i}^*$  をその説明変数  $X_{1i}$  で回帰した式の残差を組み入れるという推定方法である。<sup>17</sup>

$$y_{1i}^* = \beta_1' X_{1i} + \epsilon_{1i} \\ y_{2i}^* = \beta_2' X_{2i} + \epsilon_{2i}$$

$$\text{where } (\epsilon_{1i}, \epsilon_{2i}) \sim N\left(0, \begin{bmatrix} 1 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{bmatrix}\right)$$

$y_{1i}, y_{2i}$  はそれぞれ観測可能な受診行動の有無と、観測可能な医療費である。

$$y_{1i} = 1 \text{ if } y_{1i}^* > 0 \\ y_{1i} = 0 \text{ if } y_{1i}^* \leq 0 \\ \text{and} \\ y_{2i} = y_{2i}^* \text{ if } y_{1i} = 1 \\ y_{2i} = 0 \text{ if } y_{1i} = 0$$

上記の関係を用いると、医療費の推計のための尤度関数（の対数値）は以下のように表現できる。（ $\rho = \sigma_{12}/\sigma_2$  とおく。）

$$\log \mathcal{L} = \sum_{y_{1i}=0} \log P(y_{1i}=0) \\ + \sum_{y_{1i}=1} \log [P(y_{1i}=1) f(y_{2i}^* | y_{1i}=1)] \\ = \sum_{y_{1i}=0} \log P(y_{1i}^* \leq 0) \\ + \sum_{y_{1i}=1} \log [f(y_{2i}^* | y_{1i}^* > 0) P(y_{1i}^* > 0)] \\ = \sum \log \Psi(-\beta_1' X_{1i}) \\ + \sum \log \left[ \frac{\psi[(y_{2i} - \beta_2' X_{2i})/\sigma_2]}{\sigma_2} \right] \\ + \sum \log \left[ \Psi \left( \frac{\beta_1' X_{1i} + \rho(y_{2i} - \beta_2' X_{2i})/\sigma_2}{\sqrt{1-\rho^2}} \right) \right]$$

受診行動と医療費に関係が有る場合、医療費分析における回帰分析の残差  $\epsilon_{2i}$  は受診行動（受診者の特性）を説明した回帰分析の残差  $\epsilon_{1i}$  の影響を受けており、最

<sup>17</sup> $X_{2i}$  に用いる変数を選択する際、受診行動にも医療費の増減にも強く影響を与える変数の場合は  $X_{1i}$  との重複も可能であるが、分析の構造上、完全に  $X_{1i}$  の変数と一致しないように、かつ  $X_{1i}$  より少ない変数となるよう説明変数を選択する必要がある。

小二乗法推定が一致性を満たさない。よって受診者の特性  $X_1$  を考慮して医療費の期待値を求めた場合以下のように表せる。

$$\begin{aligned}
 & E[y_{2i}|X_{1i}, X_{2i}, y_{1i}^*] \\
 &= E[\beta_2' X_{2i} + \epsilon_{2i} | \beta_1' X_{1i} + \epsilon_{1i} > 0] \\
 &= \beta_2' X_{2i} + E[\epsilon_{2i} | \epsilon_{1i} > -\beta_1' X_{1i}] \\
 &= \beta_2' X_{2i} + E[(\sigma_{12}\epsilon_{1i} + \xi_i) | \epsilon_{1i} > -\beta_1' X_{1i}] \\
 &= \beta_2' X_{2i} + \sigma_{12} E[\epsilon_{1i} | \epsilon_{1i} > -\beta_1' X_{1i}] \\
 &= \beta_2' X_{2i} + \sigma_{12} \phi(-\beta_1' X_{1i}) / [1 - \Phi(-\beta_1' X_{1i})] \\
 &= \beta_2' X_{2i} + \sigma_{12} \phi(\beta_1' X_{1i}) / \Phi(\beta_1' X_{1i}) \\
 &= \beta_2' X_{2i} + \sigma_{12} \lambda
 \end{aligned}$$

上式において  $\lambda$  を推計した  $\hat{\lambda}_i = \psi(\beta_1' X_{1i}) / \Phi(\beta_1' X_{1i})$  を逆ミルズ比 (the inverse Mill's ratio) とよび、これを説明変数として正の医療費 (受診者に対して発生した医療費) を以下のように回帰分析すれば、受診者のセレクションバイアスを考慮することができる。(逆ミルズ比が有意である場合、受診動機に対する説明変数が医療費にも有意な影響をもつと推定できる。)

$$y_{2i} = \beta_2' X_{2i} + \sigma_{12} \hat{\lambda}_i + v_i$$

### C. 研究結果および考察

本稿の分析に用いたデータの基本統計量は表 15 に示す通りである。受診動機に関する被説明変数として生活習慣病 (13 疾患) いずれかの受診率および、各疾患ごとの受診率: 高血圧症、糖尿病、脂質異常症 (高脂血症)、高尿酸血症、肝機能障害、脳血管疾患、虚血性心疾患の受診率を用いた。<sup>18</sup> 受診動機の説明変数としては、受診動機レベルの健診結果を 1 とし、それ以外を 0 とするインデックスを BMI、糖尿病、高血圧症、脂質異常症に関して作成したものに加え、被保険者の特性 (年齢・職種・勤務形態・喫煙歴・服薬歴) と定数項を用いた。受診回数については被説明変数として生活習慣病全体での外来受診回数および高血圧症・糖尿病・脂質異常症の受診回数を用いた。(受診者の少

ない他の疾患については分析を割愛した。)

次に医療費に関する被説明変数として、生活習慣病総外来医療費の対数値、受診一回当たりの外来医療費の対数値を用いた。高血圧症、糖尿病、脂質異常症について同様の分析を行ったが、全体に占める受診者数が比較的小さい他の疾患については分析を割愛した。説明変数としては受診動機の説明変数として用いた変数のうち、定数項と職種、勤務形態に関するインデックスを除き、年次ダミーを加えた。これは、職種や勤務形態は受診回数には影響を持ちうるが、一回当たりの医療費に影響を持つ可能性が低いと考えられるためである。また、年次ダミーを用いたのは診療報酬の改訂や制度の変更等による医療費の変動を考慮するためである。説明変数として用いた健診指標 (受診動機レベルのリスクの有無を示す指標) は互いに大きな相関を持たないため、これらはすべての推計において用いる変数として扱っている。

受診回数 (1=外来、2=院内、3=入院) 受診回数 (点数)				受診回数 (点数)			
(受診者のみ)				(受診者のみ)			
(回帰分析には対数値を用いる)				(回帰分析には対数値を用いる)			
生活習慣病全体	平均値	標準偏差 (Std.)	標準偏差 (Std.)	平均値	標準偏差 (Std.)	標準偏差 (Std.)	標準偏差 (Std.)
高血圧症	0.074	0.262	92152	13.7	25.7	31848	11.9
糖尿病	0.066	0.238	92152	7.9	9.8	7181	7.1
脂質異常症	0.055	0.216	92152	8.7	10.1	5864	8.7
高尿酸血症	0.037	0.175	92152	9.7	14.2	5864	9.7
肝機能障害	0.034	0.181	92152	5.7	6.7	3736	5.7
脳血管疾患	0.026	0.139	92152	5.1	11.9	4651	5.1
虚血性心疾患	0.021	0.176	92152	7.4	14.4	4917	7.4

年間外来総医療費 (点数)				受診一回当たりの医療費 (点数)			
(受診者のみ)				(受診者のみ)			
(回帰分析には対数値を用いる)				(回帰分析には対数値を用いる)			
生活習慣病全体	平均値	標準偏差 (Std.)	標準偏差 (Std.)	平均値	標準偏差 (Std.)	標準偏差 (Std.)	標準偏差 (Std.)
高血圧症	19688.8	80200.1	7171	1029.8	1931.9	31848	1161
糖尿病	8947.9	29113.2	7188	1169.7	2094.2	7181	7181
脂質異常症	9587.3	37446.9	5872	1024.9	2073.6	5864	5864
高尿酸血症	11141.8	44534.7	2541	862.1	992.4	2538	2538
肝機能障害	4791.1	11834.6	3729	1004.1	896.1	3726	3726
脳血管疾患	3113.9	17911.1	4964	1438.9	1203.4	4651	4651
虚血性心疾患	12284.9	129561.1	4973	1341.6	2531.9	4917	4917

説明変数 (説明変数の相関係数)							
説明変数	平均値	標準偏差 (Std.)	標準偏差 (Std.)	高血圧	糖尿病	BMI	推定係数
高血圧受診動機	0.144	0.351	726714				
糖尿病受診動機	0.05	0.218	726714	0.112			
高血圧受診動機	0.045	0.208	726714	0.0412	0.0618	1	
BMI受診動機	0.025	0.155	726714	0.1098	0.0633	0.1098	1
脂質異常症受診動機	0.232	0.421	46888	0.1793	0.127	0.1227	0.2373
服薬歴	0.13	0.336	71563	0.267	0.2294	0.1078	0.1167

説明変数 - 職種内訳			
Year	男性医師	男性看護師	Total
2002	18,242	27,465	45,707
2003	18,284	27,700	45,984
2004	17,445	26,889	44,334
2005	17,344	26,748	44,092
2006	19,101	28,756	47,857
2007	20,890	29,925	50,815
Total	107,289	159,217	266,506
	40.2%	59.8%	100%

説明変数 - 勤務形態内訳							
Year	専任	兼務	パート	嘱託	その他	Total	Total
2002	23,345	7,204	775	16,118	537	27,979	43,904
2003	24,394	7,292	588	15,972	715	29,961	44,364
2004	23,169	7,271	587	15,663	709	27,399	44,334
2005	24,967	7,173	588	14,741	660	27,129	43,992
2006	24,731	7,075	545	14,620	726	27,697	44,820
2007	19,299	7,788	368	11,461	537	29,453	45,263
Total	147,202	47,029	3,423	86,578	4,856	209,088	253,718
	70.9%	23.1%	1.7%	42.9%	2.4%	100%	100%

表 15: 基本統計量と変数間の相関

<sup>18</sup> 受診率が低い動脈閉塞、大動脈疾患、高血圧性腎臓障害、糖尿病合併症については分析を割愛した。

## 1. 受診動機と受診回数

表16はプロビット(Probit)分析によって近似した係数から、限界効果を計算した値を示している。ある指標が1単位増加する(例えば0から1に変化する)際に受診率全体にはどのような限界的な影響があるかを係数で示している。表16によると受診動機レベルのBMIは生活習慣病の受診動機を4.3%高めており、個別の疾患の多くで正に有意な要因となっている。同様に、受診動機レベルの高血糖は糖尿病の受診率を40.9%上昇させ、受診動機レベルの高血圧は受診率を7.9%高めている。受診動機レベルの高脂血症は受診率を5.0%高めているが、高血糖リスクと比べると、被保険者への受診喚起は弱いことが推測できる。これらの生活習慣病リスクは疾患が肝臓・脳・心臓の疾患に重症化するほど、受診喚起の効果は弱まって現れている。この理由としては重症化した疾患には血糖や血圧以外の要因が作用している可能性、そして、重症化した患者においてはすでに血糖や血圧のコントロールが服薬を通じてなされているため、健診時にそのリスク因子が顕在化していない可能性が考えられる。また、年齢(加齢)はすべての疾患において有意な受診動機となっているが、年齢の影響は、生活習慣病のリスク保有と比べると、影響は軽微であることが考察できる。

次に表17では受診回数の要因分析を行っている。服薬歴は定期的な医療機関の受診が必要であることを間接的に示す指標と考えることができ、受診回数(の多さ)を説明する上で突出して重要な要因となっている。受診動機レベルのリスクは、それぞれ高血圧ならば高血圧症での診療実日数を89.9%長期化させ、高血糖ならば、糖尿病での診療実日数を219%長期化させるという推定結果が示されている。年齢も診療実日数の長さを説明する有意な要因となっているが、受診動機の要因と同様、年齢の影響は生活習慣病リスク保有の影響に比べて小さなものとなっている。<sup>19</sup>

説明変数	生活習慣病受診 (1=受診あり (0=受診なし))	高血圧症受診 (1=受診あり (0=受診なし))	糖尿病受診 (1=受診あり (0=受診なし))	脂質異常症受診 (1=受診あり (0=受診なし))
	dF/dx Marginal Effect	dF/dx Marginal Effect	dF/dx Marginal Effect	dF/dx Marginal Effect
BMI受診動機	0.043 0.019***	0.033 0.009***	0.028 0.009***	0.066 0.007
健康保険指導	0.044 0.007***	0.018 0.003***	0.018 0.003***	0.017 0.003***
糖尿病受診動機	0.301 0.019***	-0.019 0.003**	0.409 0.017***	0.039 0.007***
高血圧症受診動機	0.067 0.010***	0.079 0.006**	-0.001 0.004	-0.008 0.003**
脂質血症受診動機	0.026 0.015***	-0.004 0.005	-0.001 0.006	0.030 0.009***
服薬歴	0.521 0.011**	0.386 0.012***	0.134 0.008***	0.172 0.009***
年齢	0.007 0.000***	0.003 0.000***	0.002 0.000***	0.002 0.000***
Obs.	22333	22333	22333	22333
Prob>Chi2	0	0	0	0

説明変数	高血糖血症 (1=受診あり (0=受診なし))	肝機能障害 (1=受診あり (0=受診なし))	脳血管疾患 (1=受診あり (0=受診なし))	虚血性心疾患 (1=受診あり (0=受診なし))
	dF/dx Marginal Effect	dF/dx Marginal Effect	dF/dx Marginal Effect	dF/dx Marginal Effect
BMI受診動機	0.015 0.006***	0.017 0.008**	-0.006 0.007**	0.009 0.007
健康保険指導	0.017 0.002***	0.018 0.003***	-0.003 0.004	0.007 0.003**
糖尿病受診動機	-0.010 0.004	0.01 0.006	-0.001 0.003	0.036 0.006***
高血圧症受診動機	0.008 0.003***	0.008 0.004**	-0.001 0.003	-0.001 0.003
脂質血症受診動機	0.018 0.006***	0.007 0.006	-0.004 0.005	-0.008 0.004
服薬歴	0.067 0.006***	0.042 0.005***	0.024 0.004***	0.054 0.006***
年齢	0.001 0.000***	0.000 0.000***	0.001 0.000***	0.001 0.000***
Obs.	22333	22333	22333	22333
Prob>Chi2	0	0	0	0

\*係数は説明変数の1単位の変化に対して、説明変数が質的に変化する割合を示す  
\*上記の説明変数の他に喫煙歴・職種・年齢・年齢をコントロールしている

表16: 受診動機の要因分析

<sup>19</sup>分散に関する仮説検定を行った結果、ポワソン分布の分散の仮定を一般化し、負の二項分布を用いることがより適切であることが分かった。本稿の表17では負の二項分布の仮定を利用した推計結果を示している。

## 2. 総医療費と一回あたり医療費

次に、生活習慣病リスクの高さは受診1回当りの単価の高さにもつながっているかを、表18において検証している。但し、ここでの医療費は外来医療費のみを対象とし、薬剤費(調剤点数)を含まないものである。受診動機レベルの生活習慣病リスクは、生活習慣病全体を平均した1回当りの医療費には有意に正の影響を持つが、個々の疾患(高血圧症・糖尿病・脂質異常症)で見ると、必ずしも統一的な影響を持っていない。今回の分析においては受診1回当りの医療費は受診者の総医療費を日数で除した単純な変数を用いており、検査・注射・技術など個々の項目の頻度や単価を分析しているわけではないので、説明力が不十分である。今後観測可能な医療機関の特性や患者の特性を考慮して分析を継続したいと考えている。

被説明変数	生活習慣病 診療日数	高血圧症 診療日数	糖尿病 診療日数	脂質異常症 診療日数
説明変数				
BMI受診動機	0.107** (0.051)	0.823*** (0.17)	0.721*** (0.18)	0.453* (0.24)
腹囲 保健指導	0.327*** (0.023)	0.629*** (0.065)	0.586*** (0.069)	0.559*** (0.086)
糖尿病受診動機	0.247*** (0.028)	-0.0304 (0.13)	2.191*** (0.13)	0.540*** (0.18)
高血圧症受診動機	-0.279*** (0.026)	0.899*** (0.084)	0.188** (0.092)	-0.11 (0.12)
高脂血症受診動機	-0.165*** (0.046)	-0.0429 (0.15)	0.0277 (0.16)	0.357* (0.2)
年齢	0.0750*** (0.0017)	0.0982*** (0.0039)	0.0845*** (0.0038)	0.0785*** (0.0049)
服薬歴	1.901*** (0.025)	2.926*** (0.086)	2.072*** (0.091)	2.401*** (0.13)
定数項	-5.617*** (0.084)	-6.518*** (0.18)	-6.358*** (0.18)	-5.630*** (0.21)
Equidispersion 仮説検定	3.109*** (0.038)	3.009*** (0.028)	3.057*** (0.033)	3.739*** (0.034)
Observations	33960	33960	33960	33960
Prob>Chi2	0	0	0	0

被説明変数	高尿酸血症 診療日数	肝機能障害 診療日数	脳血管疾患 診療日数	虚血性心疾患 診療日数
説明変数				
BMI受診動機	0.541 (0.38)	0.922*** (0.31)	0.0665 (0.34)	0.206 (0.31)
腹囲 保健指導	0.976*** (0.14)	0.585*** (0.12)	0.328*** (0.11)	0.525*** (0.11)
糖尿病受診動機	-0.582* (0.3)	0.306 (0.26)	-0.271 (0.24)	0.716*** (0.24)
高血圧症受診動機	0.922*** (0.2)	0.159 (0.16)	0.0956 (0.15)	-0.266* (0.16)
高脂血症受診動機	0.0438 (0.31)	0.521** (0.26)	-0.215 (0.27)	-0.628** (0.26)
年齢	0.0858*** (0.0076)	0.0342*** (0.0061)	0.0824*** (0.0062)	0.0963*** (0.0061)
服薬歴	1.925*** (0.2)	1.606*** (0.18)	1.963*** (0.16)	2.021*** (0.16)
定数項	-6.559*** (0.34)	-4.045*** (0.26)	-6.481*** (0.27)	-6.580*** (0.27)
Equidispersion 仮説検定	4.677*** (0.045)	4.336*** (0.043)	4.127*** (0.047)	4.251*** (0.041)
Observations	33960	33960	33960	33960
Prob>Chi2	0	0	0	0

表 17: 受診回数の要因分析

被説明変数	生活習慣病 [医療費の対数値]	高血圧症 [受診1回あたりの医療費]	糖尿病 [受診1回あたりの医療費]	脂質異常症 [受診1回あたりの医療費]
BMI 受診動機	-0.0215 (0.04)	0.179*** (0.048)	0.0838* (0.047)	-0.00923 (0.045)
腹囲 保健指導	-0.00377 (0.018)	0.0837*** (0.017)	0.0400*** (0.017)	0.0855*** (0.016)
糖尿病 受診動機	0.176*** (0.05)	-0.297*** (0.039)	2.996*** (0.038)	0.517*** (0.038)
高血圧症受診動機	0.0827*** (0.021)	0.267*** (0.024)	-0.0503** (0.024)	-0.0983*** (0.023)
高脂血症受診動機	0.0792** (0.035)	-0.137*** (0.039)	-0.0858** (0.038)	0.298*** (0.037)
年齢	0.00563*** (0.0012)	0.0101*** (0.00082)	0.00805*** (0.00079)	0.00956*** (0.00076)
服薬歴	0.0803*** (0.019)	2.236*** (0.027)	1.138*** (0.027)	1.314*** (0.026)
定数項	7.659*** (0.094)	-0.295*** (0.034)	-0.172*** (0.033)	-0.116*** (0.032)
Observations	15399	5829	5813	3396
N=control	0.12	0.33	0.27	0.12

表 18: 一回あたり医療費の分析

最後に表19において総医療費の分布とその要因を Heckman の2段階推定を用いて検証した。(表19は1段階目に受診動機の分析を行った後の2段階目の結果を示している。)生活習慣病13疾患全体の外来総医療費においては生活習慣病リスク保有者が非保有者に比べて有意に医療機関にかかりやすく、その特性が医療費の水準を高めていることが、逆ミルズ比の係数の有意性によって確認できている。それに対し、個別の疾患では、受診者の分布と全体の分布にセレクションバイアスが有意には存在しないという結果となっており、潜在患者の多さ(リスク保有でも未受診である者が多いため)、全体で見ると実際の医療費水準が生活習慣病リスクのみでは十分に説明できない状況)を示唆する結果となっている。ただし、生活習慣病リス

クが医療費に有意に影響している疾患において、その係数を見ると、年齢（加齢）よりも、医療費に及ぼす影響が大きいことがわかる。したがって、仮に生活習慣病リスクを予防することが可能であれば、その効果は加齢による医療費増加の影響を相殺することが可能であると推測できる。

病状別医療費(時間別)	生活習慣病	高血圧症	糖尿病	脂質異常症
医療費の対数値	年間外医療費	年間外医療費	年間外医療費	年間外医療費
BMI 受診勧奨	0.187** (0.091)	0.003	0.199 (0.16)	0.024 (0.15)
腹囲 保健指導	0.0715 (0.045)	0.000327 (0.068)	0.0583 (0.088)	-0.0959 (0.11)
糖尿病 受診勧奨	0.281*** (0.094)	0.276*** (0.09)	0.873* (0.53)	0.00801 (0.18)
高血圧症 受診勧奨	-0.137** (0.063)	-0.259** (0.13)	-0.102 (0.082)	0.0609 (0.09)
脂質異常症 受診勧奨	0.145* (0.079)	-0.0411 (0.1)	-0.0875 (0.14)	0.583*** (0.22)
年齢	0.00981** (0.0045)	0.00429 (0.0084)	0.0259*** (0.0094)	-0.00944 (0.01)
服薬数	0.539*** (0.19)	0.133 (0.42)	0.985*** (0.3)	0.0994 (0.54)
定数項	8.439*** (0.23)	8.862*** (1.09)	5.797*** (1.44)	10.29*** (1.89)
定比	-0.665*** (0.21)	0.411 (0.32)	0.227 (0.48)	-0.873 (0.64)
Observations	22333	22333	22333	22333
Censored	16891	19970	20439	20815
Uncensored	5442	2363	1894	1518

表 19: 総医療費の要因分析

## D. 結論

本稿で強調したい点は2点である。一つは高血圧症・糖尿病・脂質異常症における潜在患者規模の大きさである。今後の保健指導において潜在患者への受診喚起が進むことによって、生活習慣病の患者は増加することが見込まれ、相応の医療費の増加が起こることが考えられる。もう一点は、加療（受診回数やその単価）に際して、受診勧奨レベルのリスク保有がみられる場合、その時間的・金銭的な負担がそうでない場合に比べ有意に高いことである。したがって、保健指導を通じて、生活習慣病リスクの低減を図ることの費用対効果は潜在的に十分大きなものであり、生活習慣への働きかけが、加齢による医療費の自然増を相殺する効果は統計的に見て達成可能であると考えられる。2009年度以降は2008年度から開始された特定保健指導の効果が顕在化する。従って来年度より健診の成果評価やそれによる医療費への影響の推計などをより精緻に進めてゆきたいと考えている。

## 参考文献

- [1] Allison DB, Zannolli R, Narayan KM.(1999) "The direct health care costs of obesity in the United States," *American Journal of Public Health*. 1999 Aug;89(8):1194-9.
- [2] American Diabetes Association.(2008) "Economic costs of diabetes in the U.S. In 2007," *Diabetes Care*. 2008 Mar;31(3):596-615.
- [3] Burton WN, Chen CY, Schultz AB, Edington DW.(1998) "The economic costs associated with BMI in a Workplace," *Journal of Occupational and Environmental Medicine*. 1998 Sep;40(9):786-92.
- [4] Colditz GA.(1999) "Economic costs of obesity and inactivity," *Medicine and Science in Sports and Exercise*. 1999 Nov;31(11 Suppl):S663-7.
- [5] Davighus ML, Liu K, Yan LL, Pirzada A, Mannheim L, Manning W, Garside DB, Wang R, Dyer AR, Greenland P, Stamler J, (2004) "Relation of body mass index in young adulthood and middle age to Medicare expenditures in older age," *Journal of the American Medical Association*. 2004 Dec 8;292(22):2743-9.
- [6] Druss BG, Marcus SC, Olfson M, Tanielian T, Elinson L, Pincus HA, (2001) "Comparing the national economic burden of five chronic conditions," *Health Affairs*. 2001 Nov-Dec;20(6):233-41.
- [7] Fleming P, Godwin M.(2008) "Lifestyle interventions in primary care: systematic review of randomized controlled trials," *Canadian Family Physician*. 2008 Dec;54(12):1706-13.
- [8] Grandes G, Sa'nchez A, Torcal J, Sa'nchez-Pinilla RO, Lizarraga K, Serra J; PEPAF Group.(2008) "Targeting physical activity promotion in general practice: characteristics of inactive patients and willingness to change," *BMC Public Health*. 2008 May 22;8:172.

- [9] Hodgson TA, Cohen AJ,(1999) "Medical care expenditures for diabetes, its chronic complications, and its comorbidities," *Preventive Medicine*. 1999 Sep;29(3):173-86.
- [10] Javitt JC, Chiang Y,(1995) "Economic Costs of Diabetes" *Diabetes in America*, 1995, Chapter 30.
- [11] JAMA, The writing group for the activity counseling research group (2001) "Effects of physical activity counseling in primary care: the Activity Counseling Trial: a randomized controlled trial," *Journal of the American Medical Association*. Aug 8;286(6):677-87.
- [12] Narbro K, Agren G, Jonsson E, Na"slund I, Sjo"stro"m L, Peltonen M; Swedish Obese Subjects Intervention Study,(2002) "Pharmaceutical costs in obese individuals: comparison with a randomly selected population sample and long-term changes after conventional and surgical treatment: the SOS intervention study," *Archives of Internal Medicine*. 2002 Oct 14;162(18):2061-9.
- [13] Oster G, Thompson D, Edelsberg J, Bird AP, Colditz GA,(1999) "Lifetime health and economic benefits of weight loss among obese persons." *American Journal of Public Health*. 1999 Oct;89(10):1536-42.
- [14] Pritchard DA, Hyndman J, Taba F,(1999) "Nutritional counselling in general practice: a cost effective analysis," *Journal of Epidemiology and Community Health*. 1999 May;53(5):311-6.
- [15] Thompson D, Edelsberg J, Colditz GA, Bird AP, Oster G, (1999) "Lifetime health and economic consequences of obesity;" *Archives of Internal Medicine*. 1999 Oct 11;159(18):2177-83.
- [16] Wee CC, Phillips RS, Legedza AT, Davis RB, Soukup JR, Colditz GA, Hamel MB,(2005) "Health care expenditures associated with overweight and obesity among US adults: importance of age and race," *American Journal of Public Health*. 2005 Jan;95(1):159-65.
- [17] 古川雅一・西村周三 (2007) 『肥満に伴う糖尿病や高血圧性疾患の医療費に関する研究』京都大学ワーキングペーパー J-57

## E. 研究発表

### 1. 論文発表

なし

### 2. 学会発表

なし

## F. 知的所有権の取得状況

### 1. 特許取得

なし

### 2. 実用新案登録

なし

### 3. その他

なし



## 健診データとレセプトデータの突合分析

研究協力者 畑中 陽子 (デンソー健康保険組合)

### 研究要旨

デンソー健保組合の被扶養者について、健診データとレセプトデータを突合分析した。1995年度のBMI、血圧、血糖、脂質の値が高い人ほど、2005年度の医療費が高額となり、リスク数が多い人ほど、高額となることが確認できた。さらに、総医療費は10年前の最高血圧や血糖の順に影響を強く受け、外来医療費は10年前の最高血圧、LDLコレステロール、血糖、中性脂肪の順に影響を強く受けるという結果がみられた。また、メタボリックシンドロームのリスク者について、2004年度の保健指導参加群と未参加群に分け、2005年度の健診データとレセプトデータを分析した。参加群では翌年度のBMI改善がみられ、未参加群では改善がみられなかった。また、未参加群では翌年度の医療費増加がみられたが、参加群では増加していなかった。次に、被保険者について2006～2008年の喫煙歴と、レセプトデータを分析した。糖尿病と肺がんの入院医療費について、喫煙者では医療費が高額であった。以上より、糖尿病などメタボリックシンドロームの重症化防止、医療費適正化には、保健指導参加による行動変容と喫煙対策が有効であると考えられた。今後は長期間のデータをより正確に収集して分析し、効果的な保健事業実施につなげていきたい。

### A. 研究目的

近年、当健保組合においても、糖尿病などによる医療費の増加が問題となっている。特定保健指導は医療保険者である健保組合に義務付けられ、将来的な医療費を抑制することは、医療保険者の責務として、その役割が大きくなっている。

特定保健指導にかかる費用は、被保険者である従業員が支払う保険料と事業主負担で賄われている。特定の人に対して行う保健指導には、費用対効果が高い対象者を抽

出して優先順位をつけて重点化させ、より効率的な方法を検討しながら実施することが求められる。

今回、健診データ(問診、検査結果)と、レセプトデータを突き合わせて分析することにより、医療費を適正化するために効果的な対象者を検討する。また、肥満などのリスクを持った人に対する保健指導の効果を評価する。

## B. 研究方法

### I 被扶養者（女性）の健診データ別、10年後の医療費（総・外来医療費）の比較

【対象】被扶養者（女性）で1994年4月～2006年3月まで継続して加入している人で、1995年度に健康診断を受けた人 2,157人（2005年度時点45～54歳）

【方法】1995年度の健診データから、検査項目ごとに4～5区分に分類し、10年後である2005年度のレセプトデータで総医療費（外来、入院、歯科、調剤の合計）および、外来医療費を比較した（分類区分：表1）。

また、肥満（BMI25以上）、高血圧（最高血圧140以上または最低血圧90以上）、高血糖（110以上）、高中性脂肪血症（150以上）に該当するリスク数を、0～4個の区分に分類し、同様に総医療費、外来医療費を比較した。

### II 被扶養者（女性）肥満かつリスク保持者の保健指導参加・未参加別、翌年度健診データと医療費（総・外来医療費）の比較

【対象】2004年4月～06年3月まで継続した加入者で、04年および05年に健康診断を受けた人、かつ04年に肥満（BMI25以上）+リスク（血圧130/85以上、血糖100以上、HbA1c5.2以上、中性脂肪150以上、HDL40未満）1つ以上該当者395人（26～66歳）。

【方法】04年4～7月の健康で上記基準に該当する395人に郵送にて保健指導「ヘルシー教室」への募集を行い、希望により参加した人39人、未参加者356人について、04年4～7月の健診データと05年4～7月の健診データ、04年度と05年度のレセプトデータで医療費（外来、入院、歯科、調剤の合計）および、外来医療費を比較した。

（図1）

### III 被保険者（男性）喫煙歴別、入院・外来医療費比較

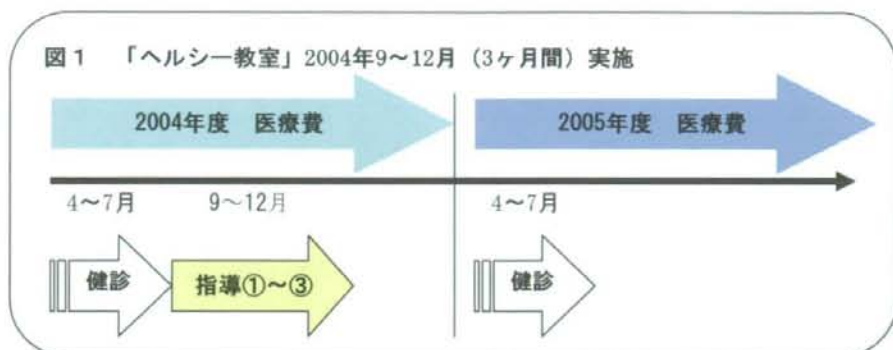
【対象】被保険者（男性）で06年1月～08年12月まで継続して加入している人で06年および08年の誕生日における定期健診にて喫煙歴の問診がある人、5,777人。（08年度時点50～59歳）

【方法】06年と08年の喫煙歴より、どちらか21本以上喫煙する人を「21本以上喫煙群」、それ以外でどちらか1～20本喫煙する群を「1～20本喫煙群」、両年とも0本である人を「非喫煙群」と3区分に分類し、08年のレセプトデータで合計入院医療費および外来医療費、また、糖尿病と肺がん（第一病名）での入院医療費および外来医療費を抽出して比較した（表2）。

（倫理面への配慮） 健診データ、レセプトデータはコード化して、個人情報保護法の倫理指針に従い、分析を行った。

表1 健診分類区分

検査データ 区分	肥満	高血圧		高血糖		脂質代謝異常		
	BMI	最高血圧	最低血圧	血糖	A1c	中性脂肪	LDLコレステロール	HDLコレステロール
1	18.5未満	100未満	100未満	80未満	4.9未満	40未満	80未満	80以上
2	18.5～20.9	100～129	100～129	80～99	4.9～5.4	40～149	80～99	60～79
3	21～22.9	130～139	130～139	100～109	5.5～6.0	150～299	100～119	40～59
4	23～24.9	140～159	140～159	110～125	6.1以上	300以上	120～139	40未満
5	25以上	160以上	160以上	126以上			140以上	



指導内容:1会場参加者20～25人、①集団指導120分(グループワーク、栄養指導、運動指導、目標設定)、講師2名(管理栄養士、運動指導士)、②個別支援1回(記録シート記入送付と管理栄養士の文書指導)、③3ヵ月後集団指導90分(効果評価、弁当試食、グループワーク)

表2. 喫煙状況の分類

		08年			
		0本	1～10本	11～20本	21本以上
06年	0本	非喫煙群	1～20本喫煙群		
	1～10本	21本以上喫煙群			
	11～20本				
	21本以上				

### C. 研究成果

#### I 被扶養者（女性）の健診データ別、10年後の医療費（総・外来医療費）の比較

##### ① 分類区別医療費（表3）（図2）

対象者2,157人（平均48.7歳±2.8）のうち、251人（11.7%）がBMI25以上の肥満であった。年間外来医療費の中央値をみると、BMI18.5未満では25,530円、18.5～20.9では29,620円、21～22.9では30,290円、23～24.9では41,570円、25以上では53,220円と、BMIが高くなるほど、外来医療費が高くなる傾向がみられた（ $p<0.001$ ）。

血圧については、130/85mmHg以上の人が

323（15.0%）、140/90mmHg以上が79人（3.4%）で、血圧が高くなるほど、総医療費（外来、入院、歯科、調剤）および外来医療費が高くなる傾向がみられた（ $p<0.001$ ）。血糖、HbA1c、中性脂肪、LDLコレステロールについても、それぞれ同様の結果がみられ、メタボリックシンドローム（肥満、高血圧、高血糖、高中性脂肪血症）リスク数についても該当数が多くなるほど、総医療費および外来医療費が高くなった（ $p<0.001$ ）。

HDLコレステロールについては、40mg/dl未満が36人（1.7%）のみであり、有意な差はみられなかった。

② 10年後の医療費に影響する健診データの分析 (表4)

ステップワイズ法による線型回帰の結果、2005年度の総医療費については、1995年度の最高血圧 ( $p<0.001$ )、血糖 ( $p<0.01$ ) が有効であった。また、2005年度の外来医療費については、1995年度の最高血圧、LDLコレステロール、血糖 ( $p<0.001$ )、中性脂肪 ( $p<0.05$ ) が有効であった。

II 被扶養者(女性)肥満かつリスク保持者の保健指導参加・未参加別、翌年度健診データと医療費(総・外来医療費)の比較 (表5・6)

参加群 (45.8歳 $\pm$ 9.2) 39人では、2004年度 BMI 27.7 $\rightarrow$ 2005年度27.3 (-0.4) ( $p<0.05$ ) であったのに対し、コントロール群=未参加群 (平均45.9歳 $\pm$ 7.6) 356人では、2004年度 BMI 27.3 $\rightarrow$ 2005年度27.4 (+0.1) であった。

血糖については、参加群100.1 $\rightarrow$ 96.6 (-3.4) mg/dl ( $p<0.05$ )、コントロール群でも97.0 $\rightarrow$ 95.2 (-1.8) mg/dl ( $p<0.01$ ) と改善傾向があったが、HbA1cをみるとコントロール群で5.3 $\rightarrow$ 5.4 (+0.1) % ( $p<0.01$ ) と増加していた。参加群では5.4 $\rightarrow$ 5.4%と変化がなかった。

年間総医療費の中央値をみると、参加群では2004年度106,280円 $\rightarrow$ 2005年度86,250円であったが、有意な差はみられなかった。未参加群では82,865円 $\rightarrow$ 99,780円 (+16,915円) ( $p<0.01$ ) と増加していた。外来医療費の中央値は、両群とも増えていたが、有意差はなかった。平均値をみると、参加群ではほとんど変化なし、あるいは5,000円増であるのに対し、未参加群では10,000円以上の増、外来医療費では86,887

円 $\rightarrow$ 101,627円 (+14,740円) ( $p<0.05$ ) 増加していた。

III 被保険者(男性)喫煙歴別、入院・外来医療費比較 (表7)

それぞれの群の人数で年間合計医療費を割った、一人当たり平均の入院医療費は、非喫煙群2,953人 (平均54.1歳 $\pm$ 2.5) では26,934円、1 $\sim$ 20本喫煙群1,901人 (平均54.0歳 $\pm$ 2.5) では41,308円、21本以上喫煙群50,237円となった。外来医療費では、非喫煙群78,097円、1 $\sim$ 20本喫煙群67,405円、21本以上喫煙群55,802円となった。入院医療費・外来医療費のどちらも、有意な差はみられなかった。

・喫煙歴別、糖尿病および肺がんの入院・外来医療費 (表8)

レセプト上、糖尿病(第一病名)で治療している人数は、非喫煙群282人 (9.5%)、1 $\sim$ 20本喫煙群191人 (10.0%)、21本以上喫煙群119人 (12.9%) であった。群の人数で、糖尿病の年間合計医療費を割った、一人当たり平均の入院医療費は、非喫煙群117円、1 $\sim$ 20本喫煙群659円、21本以上喫煙群3,800円 ( $p<0.05$ )。糖尿病の外来医療費では有意な差はみられなかった。

肺がん(第一病名)で入院治療している人数は、非喫煙群1人 (0.03%)、1 $\sim$ 20本喫煙群0人、21本以上喫煙群2人 (0.22%) であった。肺がんの一人当たり平均の入院医療費は、非喫煙群98円、21本以上喫煙群2,199円であった ( $p<0.05$ )。肺がんの外来医療費では有意な差はみられなかった。

D. 考察

被扶養者(女性)において、血圧、血糖、LDLコレステロール、中性脂肪の数値が高い

人ほど、10年後の医療費は高くなり、特に高血圧、高血糖、リスク重複者では、医療費の増加が顕著であった。このようなリスクが重なる人を、重点的に改善させることは、将来の医療費増加を抑制するために効果的であることが示唆された。

当健保組合で、04年度に行われた集団での保健指導「ヘルシー教室」参加群では、翌年度のBMI改善効果が認められた。この保健指導では、積極的支援に置きかえると120pで、グループワークなどで参加者が自ら目標を立てることを支援し、3ヶ月の期間中は記録（セルフモニタリング）と郵送での個別支援もあるため、特定保健指導と同様の形式である。翌年度の医療費については、参加群では有意な差はみられなかったが、未参加群では有意に増加していた。メタボリックシンドロームのリスクがある人は、重症化や合併症を起しやすいことから、健診後、早い段階で効果のある保健指導に参加していただき、少しでもリスクを減らすことが、医療費適正化につながると考える。今回、年間医療費は年度ごとでまとめているため、保健指導介入開始月に合わせて集計することができなかった。今後は介入前後の医療費を確実に把握して分析したい。

喫煙歴と医療費では、非喫煙者と喫煙者で比較すると、糖尿病や肺がんでの一人当たり平均の入院医療費について、喫煙者の方が高いという有意な差がみられた。全体

の入院・外来医療費では、有意な差がみられなかった。これは、健診時の問診において、「過去喫煙（現在禁煙）」という選択肢がないため、非喫煙者の中にも、過去の喫煙者が多く混ざっていることが考えられる。また、被保険者については高血圧や高脂血症、通風などを社内診療所で治療している人も多いため、レセプトデータ自体が不十分である可能性が高い。正確な分析を行うために、より長期間のデータ収集が必要である。

#### E. 結論

高血圧、高血糖、リスク重複者は10年後の医療費増加が顕著であった。当健保組合の被扶養者女性を対象とした、集団での保健指導では、翌年度のBMI改善効果があり、未参加者では、翌年度の医療費が増加していたことから、保健指導により医療費増加を抑制できる可能性があることが示唆された。被保険者男性の喫煙は、糖尿病や肺がんについて入院医療費の増加がみられた。以上のことから、糖尿病などメタボリックシンドロームの重症化防止、医療費適正化には、保健指導参加による行動変容と喫煙対策が有効であると考えられた。

#### F. 健康危険状況

特になし

#### G. 研究発表

なし

表3 I 被扶養者(女性)の健診データ別、10年後の医療費(総・外来医療費)の比較

95年度 BMI	区分	人数 (人)	05年時点の平均年齢 (才)	05年度総医療費 平均値(円)	05年度総医療費 中央値(円)	05年度外来医療費 平均値(円)	05年度外来医療費 中央値(円)
1	18.5未満	182	48.1	¥120,993	¥53,410	¥58,670	¥25,530
2	18.5~20.9	793	48.4	¥112,916	¥59,680	¥56,749	¥29,620
3	21~22.9	599	48.8	¥129,563	¥67,310	¥63,383	¥30,290
4	23~24.9	332	49.5	¥152,046	¥73,995	¥68,792	¥41,570
5	25以上	251	49.5	¥166,640	¥103,950	¥95,849	¥53,220

95年度 血圧	区分	人数 (人)	05年時点の平均年齢 (才)	05年度総医療費 平均値(円)	05年度総医療費 中央値(円)	05年度外来医療費 平均値(円)	05年度外来医療費 中央値(円)
1	100/80未満	237	48.4	¥89,833	¥57,380	¥49,075	¥25,400
2	100~/80~	1597	48.7	¥119,543	¥63,330	¥58,328	¥29,980
3	130~/85~	244	49.3	¥194,509	¥97,265	¥92,508	¥53,030
4	140~/90~	73	50.2	¥277,752	¥134,300	¥170,369	¥105,180
5	160/100以上	6	51.8	¥256,777	¥237,780	¥125,700	¥132,905

95年度 血糖	区分	人数 (人)	05年時点の平均年齢 (才)	05年度総医療費 平均値(円)	05年度総医療費 中央値(円)	05年度外来医療費 平均値(円)	05年度外来医療費 中央値(円)
1	80未満	498	48.6	¥110,626	¥62,110	¥58,165	¥31,665
2	80~99	1549	48.7	¥128,890	¥67,890	¥64,484	¥31,960
3	100~109	77	50.5	¥232,065	¥74,500	¥71,960	¥36,200
4	110~125	21	50.6	¥213,780	¥163,060	¥152,892	¥139,570
5	126以上	12	49.5	¥364,727	¥255,790	¥245,003	¥177,435

95年度 HbA1c	区分	人数 (人)	05年時点の平均年齢 (才)	05年度総医療費 平均値(円)	05年度総医療費 中央値(円)	05年度外来医療費 平均値(円)	05年度外来医療費 中央値(円)
1	4.9未満	245	48.6	¥109,957	¥58,840	¥53,867	¥28,960
2	4.9~5.4	1226	48.6	¥117,511	¥63,040	¥62,709	¥31,180
3	5.5~6.0	835	49.0	¥154,267	¥77,240	¥67,439	¥35,360
4	6.1以上	51	49.8	¥245,282	¥148,860	¥149,816	¥114,720

95年度 中性脂肪	区分	人数 (人)	05年時点の平均年齢 (才)	05年度総医療費 平均値(円)	05年度総医療費 中央値(円)	05年度外来医療費 平均値(円)	05年度外来医療費 中央値(円)
1	40未満	210	48.2	¥96,505	¥48,990	¥46,142	¥20,515
2	40~149	1860	48.8	¥131,254	¥67,960	¥65,253	¥33,445
3	150~299	75	49.3	¥203,986	¥98,760	¥113,747	¥46,900
4	300以上	12	49.3	¥148,302	¥88,985	¥79,274	¥34,265

95年度 HDL	区分	人数 (人)	05年時点の平均年齢 (才)	05年度総医療費 平均値(円)	05年度総医療費 中央値(円)	05年度外来医療費 平均値(円)	05年度外来医療費 中央値(円)
1	80以上	232	48.6	¥144,891	¥76,255	¥73,332	¥40,915
2	60~79	1150	48.8	¥119,032	¥63,840	¥60,144	¥30,510
3	40~59	739	48.8	¥142,424	¥69,220	¥70,138	¥33,880
4	40未満	36	48.9	¥159,068	¥106,465	¥70,366	¥44,105

95年度 LDL	区分	人数 (人)	05年時点の平均年齢 (才)	05年度総医療費 平均値(円)	05年度総医療費 中央値(円)	05年度外来医療費 平均値(円)	05年度外来医療費 中央値(円)
1	80未満	402	48.2	¥110,774	¥61,965	¥48,636	¥28,500
2	80~99	642	48.5	¥119,259	¥57,200	¥55,634	¥26,100
3	100~119	591	48.8	¥111,208	¥64,670	¥63,574	¥33,640
4	120~139	338	49.4	¥180,972	¥79,375	¥83,251	¥40,525
5	140以上	184	49.4	¥182,006	¥113,300	¥106,324	¥68,130

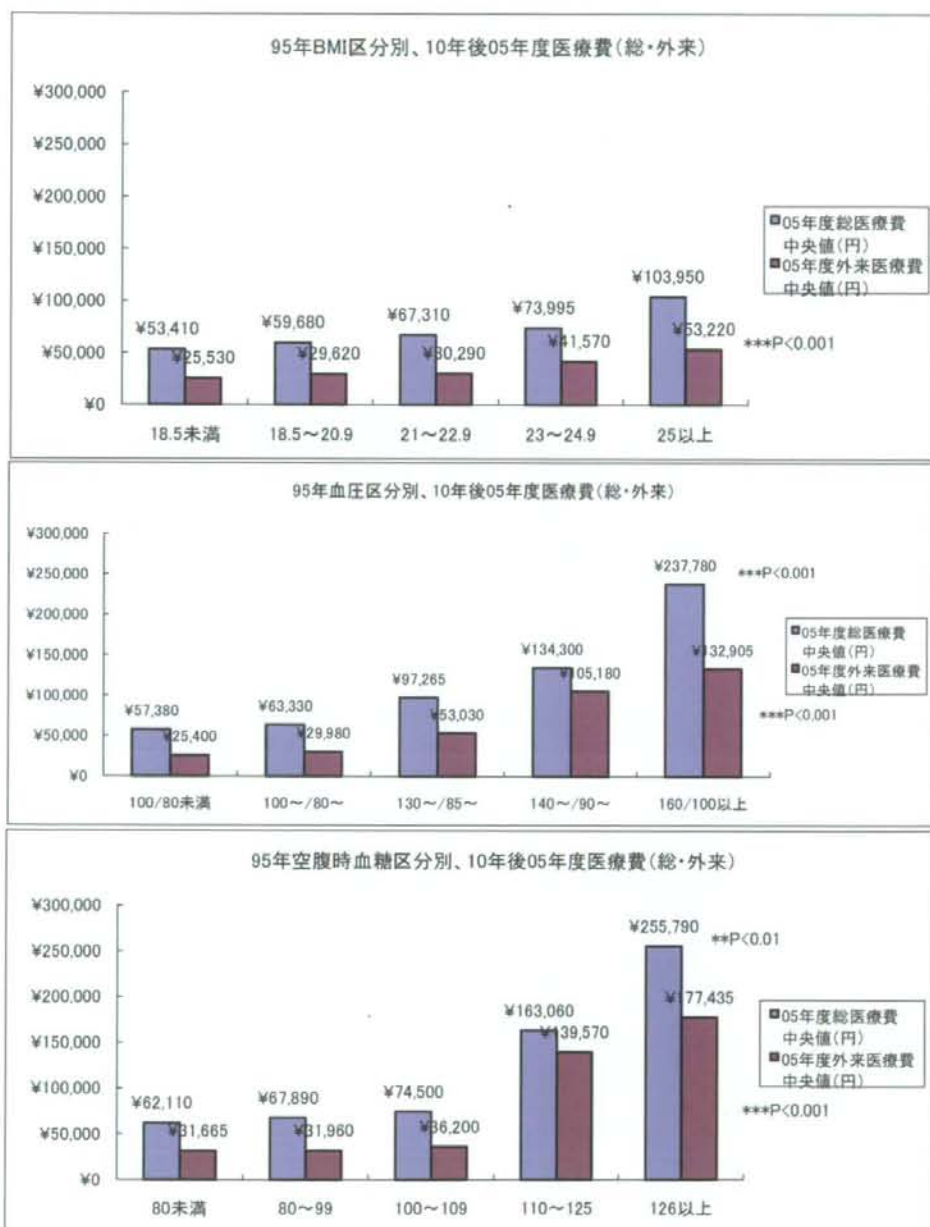
  

95年度 メタボ重症数	区分	人数 (人)	05年時点の平均年齢 (才)	05年度総医療費 平均値(円)	05年度総医療費 中央値(円)	05年度外来医療費 平均値(円)	05年度外来医療費 中央値(円)
1	0個	1631	48.6	¥114,621	¥60,980	¥55,834	¥29,270
2	1個	377	49.1	¥162,192	¥72,440	¥78,491	¥37,430
3	2個	113	50.0	¥199,262	¥133,630	¥118,889	¥74,320
4	3個	32	49.2	¥292,613	¥166,260	¥158,098	¥77,230
5	4個	4	52.5	¥375,985	¥415,140	¥348,318	¥382,365

## 一元配置分散分析

	BMI	血圧	血糖	HbA1c	中性脂肪	HDL	LDL	メタボ重症
総医療費	n.s.	***P<0.001	**P<0.01	*P<0.05	n.s.	n.s.	**P<0.01	***P<0.001
外来医療費	***P<0.001	***P<0.001	***P<0.001	***P<0.001	***P<0.001	n.s.	***P<0.001	***P<0.001

図2



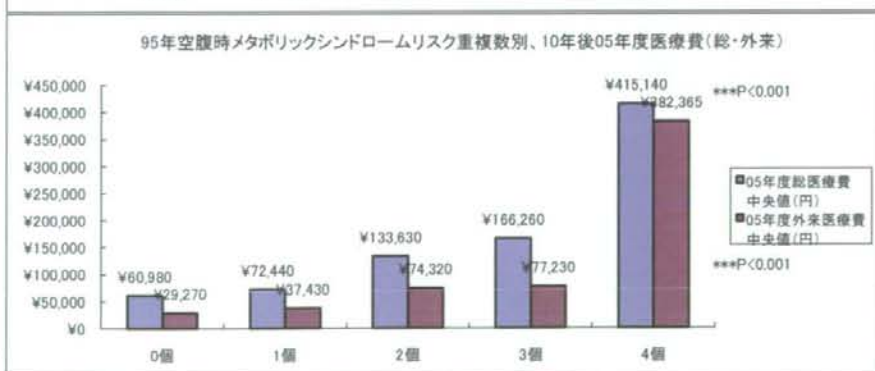
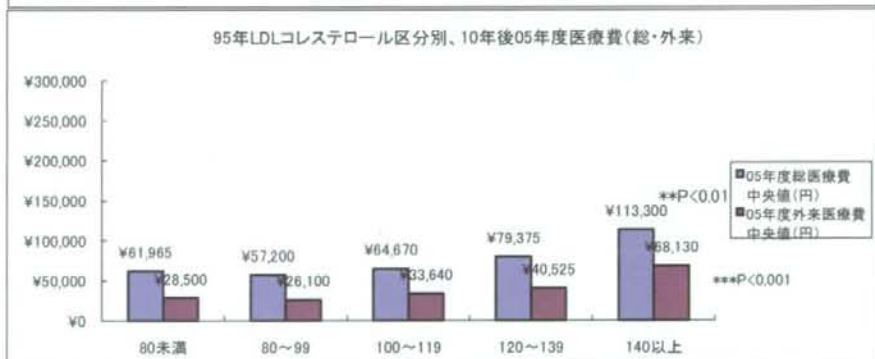
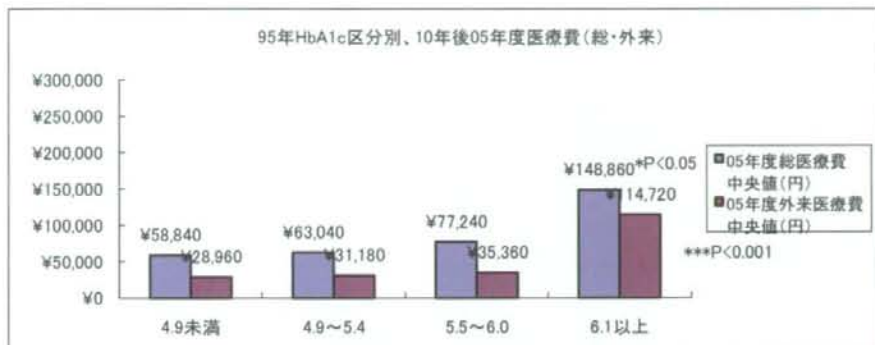




表4 I 被扶養者(女性)の健診データ別、10年後の医療費(総・外来医療費)の比較  
重回帰分析(ステップワイス法)

05年度総医療費(円)

モデル		係数 <sup>a</sup>		標準化係数	t 値	有意確率
		標準化されていない係数 B	標準偏差誤差			
1	(定数)	-148937.877	63531.125		-2.344	.019
	95歳高血圧	2454.638	554.308	.095	4.428	.000
2	(定数)	-302354.572	82459.842		-3.667	.000
	95歳高血圧	2115.932	565.449	.082	3.742	.000
	95血糖	2243.995	770.844	.064	2.911	.004

\*\*\*p<0.001

\*\*p<0.01

05年度外来医療費(円)

モデル		係数 <sup>a</sup>		標準化係数	t 値	有意確率
		標準化されていない係数 B	標準偏差誤差			
1	(定数)	-76429.418	20611.623		-3.708	.000
	95歳高血圧	1243.747	179.836	.147	6.916	.000
2	(定数)	-111056.235	21405.457		-5.188	.000
	95歳高血圧	1096.724	180.575	.130	6.074	.000
	LDL	498.071	89.966	.118	5.536	.000
3	(定数)	-170126.942	26866.940		-6.332	.000
	95歳高血圧	972.064	183.332	.115	5.302	.000
	LDL	457.468	90.413	.109	5.060	.000
	95血糖	905.304	250.050	.079	3.620	.000
4	(定数)	-166023.063	26891.899		-6.174	.000
	95歳高血圧	923.004	184.270	.109	5.009	.000
	LDL	444.954	90.464	.106	4.919	.000
	95血糖	840.144	251.249	.073	3.344	.001
	95中性脂肪	113.869	47.495	.052	2.397	.017

\*\*\*p<0.001

\*\*\*p<0.001

\*\*p<0.01

\*p<0.05

II 被扶養者（女性）肥満かつリスク保持者の保健指導参加・未参加別、翌年度健診データと医療費（総・外来医療費）の比較

表5 ヘルシー教室参加者 39人 (45.8歳±9.2) t検定

検査項目	平均値	標準偏差	差	N	*	p
2004BMI	27.7	1.8		39		
2005BMI	27.3	2.1	-0.4	39	**p<0.05	0.036
2004最高血圧	126.1	15.4		39		
2005最高血圧	126.6	18.7	2.6	39	n.s.	0.291
2004最低血圧	75.4	11.9		39		
2005最低血圧	76.5	10.6	1.1	39	n.s.	0.402
2004血糖	100.1	18.4		39		
2005血糖	99.6	18.2	-3.4	39	**p<0.05	0.015
2004HbA1c	5.4	0.6		39		
2005HbA1c	5.4	0.6	0.0	39	n.s.	0.709
2004中性脂肪	135.1	77.2		39		
2005中性脂肪	123.7	73.5	-11.4	39	n.s.	0.130
2004HDLコレステロール	67.3	11.5		39		
2005HDLコレステロール	67.8	11.9	0.6	39	n.s.	0.547
2004LDLコレステロール	136.2	24.1		39		
2005LDLコレステロール	122.1	27.6	-14.1	39	n.s.	0.262

コントロール群 未参加者 356人 (45.9歳±7.6)

検査項目	平均値	標準偏差	差	N	*	p
2004BMI	27.3	1.7		356		
2005BMI	27.4	2.1	0.1	356	n.s.	0.71
2004最高血圧	128.9	15.3		356		
2005最高血圧	128.8	15.7	-0.1	356	n.s.	0.88
2004最低血圧	77.5	11.2		356		
2005最低血圧	78.3	10.9	0.8	356	n.s.	0.08
2004血糖	97.0	17.8		356		
2005血糖	95.0	15.1	-1.9	356	**p<0.01	0.005
2004HbA1c	5.7	0.7		356		
2005HbA1c	5.4	0.7	0.1	356	**p<0.01	0.005
2004中性脂肪	119.3	59.7		356		
2005中性脂肪	119.5	72.9	-1.0	356	n.s.	0.72
2004HDLコレステロール	56.4	13.3		356		
2005HDLコレステロール	56.4	13.7	0.0	356	n.s.	0.97
2004LDLコレステロール	135.7	31.4		356		
2005LDLコレステロール	122.3	30.6	-13.4	356	**p<0.01	0.005

表6 ヘルシー教室参加者 39人 t検定

平均値	平均値	標準偏差	差	N	*	p
2004総医療費 (円)	125792.1	117817.2		39		
2005総医療費 (円)	125574.4	128421.3	-217.7	39	n.s.	0.984
2004外来医療費	80798.5	70008.6		39		
2005外来医療費	86136.4	90404.7	5337.9	39	n.s.	0.625

コントロール群 未参加者 356人

平均値	平均値	標準偏差	差	N	*	p
2004総医療費 (円)	148895.2	205223.0		356		
2005総医療費 (円)	165557.1	222844.4	16671.9	356	n.s.	0.184
2004外来医療費	86886.6	105744.1		356		
2005外来医療費	101627.2	159937.2	14740.4	356	**p<0.05	0.037

Wilcoxonの符号付き順位検定

中央値	中央値	差	N	*	p
2004総医療費 (円)	106280.0		39		
2005総医療費 (円)	86250.0	-20030.0	39	n.s.	0.521
2004外来医療費	60060.0		39		
2005外来医療費	69510.0	9450.0	39	n.s.	0.521

中央値	中央値	差	N	*	p
2004総医療費 (円)	82865.0		356		
2005総医療費 (円)	99780.0	16915.0	356	**p<0.01	0.002
2004外来医療費	50885.0		356		
2005外来医療費	53765.0	2880.0	356	n.s.	0.080

Ⅲ 被保険者(男性)喫煙歴別、入院・外来医療費比較

(分類)	08年			
	0本	1~10本	11~20本	21本以上
06年	0本	非喫煙群	1~20本喫煙群	
	1~10本			
	11~20本			
	21本以上	21本以上喫煙群		

一元配置分散分析

表7

06年又は08年	0本	1~20本	21本	*	p
人数(人)	2953	1901	923		
年齢(歳)	54.1	54.0	54.0		
標準偏差	±2.5	±2.5	±2.5		
入院医療費(円)	26934	41308	50237	0.081	n.s
外来医療費(円)	78097	67405	55802	0.059	n.s

表8

06年又は08年	0本	1~20本	21本	*	p
糖尿病入院人数(人)	1	6	4		
糖尿病入院率	0.03%	0.32%	0.43%		
糖尿病入院医療費(円)	117	659	3800	0.019	*P<0.05
糖尿病外来人数(人)	282	190	119		
糖尿病外来受診率	9.55%	9.99%	12.89%		
糖尿病外来医療費(円)	78097	67405	55802	0.253	n.s
06年又は08年	0本	1~20本	21本	*	p
肺がん入院人数(人)	1	-	2		
肺がん入院率	0.03%	-	0.22%		
肺がん入院医療費(円)	98	-	2199	0.013	*P<0.05
肺がん外来治療人数(人)	14	10	6		
肺がん外来受診率	0.47%	0.53%	0.65%		
肺がん外来医療費(円)	6413	5581	7763	0.064	n.s

分担研究報告書

地域・職域における生活習慣病予防活動・疾病管理による  
医療費適正化効果に関する研究（19160201）

分担研究者 小池 城司 福岡市健康づくり財団 健康推進課長

研究要旨 平成20年度からメタボリックシンドロームを対象とした特定健康診査（健診）・保健指導が開始された。しかしながら、メタボリックシンドロームを含めた生活習慣病を標的とし、行動変容ステージ別の効果的な保健指導プログラムは確立されていない。そこで昨年度の本分担研究では特定保健指導用の保健指導プログラムをProchaskaらが提唱し、禁煙やストレスマネジメントで効果が実証されている多理論統合モデル（Transtheoretical model: TTM）を基盤として開発し、今年度は昨年度に引き続きその有用性および改善点の検証とともに、今後取り組むべき課題も明らかにした。

B. 研究目的

生活習慣に対する行動変容を促すためには、個人の心理的準備状態を評価し、その人に最適な介入プログラムを用いることが必要である。当センターではこれまで行動変容に焦点をあて、認知行動療法を用いた様々な健康教室での支援型プログラムを実施し、それらの効果をあげてきた。しかし、こうした成果は健康行動をおこそうとする意識の高い人を対象としたものであった。

平成20年度から特定健康診査・保健指導が開始となり、強制的に保健指導が義務づけられた人、すなわち健康に関心のない人などが対象者として含まれることとなった。厚生労働省の発表した標準的な保健指導プログラムでは、行動変容ステージ別の保健指導を推奨しているが、日本においてメタボリックシンドロームにおける行動変容ステージ別の保健指導は確立されていない。そこで我々は、禁煙やストレスマネジメントで効果が実証されている多理論統合モデル（Transtheoretical model: TTM）を用いた、ステージ別保健指導プログラムの開発を行い、その有効性の検証を行なっているところである。

C. 研究方法

2. TTMテキストを作成

Prochaskaの減量用保健指導テキストをモデルとし、ステージ別保健指導プログラムの基礎とした。変容プロセスは10個あり、それぞれのステージに使用するプロセスを明確にしている。また、ステージの進行とともにpros（恩恵）がcons（負担）を上回る課程を明確にしている。これらをそれぞれのステージで効果的に組み込み、また、セルフエフィカシーを増加させるような介入を合わせて用いた。テキストのポイントは5つのステージに分かれたワークブック形式であること、「食事」「運動」「気持ち」の3分野について指導していくことである。「気持ち」へのアプローチとは、食事・運動の健康行動をスムーズに実行させるための心理的な介入であり、consを減らしてprosを増加させるもの、感情コントロールのための不適切な食事行動の気づき、理想とする自分へ向かう気持ち等の介入があたる。

3. TTM テキストの特定保健指導への応用

初回指導時にステージ判定を実施し、運動・食事・気持ちに関しての必要不可欠な基礎知識は、全ステージ共通で指導。その後、ステージに分けて適した