

表5 リビングウィル作成意志の決定要因1 (Ordered Probit Model)

	係数	標準誤差	限界効果 (Pr[y=1])	限界効果 (Pr[y=2])
終末期医療費予想額	0.000405 **	0.000165	-0.0000165	0.0001328
自己負担分予想額	-0.000965	0.000629	0.0000395	-0.0003170
性別	-0.280640 **	0.116884	0.0055366	-0.0891849
年齢	-0.003304	0.007206	0.0001352	-0.0010851
学歴	0.197973 ***	0.075104	-0.0078849	0.0648605
持病1(高血圧)	0.078452	0.076184	-0.0030672	0.0256923
持病2(心臓)	0.129896	0.096548	-0.0076580	0.0437213
持病3(糖尿)	0.098152	0.109309	-0.0055563	0.0329366
持病4(脳関連)	0.140249	0.139802	-0.0093478	0.0476892
持病5(消化器)	0.025982	0.107929	-0.0011710	0.0085821
持病6(呼吸器)	0.012293	0.137339	-0.0005309	0.0040500
持病7(腰痛・リウマチ)	0.138577 *	0.07933	-0.0070153	0.0461138
持病8(眼関係)	0.161627 **	0.077203	-0.0083583	0.0538576
持病9(じん臓)	0.428012 **	0.207344	-0.0525450	0.1551160
持病10(肛門)	0.258793	0.195034	-0.0237430	0.0907422
高齢者所得	0.000240	0.000186	-0.0000098	0.0000789
同居若年世帯所得	0.000192 **	9.68E-05	-0.0000079	0.0000631
喫煙者・前喫煙者	0.247690 **	0.104596	-0.0140019	0.0830246
飲酒習慣有り	-0.071568	0.092457	0.0026304	-0.0233595
運動習慣有り	0.105334	0.077012	-0.0050995	0.0349497
生保加入者	-0.108713	7.86E-02	0.0041153	-0.0355352
ガン保険加入者	0.212674	0.139965	-0.0168246	0.0734487
民間医療保険加入者	0.161605 *	0.09317	-0.0097494	0.0544848
民間介護保険加入者	0.310731 *	0.174266	-0.0310984	0.1099753
$\mu 1$	-0.496033	0.58773		
$\mu 2$	0.937466	0.58806		

・推定方法は、Ordered Probit

・***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。

・サンプル数は 989

・Log likelihood = -990.81775

・Pseudo R2 = 0.0271

・限界効果のPr[y=1]は、「(リビングウィルを)興味はあるが書くかどうかは判断に迷う」を選択する確率であり、Pr[y=2]は、「書く」とする確率である。

このうち、政策的に重要な意味を持つ変数は、「自己負担分の予想額」である。この変数が有意では無いということは、終末期医療の自己負担額を引き上げたとしても、終末期医療費が減少するとは限らないことを意味する。もっとも、「自己負担分の予想額」と「終末期医療費予想額」については相関係数が 0.5421 と正の相関があるため、両者が同時に説明変数に入っていると多重共線性が起きる可能性もある。したがって、「終末期医療費予想額」を説明変数から除外し、「自己負担分の予想額」と属性変数のみで推定した結果が、表6である。推定結果をみると、この場合においても「自己負担分の予想額」は有意とはなっておらず、「自己負担分の予想額」のリビングウィル作成意思に対する影響は殆ど無いことがわかった。

表6 リビングウィル作成意志の決定要因2(Ordered Probit Model)

	係数	標準誤差	限界効果(Pr[y=1])	限界効果(Pr[y=2])
自己負担分予想額	-0.000161	0.000534	0.0000065	-0.0000529
性別	-0.2730088 **	0.116728	0.0054318	-0.0868473
年齢	-0.004234	0.007184	0.0001712	-0.0013903
学歴	0.2059676 ***	0.07491	-0.0080981	0.0674697
持病1(高血圧)	0.0810659	0.076023	-0.0031300	0.0265468
持病2(心臓)	0.1333893	0.096242	-0.0078599	0.0449222
持病3(糖尿)	0.1039787	0.109177	-0.0059343	0.0349347
持病4(脳関連)	0.1445764	0.139693	-0.0096819	0.0492096
持病5(消化器)	0.0359419	0.107748	-0.0016604	0.0118984
持病6(呼吸器)	0.0118943	0.136984	-0.0005072	0.0039180
持病7(腰痛・リウマチ)	0.1368909 *	0.079214	-0.0068554	0.0455475
持病8(眼関係)	0.1626175 **	0.07696	-0.0083404	0.0541897
持病9(じん臓)	0.3888578 *	0.204011	-0.0448502	0.1399553
持病10(肛門)	0.253752	0.194791	-0.0229212	0.0888771
高齢者所得	0.0002461	0.000185	-0.0000100	0.0000808
同居若年世帯所得	0.0002151 **	9.59E-05	-0.0000087	0.0000706
喫煙者・前喫煙者	0.2558447 **	0.104453	-0.0144615	0.0858038
飲酒習慣有り	-0.0819613	0.092317	0.0029255	-0.0267273
運動習慣有り	0.09987	0.076803	-0.0047483	0.0331184
生保加入者	-0.1081431	0.07845	0.0040461	-0.0353494
ガン保険加入者	0.2178688	0.139711	-0.0173318	0.0753253
民間医療保険加入者	0.1655184 *	0.092951	-0.0099772	0.0558335
民間介護保険加入者	0.2733002	0.171973	-0.0253441	0.0959824
$\mu 1$	-0.4960332	0.58773		
$\mu 2$	0.937	0.58806		

・推定方法は、Ordered Probit

・***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。

・サンプル数は 991

・Log likelihood = -995.2525

・Pseudo R2 = 0.0240

・限界効果のPr[y=1]は、「(リビングウィルを)興味はあるが書くかどうかは判断に迷う」を選択する確率であり、Pr[y=2]は、「書く」とする確率である。

5. リビングウィル作成意志の決定要因 2 (仮想的状況下の作成意思)

5.1 Conjoint Analysis

次に、リビングウィルを取り巻く様々な諸環境や政策の影響を考えるために、Conjoint Analysis と呼ばれる手法を用いてリビングウィルの作成意志を分析する。Conjoint Analysis とは、アンケート調査を用いて、様々な想定的状況下における選択行動を分析する技法である。元々計量心理学やマーケティングの分野で開発され、経済学においては環境経済学や交通の経済学の分野で主に用いられてきたが、最近、医療経済学の分野でもいくつかの研究例がみられるようになってきた⁶。我が国では、

⁶例えば、Bryan et al(1998),Freeman(1998),Hakim and Pathak(1999),Ratcliffe and Buxton(1999),Ryan(1999),Ryan and Farrar(1994),Ryan and Hughes(1997),Singh et al(1998), Van der Pol and Cairns(1997)。

鈴木・大日(1999)、Suzuki and Ohkusa(1999)、福田・木下・武村・八巻(1999)、鈴木・大日(2000)がそれぞれ、介護需要、かぜに対する医療需要、医療機関選択、軽医療の需要の分析に用いている。

Conjoint Analysis では、同一人物に対して様々な仮想的状況下におけるシナリオを提示し、そのシナリオごとにどのような選択行動を取るのかを尋ねる。各シナリオごとに変化する変数は Attribute と呼ばれ、主に政策や環境の変化が想定される。被説明変数に選択行動(離散変数)、説明変数に Attribute と個人属性変数をとって回帰分析を行い、説明変数の限界効果を計測する。一般的に、「想定的」状況下における「仮想的」行動は、「実際」の行動と異なる可能性が高い。ある回答者は常にこの種の質問に対して肯定的な結果を出すバイアスがあるかもしれないし、逆に常に慎重なバイアスがある者もいるかもしれない。しかしながら、Conjoint Analysis では、同一人物に多数のシナリオを提示し、それぞれに対する選択行動を尋ねるため、一種のパネルデータが得られるため、これらの個人的な傾向を個人効果(Individual Effect)として除去することができる。したがって、WTP 等の他の仮想市場法(Contingent Valuation Method)に比べ、比較的信頼性の高い計測ができると思われる。

5.2 質問肢および推定モデル

まず、具体的なシナリオについては、以下の5つの Attribute の様々な組み合わせを用意した。

- ① 「宣言書実行の確約」:「宣言書」を書いた場合に、医療機関や家族が必ず本人の意思通りに実行するという確約が得られる場合(変数=1)と、現状のように確約が無い場合(変数=0)。
- ② 「緩和ケア・ホスピスの確保」:終末期医療を取り止めた場合に、緩和ケアやホスピスの専門医・専門病棟のもとで、看護を受けることが約束される場合(変数=1)と、約束されない場合(変数=0)。
- ③ 「終末期判定の厳密化」:3人以上の別の医師によって、患者の病状が不治で終末期であることを厳密に判定して誤診断を防ぐことが行われる場合(変数=1)と、行われない場合(変数=0)。
- ④ 「告知と病状の十分な説明」:医師が、病気名の告知と病状・経過について納得のいくまで十分な説明を行う場合(変数=1)と、そうではない場合(変数=0)
- ⑤ リビングウィルを作成した場合の想定的自己負担額(様々な想定金額⁷⁾)

⑤については、リビングウィルを書くことによって減少する自己負担額が重要であるため、3節で用いた「自己負担分の予想額」から⑤の「想定的自己負担額」を差し

⁷リビングウィルを書いた場合の死亡前6ヶ月の終末期医療費や自己負担額がいくらになるかについては、緩和ケアの存在の有無や入院施設の環境によっても異なるため、具体的な裏付けのある数字ではないが、5万円~30万円までの様々な金額を用意した。

引いた「自己負担の減少額」という変数を作って、Attribute とする。

回答者はそれぞれのシナリオが書かれたカードの状況に対して、リビングウィルを書くかどうかの選択をする。本来、全ての仮想的な状況を網羅するためには、各 Attribute の組み合わせ分のシナリオが無くてはならないため、膨大なシナリオ数となってしまうが、あまりに選択肢が多い場合には、回答者の負担が極めて高く、回答の信頼性が低くなる。そのため、この分野では、実験計画法で用いられる直交表を用いて質問数を減らすことが行われる。本分析でも、直交表を用いて質問数を 9 通りに絞った。

次に、選択行動を被説明変数として、Random Effect を考慮した Probit モデルを推定する。説明変数は、5 つの環境要因(Attribute)の他に、前節で用いた属性変数を考える。

具体的な推定式は次の通りである。

$$S_{i,k}^* = \beta_0 + \beta_P P_{i,k} + \beta_T T_{i,k} + \beta_R R_{i,k} + \beta_N N_{i,k} + \beta_F F_{i,k} + \beta_Z Z_i + v_{i,k}$$

$$S_{i,k} = \begin{cases} 1 & \text{if } S_{i,k}^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$v_{i,k} = \varepsilon_{i,k} + u_i$$

ここで、被説明変数の $S_{i,k}$ は、リビングウィルを書くか書かないかの選択に関する変数であり、「書く」と答えた場合に 1、「書かない」と答えた場合に 0 をとる変数である。各説明変数は、医療費自己負担の減少額 $P_{i,k}$ 、宣言書の実行 $T_{i,k}$ 、緩和ケア・ホスピスの確保 $R_{i,k}$ 、終末期認定の厳密化 $N_{i,k}$ 、告知と病状説明 $F_{i,k}$ であり、添え字 k は種々のシナリオに対応している。 Z_i は前節と同様である。また、個人 i については、種々のシナリオが変化しても一定の相関関係があると思われたため、個人効果 u_i^j を誤差項に加え、Random effect を考慮した Probit Model (Butler and Moffitt(1982)) にしている。 u_i^j は、次のような正規分布に従うと仮定する。

$$u_i \sim N(0, \sigma_u^2)$$

5.3 推定結果

表 7 は、Conjoint Analysis による推定結果である。自己負担の減少額、宣言書の実行、緩和ケア・スピスの確保、終末期認定の厳密化、告知と病状説明 の全てに亘って

有意となっており、それぞれ自己負担の減少額が大きいほど、宣言書の実行がある場合ほど、緩和ケアやホスピスの確保がなされる場合ほど、終末期認定の厳密化が行われる場合ほど、告知と病状説明があるほど、リビングウィルの作成確率が高まることがわかる。一方、属性変数では、性別、年齢、学歴、喫煙者・前喫煙者、ガン保険加入者、民間介護保険加入者が有意であり、それぞれ女性ほど、年齢が高まるほど、学歴が高いほど、喫煙者・前喫煙者であるほど、ガン保険や民間介護保険の加入者であるほどリビングウィルの作成確率が高まる。このうち、ガン保険の加入者は、終末期の自己負担の支払い能力が高いため、リビングウィルを書かなくとも金銭的には問題が少ないはずであるが、結果は予想と逆の正に有意となっている。これは、高齢者のガンに対する意識の高さやリスク回避度といった観察されない変数が影響している可能性が高い。

さて、Attributeの限界効果を計算すると、①自己負担の10万円の減少に対して0.4%ポイント、②宣言書の実行が確保される場合には6.0%ポイント、③緩和ケア・ホスピスが確保される環境では11.2%ポイント、④終末期認定の厳密化が行われる環境では3.2%ポイント、⑤告知と病状説明が十分行われる環境では9.1%ポイント、それぞれリビングウィルの作成確率が高まることがわかる。前節のOrdered Probitの推定で有意ではなかった自己負担額が今回は有意とはなっている点では異なるが、その限界効果が極めて低いことは注目に値する。府川(1998)による長期入院者の死亡前6ヶ月の終末期医療費は320万円程度であるから、仮に高齢者に対して終末期医療の自己負担額を1割(高額医療費上限は適用しない)にすると、6ヶ月で32万程度であり、現在の24万程度(医療費月額上限40,200円×6ヶ月)と比較して8万円程度の増加となるが、これではリビングウィルの再生意は0.3%程度しか増加しないことになる。終末期医療は思いのほか、経済的なインセンティブに対して非弾力的であると考えられる。

他方、その他のAttributeに対する弾力性はいずれも高い点も注目に値する。特に緩和ケア・ホスピスの確保と告知と十分な病状説明が行われる場合には、現在よりも20%もリビングウィルの作成確率が高まる。逆にみれば、こうした環境が整備されていないことが患者の自己選択の阻害要因として大きく影響している可能性がある。

5. 結語

本稿は、終末期医療のあり方を考える上で極めて重要な患者の自己選択について考察した。具体的には、筆者等が持病を持つ高齢者に対して独自に行ったアンケート調査を元に、リビングウィル(生前遺言状、終末期の宣言書)の作成意志に影響する要因を探った。その結果、医療費の自己負担額については、影響しないか、影響したとしてもその弾力性は極めて低いことがわかった。一方、Conjoint Analysisを用いた分析の結果、①リビングウィルの実行性が確保される場合には6.0%ポイント、②緩和ケア病棟やホスピスが確保される環境では11.2%ポイント、③終末期認定の厳密化が行

われる環境では 3.2%ポイント、④告知と病状説明が十分行われる環境では 9.1%ポイント、それぞれリビングウィルの作成確率が高まることがわかった。したがって、終末期医療の自己負担率を高めるといった経済インセンティブよりも、その他の法律・環境面の整備の方が、遙かに患者の自己選択を進める上で重要であることがわかった。

現在、わが国のホスピス・緩和ケア病棟は、全国で 108 施設、2,042 床(平成 14 年 9 月 1 日現在)と必要量に対して極めて少なく、ガンの告知率も 28.6%(1994 年人口動態社会経済面調査)と先進国の中で最低である。こうした終末期医療に関する環境の未整備こそが患者の自己決定権を妨げ、誰もが望まない延命治療を生みだし、わが国の終末期医療費を高めている可能性がある。したがって、リビングウィル等の患者の自己選択を促進するための環境整備が、今後の政策課題として求められる。最近、とりまとめられた厚生労働省・終末期医療に関する調査等検討会(2004)では、終末期医療の停止に関するガイドラインの作成を提案しており、方向性として評価できるが、それを担保する法律や環境も同時に整えてゆく必要がある。

<参考文献>

- 石井暎禧(1998a)「老人への医療は無意味か-痴呆老人の生存権を否定する「竹中・広井報告書」」『社会保険旬報』1973号,pp.6-14
- 石井暎禧(1998b)「みなし末期という現実-広井氏への回答」『社会保険旬報』1983号 pp.14-18、1984号 pp.36-39、1985号 pp.32-35
- 石井暎禧(2001)「終末期医療費は医療費危機をもたらすか「終末期におけるケアに係わる制度及び政策に関する研究報告書」の正しい読み方」『社会保険旬報』2086号,pp.6-14
- 医療経済研究機構(2000)「終末期におけるケアに係わる制度及び政策に関する研究報告書」
- 大日康史(2002)「高齢化の医療費への影響及び入院期間の分析」『季刊社会保障研究』38(1): 52-66
- 大野竜三(2001)『自分で選ぶ終末期医療—リビングウィルのすすめ—』朝日選書 681
- 小椋正立・鈴木玲子(1998)「日本の老人医療費の分配上の諸問題について」『日本経済研究』No.36,pp.154-183
- 片岡佳和(2001)「終末期におけるケアに係わる制度及び政策について」『社会保険旬報』2095号,pp.12-15
- 厚生労働省(2001)「医療制度改革試案」
- 厚生労働省・終末期医療に関する調査等検討会(2004)「終末期医療に関する調査等検討会報告書—今後の終末期医療の在り方について—」
- 白木克典・荒岡茂・石井暎禧(2002a)「死亡高齢者の医療費は本当に高いのか—入院医療費の年齢階層別分析・1」『病院』61(6):482-486
- 白木克典・荒岡茂・石井暎禧(2002a)「死亡高齢者の医療費は本当に高いのか—入院医療費の年齢階層別分析・2」『病院』61(7):578-582
- 鈴木亘・大日康史(1999)「Conjoint Analysis を用いた介護需要関数の推定」ISER Discussion Paper Series (大阪大学社会経済研究所) No.486
- 鈴木亘・大日康史(2000)「医療需要行動の Conjoint Analysis」『医療と社会』10(1):125-144
- 鈴木亘(2002)「終末期医療の自己決定に関する経済学的考察」『Gerontology New Horizon』14(3):p245-249
- 鈴木亘・鈴木玲子(2003)「寿命の長期化は老人医療費増加の要因か?」,『国際公共政策研究』(大阪大学)第8巻第2号,pp.1-14
- 高木安雄(2001)「高齢者のターミナルケアと政策選択: QOLの向上と自己決定の課題と展望」『医療と社会』10(4):25-40
- 立石彰男(2001)「集中治療の医療資源配分と医療倫理の調査に関する日米比較」第8回ファイザーヘルスリサーチフォーラム発表論文
- 長寿社会開発センター(1994)『老人医療と終末期医療に関する日米比較研究報告書』
- 長寿社会開発センター(1997)『「福祉のターミナルケア」に関する調査研究事業報告書』
- 鴫田忠彦(2001a)「日本の医療改革の方向: 患者・国民の視点から」『医療と社会』10(4):1-12
- 鴫田忠彦(2001b)「エコノミストの終末期医療考 (<特集>終末の医療を見直す)」『三田評論』1036号, pp.24-29
- 今野広紀(2003)「生涯医療費の推計—国保・健保レセプトデータによる分析—」Project on Intergenerational Equity Institute of Economic Research, Hitotsubashi University Discussion Paper No.174
- 額田勲(1995)『終末期医療は今—豊かな社会の生と死』ちくま新書

- 西村周三(1998)「21世紀医療保険改革の課題」『社会保険旬報』No.2001,pp.6-10
- 広井良典(1998)「ターミナルケア論議において真に求められる視点は何か—「死の医療化」への深い疑問について—」『社会保険旬報』No.1975,pp.13-17
- 府川哲夫(1998)「老人死亡者の医療費」郡司篤晃編著『老人医療費の研究』丸善プラネット株式会社
- 府川哲夫・郡司篤晃(1994)「老人死亡者の医療費」『医療経済研究』Vol.1,pp.107-118
- 府川哲夫・児玉邦子・泉陽子(1994)「老人医療における死亡月の診療行為の特徴」『日本公衆衛生雑誌』Vol.42(11),pp.942-949
- 福田敬・木下弘貴・武村真治・八巻心太郎(1999)「患者の医療機関選好に関するコンジョイント分析を用いた調査研究」1999年度病院管理学会報告論文
- 増原宏明・今野広紀・比佐章一・鴫田忠彦(2002)「医療保険と患者の受診行動—国民健康保険と組合健康保険のレセプトによる分析—」『季刊社会保障研究』38(1): 4-13
- 横内正利(1998)「高齢者の終末期とその周辺—みなし末期は国民に受け入れられるか—」『社会保険旬報』No.1976,pp.13-19
- Butler, J. and R. Moffitt (1982), "A Computationally Efficient Quadrature Procedure for the One Factor Multinomial Probit Model.", *Econometrica* 50, pp.347-364
- Peto, R., Lopez, A.D., Boreham, J. et al. Imperial Cancer Research Fund and World Health Organization. Mortality from Smoking in Developed Countries: 1950-2000. Oxford University Press, Oxford, 1994.
- Bryan, S., M. Buxton, R. Sheldon, A. Grant (1998), "The Use of Magnetic Resonance Imaging for The Investigation of Knee Injuries: A Discrete Choice Conjoint Analysis Exercise.", *Health Economics* 7, pp.595-604
- Freeman, J. (1998), "Assessing the Need for Student Health Services Using Maximum Difference Conjoint Analysis", *Journal of Research in Pharmaceutical Economics* 9(3), pp35-49
- Hakim, A. and D. Pathak (1999), "Modelling the EuroQol Data : A comparison of Discrete Choice Conjoint and Conditional Preference Modelling " *Health Economics* 8, pp103-116
- Ratcliffe, J. and M. Buxton (1999), "Patients' Preferences Regarding the Process and Outcomes of Life Saving Technology : An Application of Conjoint Analysis to Liver Transplantation" *International Journal Technological Assessment Health Care* 15(2), pp340-351
- Ryan, M. (1999), "Using Conjoint Analysis to Take Account of Patient Preferences and Go Beyond Health Outcomes. An Application to In-Vitro Fertilization.", *Social Science and Medicine* 48, pp.535-546
- Ryan, M. and S. Farrar (1994), "A Pilot Study Using Conjoint Analysis to Establish the Views of Users in the Provision of Orthodontic Services in Grampian.", *Health Economics Research Unit Discussion Paper No 07/94*, Aberdeen, University of Aberdeen
- Ryan, M. and J. Hughes (1997), "Using Conjoint Analysis to Assess Women's Preference for Miscarriage Management.", *Health Economics* 6, pp.261-274
- Singh, J., L. Cuttler, M. Shin, J. Silvers and D. Neuhauser (1998), "Medical Decision-making and the Patient: Understanding Preference

Patterns for Growth Hormone Therapy Using Conjoint Analysis",
Medical Care 36(8)supplement,pp31-45
Suzuki,W and Y.Ohkusa(1999) "Conjoint Analysis for the Demand of Health Care
Related to Common Cold",ISER Discussion Paper Series No.490
Lubits,J., J.Beebe and C.Baker(1995), "Longevity and Medicare Expenditure," The
New England Journal of Medicine Vol.332, pp.999-1003

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、医療消費に関するマイクロ計量分析」

（分担）研究報告書

仮設一時避難所検診データを利用したホームレスの健康状態の分析

鈴木亘 東京学芸大学教育学部

研究要旨

本研究は、大阪城仮設一時避難所が入所時に実施しているホームレスの健康診断の検査値データを利用して、ホームレスの健康状況の実態把握を行った。要精検以上と判定された人数の割合は、①最高血圧で26.2%（要医療判定：8.2%）、② γ -GTPで13.3%（同3.5%）、③血糖値で29.5%（同17.3%）、④トリグリセリドで28.9%（同4.6%）、⑤クレアチニンで49.1%となっており、検査値が一つでも要精検以上となっている者の割合は84.7%（要医療：34.5%）に及ぶが、検診時に何らかの治療を行っていた者の割合は、8%にすぎなかった。次に、ホームレスの検査値を3健保組合の検診データと比較したところ、要精検に入る確率のオッズ比が高かったのは、①最高血圧（6.4倍）、②GOT（12.6倍）、③血糖（3.9倍）、④総たんぱく（8.4倍）、⑤クレアチニン（9.8倍）、⑥赤血球数（7.7倍）、⑦ヘマトクリット（5.2倍）となった。最後に、ホームレス検査値と生活暦の関係を調べたところ、①血圧、②血糖、③尿酸、④総コレステロール、⑤トリグリセリドにおいて、ホームレス期間が長ければ長いほど検査値が悪化する傾向が統計的に検出された。

A.研究目的

ホームレス自立支援法が施行され、ホームレス対策が各自治体において進められつつあるが、健康・医療面での対策はまだ遅れている。これは、行政側がいわゆる行路で倒れる前のホームレス状況（健康状態、生活と健康状態の関係、医療アクセスの状況）をよく把握していないことに原因があると思われる。本研究は、国内最大のシェルターである大阪城仮設一時避難所の検診データおよび生活暦データ、聞き取り調査を用いて、ホームレスの健康状態およびホームレスが必要とする医療提供体制を把握し、今後のホームレス

支援対策の立案に資することを目的とする。

B.研究方法

本研究は、大阪城仮設一時避難所が入所時に実施しているホームレスの健康診断の検査値データを利用して、ホームレスの健康状況の実態把握を行った。仮設一時避難所は入所時のアセスメントで徹底的な生活暦の聞き取り調査を行っており、また、自立支援施設よりも参入障壁が少ないため、現実のホームレスの健康状態に近いサンプルが得られると考えられる。この検査値と生活暦を合わせた分析をlogit estimationを用いて行ったほか、

ホームレス以外の通常の人々との比較を行うために、代表的な3健保組合の検診データを用いて、検査値の比較を行った。比較は、Kernel Density を用いた分布の比較のほか、logit estimation を用いた Odds Ratio の計算も行った。

C. 研究結果

仮設一時避難所入所者は、入所時に疾病に罹患している場合にはそのまま入院退所することになっており、検診受診時には重篤な疾病に罹患しているはずはない。しかしながら、検診データからは、要精検以上と判定された人数の割合は、①最高血圧で26.2%（要医療判定：8.2%）、② γ -GTPで13.3%（同3.5%）、③血糖値で29.5%（同17.3%）、④トリグリセリドで28.9%（同4.6%）、⑤クレアチニンで49.1%となっており、検査値が一つでも要精検以上となっている者の割合は84.7%（要医療：34.5%）に及ぶが、検診時に何らかの治療を行っていたものの割合は、8%にすぎなかった。次に、ホームレスの検査値を代表的な3健保組合の検診データと比較したところ、要精検に入る確率のオッズ比が高かったのは、①最高血圧（6.4倍）、②GOT（12.6倍）、③血糖（3.9倍）、④総たんぱく（8.4倍）、⑤クレアチニン（9.8倍）、⑥赤血球数（7.7倍）、⑦ヘマトクリット（5.2倍）となった。このオッズ比は、高齢者ほど倍率が高くなる傾向がみられ、特に高齢のホームレスがリスクグループとして注意すべきことを示唆する結果となっている。

D. 考察

最後に、ホームレス検査値と生活暦の関係を調べたところ、①血圧、②血糖、③尿酸、

④総コレステロール、⑤トリグリセリドにおいて、ホームレス期間が長ければ長いほど検査値が悪化する傾向が統計的に検出された。検査値の悪化は、ホームレス期間がおおむね10年から15年をすぎると逆に下がる傾向となっており、ホームレス生活への適応や死亡者がサンプルから除かれる Attrition の影響が伺える。

E. 結論

ホームレスのほとんどは高齢者であり、検査値から伺えるように、血圧、肝臓、糖尿、貧血などの慢性疾患のリスク群がかなり多い。現在のホームレスに対する医療はもっぱら救急搬送などの救急医療が中心であるが、分析結果からは、その前の慢性疾患への対処及び早期介入が重要であるとの示唆を得た。

F. 研究発表

鈴木亘「急がれるホームレスの健康・医療対策」『ESP』（2005年1月号）, pp.41-44

G. 知的所有権の取得状況

特になし。

資料 鈴木 亘 (東京学芸大学)

「仮設一時避難所検診データを利用した

ホームレスの健康状態の分析」

仮設一時避難所検診データを利用したホームレスの健康状態の分析*

1.はじめに

現在、わが国におけるホームレスの人数は、公表値で 25,296 人¹に達し、大阪府 (7,757 人) や東京都 (6,361 人) といった大都市部を中心に、全ての都道府県にまたがる 581 市町村で存在が確認されており、もはや全国的な広がりを持つ社会問題となっている。ホームレス達が抱える問題は、彼らの住居の問題、食料の問題、就労の問題、セキュリティーネットの不備の問題、彼らと近隣住民との摩擦、治安の問題など、多様な観点から課題を挙げることができるが、とりわけ悲惨な状態あるのがホームレスの健康・医療問題である。

平成 15 年に厚生労働省が実施した「ホームレスの実態に関する全国調査」² (以下、「全国調査」と呼ぶ) によれば、「体の具合がわるい」と回答したホームレスの有訴率は、47.4% に上っているが、実際に通院をしている者はそのうち (有訴者) の 19.7% に留まっている。これは、ホームレス達が既に健康保険証を保持しておらず、全額自己負担をする余裕もないこと、あるいは通常の医療機関に通院することが心理的にも困難であること等が背景にあると考えられる。健康保険証を保有していないような貧困者用に開設されている公的医療施設としては、わずかに存在する「無料低額診療所」があるが、外傷や急性疾患の治療が主であり、高齢者が大半を占めるホームレス達³にとってより深刻な問題である慢性疾患の治療には事実上対応できていない⁴。したがって、多くのホームレス達は自覚症状がありながら治療を放置しているというのが現状であり、最終的に疾患が重篤化した段階で、「救急搬送」という形で入院を行うこととなる。救急搬送による入院は、急迫保護として生活保護の医療扶助単独給付 (以下、医療単給) が認められるため、ホームレス達のいわば「最後の切り札」になっているが、もはやこの段階では、治療の成果も上がりにくく、その後の QOL も低いと考えられる。また、財政的にみても、救急搬送の費用および救急搬送者の入院医療費は甚大である。例えば、医療扶助の生活保護費総額に対する割合は 53.2% で生活扶助費 (32.9%) よりも多い (H13、厚生労働省社会・援護局「生活保護費事業実績報告」)。そのうち、入院患者の医療単給の割合は、52.1% (生活保護の動向編集委員会編集「生活保護の動向」平成 15 年版) であり、膨大な医療費が救急搬送による入院医療費に費やされていると想像される。

こうした中、政府は平成 14 年 8 月に「ホームレスの自立の支援等に関する特別措置法」 (以下、自立支援法) を成立させ、平成 15 年 7 月に閣議決定された「ホームレスの自立の支援等に関する基本方針」 (以下、基本方針) により、今後のホームレス対策の方向性を示した。また、基本方針を元に、各自治体は「ホームレスに関する問題の実情に応じた施策を実施するための計画」 (以下、実施計画) を策定しており、就労や自立支援などの具体的対策に着手している。

しかしながら、健康・医療面の対策については、現在のところ何ら目新しい対策は打ち

出されておらず、状況の改善が期待できるとはいいがたい。例えば、「基本方針」では結核を除く保健及び医療の確保について、「ホームレスの健康対策の推進を図るため、保健所等において窓口や巡回による健康相談、保健指導等を行う」「保健所等は、健康相談等を積極的に実施し、医療の必要があると思われるホームレスが、適切な医療を受けられるよう福祉事務所等と密接な連携を図りながら医療機関への受診につなげる」「ホームレスに対する医療の確保を図るため、①医師又は歯科医師の診療に応ずる義務について改めて周知に努め、②無料低額診療事業を行う施設の積極的な活用、③病気等により急迫した状態にある者及び要保護者が医療機関に緊急搬送された場合については生活保護の適用を行う」という3つの方針が挙げられているが、これらはこれまですべて行われてきたことの追認に過ぎない。また、基本方針を受けた各自治体の実施計画についても、大阪市は①巡回相談による早期発見および②シェルター・自立支援施設の健康診断実施、大阪府は①街頭相談事業やシェルター、自立支援施設の入所時検診から医療機関へつなぐ、②無料低額事業の活用、③救急搬送の利用、東京都は①保健所等における健康診断や健康相談等の実施、②「ホームレス地域生活移行支援事業」の医師による問診及び健康相談、③救急搬送の積極活用・民間医療機関への協力者金交付と特に目新しい改善策はみられない。さらに、厚生労働省の平成16年度ホームレス対策予算における「保健衛生の向上」分の新規予算についても、①ホームレス衛生改善事業2500万円（入浴サービス、生活面や健康面等の相談）、②ホームレス保健サービス支援事業1000万円（保健所や市町村の保健師等による血圧測定、尿・血液検査、健康相談）と、就労や自立支援対策に比べて著しく見劣りがする。

こうしたホームレスの健康・医療対策の遅れが目立つ原因は、まず第一に、行路で倒れる前のホームレスの健康状態について、行政がほとんど実態を把握しておらず、具体的な対策を打ち出すに足る情報が存在していないということにあるだろう。しかし、これは行政にのみ責めを帰すことはできない。医療経済学、公衆衛生の学術分野における研究蓄積をみても、わが国の状況は、諸外国に比べて著しく遅れている。例えば、健康状況の把握について、もっとも基礎となる検診による検査値データの分析については、諸外国では、Bowering, Clancy and Poppendieck(1991)、Fisher and Collins (1993)、Westlake and George(1994)、Langnase and Muller(2001)、Biggerstaff, Morris and Nichols-Casebolt (2002)、Levy and O'Connell(2004)など数多くのものが存在しているが⁶、わが国では小橋・太田ほか(2001)が、札幌市で実施した小規模な健康相談の問診・検査結果をまとめている他は、渋谷駅周辺で生活しているホームレスのSF-36や血液検査をまとめた谷本・箕輪(1999)が存在するに過ぎず、いずれも先駆的な業績として高く評価すべきであるが、小規模かつ部分的なものであり、政策的な活用が期待できるものではない⁷。しかしながら、ごく最近になって、黒田・逢坂ほか(2004)が大阪市の「高齢者特別清掃事業」の登録者1246人に対して大規模かつ包括的な検診調査を実施しており、今後のホームレスの健康・医療対策の基礎資料として大いなる活用が期待される場所である。

さて、こうした中、本稿は、大阪市にある全国最大の仮設一時避難所（大阪城仮設一時避難所）の入所者に対して実施している健康診断および問診、生活暦の面接調査の情報を組み合わせ、ホームレスの健康状態について包括的な分析を行った。仮設一時避難所は、欧米で言ういわゆる shelter であり、公園内で野宿を余儀なくされているホームレスに対する支援として建設された。仮設一時避難所の利用に当たっては、入所時に詳細な「検診」（健康診断・問診）と生活暦等の聞きとり調査が行われる。入所者は直前まで野宿状態にある人々であるから、ホームレスの健康状態を詳細に把握するためには、最善の方法の一つであると思われる。本稿の調査のサンプル数は 195 と、以前の先行研究に比較してかなり多いが、黒田・逢坂ほか（2004）の調査にははるかに及ばない。しかしながら、特別清掃事業対象者があいろん地区の日雇い労働者や寄場出身の非定住ホームレス層が中心となっていることを考えると、大阪城入所者の中にはテント・小屋掛けを持っていた定住ホームレスが多く、また、寄場依存型ではないタイプのホームレスも数多く含まれることから、黒田・逢坂ほか（2004）の結果を補完するものとして有意義であると考えられる。検診データの分析結果は、このような対象グループの差にもかかわらず、両調査の結果はきわめて類似しているものとなっており、大変興味深い。また、生活暦と検診データの関係は、本稿のような詳細な面接調査が行われているデータにおいて初めて可能となっている。

以下、本稿の構成は次の通りである。2 節では本稿で用いるデータについて解説を行う。3 節は検査値について、仮設一時避難所入所者と一般の組合加入者のデータを、単純な記述統計、Kernel Density による分布、logit モデルによるオッズ比の推定を用いて、比較を行う。4 節は、仮設一時避難所入所者の生活暦と検査値データの関係を logit モデルを用いて探る。5 節は考察である。

2. データ

本稿の分析対象は、「大阪城仮設一時避難所」に入所した元ホームレス達の健康診断データ及び問診データ、生活暦面接データである。大阪市には長居公園、大阪城公園、西成公園の 3 ヶ所で仮設一時避難所が設立されたが、2003 年 3 月に長居公園が閉所しており、現在、2 箇所が運営されている。大阪城仮設一時避難所は、平成 14 年 11 月に開所され、入所定員 308 名と全国最大規模の仮設一時避難所である。入所者は平成 16 年 3 月現在で 123 名であり、累積で 230 人の入所があった。施設は、宿泊施設のほか、シャワー、食堂・炊事場などの施設が存在しており、1 日 1 食の米飯及び漬物程度が提供される。また、健康診断・医療相談を経て入院・通院が可能となるほか、職業相談、法律相談、希望者には所内・所外作業として時給 700 円の仕事が存在する。

入所者には入所時に検診として問診調査が行われ、即時に治療が必要なものは入院や他施設への入所などの対処が行われる。詳細な健康診断はそれ以外の入所者を対象に、平成 14 年 109 名（11 月 49 名、12 月 60 名）、平成 16 年（2 月 86 名）の合計 195 名に実施さ

れている。平成 14 年調査と 16 年調査の両方の健康診断を受けている入所者はそのうち 37 名である。また、彼らには喫煙や飲酒、食事回数、既往歴、現在の症状などについても問診が行われている。また、入所時に行われた面接調査の際に聞き取りされた生活暦の情報として、現住所、本籍、年齢、婚姻関係、子供の有無、資格の有無と種類、野宿期間の長さ、野宿理由、学歴、保護暦、収入、資産、借金、各種保険証・手帳の有無、就業経路、職種、住民票の有無、年金の有無などがある。

次に、この仮設一時避難所入所者のデータと比較するために用いる一般の人々のデータとして、3 つのある健保組合における平成 13 年の加入者検診データを用いる。これは法政大学エイジング総合研究所の小椋正立教授らによって収集されたデータであり⁹、筆者も研究グループの一人として使用を認められている。3 つの健保組合は、それぞれ 2 万 5 千人、2 万人、1 万人程度の被保険者規模を持つ保険であり、毎年定期検診を実施しており、その検査値データを用いることができる。

仮設一時避難所入所者の年齢分布は、図 1 にみるように過半が 50 歳以上のものであり、45 歳以上のもので 85%以上を占める。また、男性の割合は 98%となっている。このような年齢構成及び性別の偏りがあるために、入所者と組合加入者の比較に当たってはサンプル調整が必要となる。まず、入所者の女性サンプルが極めて少ないため、両サンプルから女性サンプルを削除することにした。また、組合加入者の被保険者において 66 歳以上のサンプルは特殊であるため、65 歳以下のサンプルのみに限定をした。さらに、入所者の各歳別人口についてその全体に対する割合を計算し、組合サンプルもその年齢構成に等しくなるように各歳別に乱数によるランダムサンプル抽出を行った。こうして作られたサンプルは、組合加入者が 11,440 サンプル、入所者が 189 サンプルとなっており、3 節、4 節の分析ではこのサンプルを用いる。一方、5 節の分析は、入所者のみの分析であるため、195 サンプル全体を用いている。

3. 仮設一時避難所入所者と組合加入者の検査値データの比較

(1) 検査項目

本稿で用いる検査値は、入所者と組合加入者で共通に比較可能な項目であり、表 1 に示すように、(1) 最高血圧(mmHg)、(2) 最低血圧(mmHg)、(3) GOT (IU/l)、(4) GPT (IU/l)、(5) γ -GTP(IU/l)、(6) 血糖 (mg/dl)、(7) 総たんぱく (g/dl)、(8) A/G 比、(9) 総コレステロール(mg/dl)、(10) トリグリセリド(mg/dl)、(11) HDL コレステロール(mg/dl)、(12) BMI、(13) 尿酸 (mg/dl)、(14) クレアチニン (mg/dl)、(15) 赤血球数 (万/mm³)、(16) ヘモグロビン (g/dl)、(17) ヘマトクリット (%) の 17 項目である。検査値の判定区分は、A.異常なし、B.要観察・要所見、C.要精検・指導、D.要医療とし、それぞれの判定基準は表 1 の通りとした。判定基準については、研究者により様々な設定が行われているが、本稿では黒田・逢坂ほか (2004) との比較を行うために、彼らが設定したものと同一

基準値を用いている¹⁰。

(2) 検査値の比較

表2は各検査値を入所者及び組合加入者別に、①要精検・指導以上、②要医療に判定された人数の割合を示し、その差を検定した結果である。また、図2から図18は、Kernel Densityによって各検査値の分布を推定し、比較をしたものである。なお、図中の垂直線は要精検・指導の判定基準値の所で描かれている。

まず、図2の最高血圧であるが、分布は点線の組合加入者に比較して、実線の入所者が右（高い方）に中心がずれており、高血圧の要精検・指導以上者の割合は、組合加入者で5.0%に過ぎないのに対して、入所者は26.2%に上っていることがわかる（数値は表2より、以下同様）。最高血圧180mmHg以上の要医療者も入所者で8.2%も存在している。黒田・逢坂ほか（2004）の特別清掃対象者の結果では、要精検・指導以上の割合が36.2%、要医療の割合が15.7%であるから、本稿の入所者の方がやや割合が低いといえるが、いずれにせよ非常に高い割合であり、軽症もしくは重症の高血圧患者が多く存在していると考えられる。また、この傾向は図3の最低血圧も同様である。ただし、組合加入者との比較に当たっては、組合加入者の高血圧患者の中には血圧降下剤などによる治療中のものが含まれているのに対して、ホームレスの場合には治療中のものはほぼ存在していないため¹¹、両者の比較は慎重であらなければならない。

次に、図4から6のGOT、GPT、 γ -GTPの各検査値であるが、各検査値とも分布の中心は左（低い方）にずれているにもかかわらず、要精検・指導以上の者の割合は入所者の方が多い。すなわち、要精検・指導以上者の割合はGOTが5.2%（組合加入者0.5%）、GPTが2.3%（同1.2%）、 γ -GTPが13.3%（同8.2%）となっている。 γ -GTPは要医療についても9.2%（同3.5%）も存在している。ホームレスにアルコール中毒者もしくは常用者が多いことを考え合わせると、アルコール性肝障害や肝炎、肝硬変などが疑われる。黒田・逢坂ほか（2004）では γ -GTPの要精検・指導以上の割合は11.9%（要医療8.2%）であるから、入所者の方が若干ながら判定者の割合が多い。

図7の血糖については分布の中心はほぼ同じ値にあるが、入所者の分布は右に偏っており、要精検・指導以上者の割合は29.5%（組合10.2%）と非常に高い。また、要医療者の割合も、入所者で17.3%（組合4.8%）と高い。これは、黒田・逢坂ほか（2004）の結果である要精検・指導19.6%、要医療15.7%と比較しても多い比率であり、糖尿病もしくはそのリスク群の割合が高いと考えられる。

図8の総たんぱくについては、全体として入所者の分布は右にずれており、要精検・指導の高値を超えるものも1.2%（組合加入者0.1%）程度存在している。図9のA/G比についてみても、要精検・指導の低値を超えるものの割合は入所者の方が多く、これらはやはり肝硬変や慢性肝炎などの可能性があると考えられる。もっとも、A/G比の高値を超え

るものの割合は入所者の方がむしろ少ない。

図 10 の総コレステロールについては入所者の栄養状態を反映してか分布はやや左にずれているが、要精検・指導以上者の割合は入所者、組合とも 16.2%とほぼ変わらない。図 12 の HDL コレステロールについても、分布は右にずれており、高値を超えるものの割合がやや高いことから、やはり栄養状態への懸念が指摘できる。もっとも、図 11 のトリグリセリド（中性脂肪）についてみると、入所者の分布の中心は右にずれており、要精検・指導以上者の割合は 28.9%（組合加入者 15.0%）、要医療で 4.6%（同 1.2%）と多いことから、高脂血症、動脈硬化、糖尿病などが疑われる者の割合も高いと考えられる。黒田・逢坂ほか（2004）では、トリグリセリドの要精検・指導以上者の割合は 18.5%であるから、これも入所者の方が割合が高い結果となっている。

図 13 の BMI については、入所者の分布は左にずれており、黒田・逢坂ほか（2004）の指摘同様、栄養状態が悪いことなどの理由からやせている者の割合が多いことがわかる。

図 14 の尿酸についても、栄養状態の関係からか、分布は左にずれている。もっとも、要精検・指導の高値を超えるものの割合は入所者の方が 9.2%と高い（組合 5.4%）ことから、高尿酸血症の疑いがある者も少なくないことが指摘できる。

図 15 のクレアチニンについては、通常は腎臓疾患の検査値として高値に注目する指標であるが、入所者の分布は大きく左（低い方）にずれている。これは、劣悪な栄養状態や過酷な生活が筋肉を衰弱させているのではないかと想像され、むしろ生活面での危険性を指摘するものと考えられる。

図 16 から 18 の赤血球数、ヘモグロビン、ヘマトクリットは、全て分布は左にずれており、やはり栄養状態の関係からか、貧血の傾向があることが指摘できる。もっとも、要精検・指導以上と判定される者の割合はそれほど多くは無く、赤血球で 1.2%、ヘモグロビンで 0.6%、ヘマトクリットで 5.8%であり、これは黒田・逢坂ほか（2004）の結果（それぞれ 2.0%、1.0%、5.0%）とほぼ同様である。総じてみて、検査値の傾向は国民栄養調査との比較で、黒田・逢坂ほか（2004）が指摘した傾向とほぼ一致しており、対象群の違いにもかかわらず、ホームレスの健康状態の傾向はかなり頑健性があると考えられる。

(3)logit モデルによるオッズ比の推定

次に、logit モデルを用いて、要精検・指導や要医療の判定者となるリスクについて、年齢要因をコントロールした上で、入所者と組合加入者の比較を行う。具体的には、次式を推定する。

$$R_i^* = \alpha_0 + \sum_j \alpha_{A_j} A_{j,i} + \alpha_S S_i + v_i$$

$$R_i = \begin{cases} 1 & \text{if } R_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (1)$$

ここで R_i^* は Latent Variable であり、観察可能な R_i は要精検・指導以上もしくは要医療の判定者になった場合に 1、それ以外に 0 をとる変数である。説明変数 A_j は年齢階級ダミーであり、44 歳以下をベンチマークとして、45 歳から 3 歳刻みで全年齢について作られている。 S_i は入所者のダミー変数である。これに logit 分布を仮定して logit モデルにより推定し、各係数について exponential をとるとオッズ比となる。オッズとは、要精検・指導以上もしくは要医療になる確率と、そうならない確率の比であるから、例えば、 $\exp(\alpha_5)$ は、要精検・指導以上もしくは要医療になる入所者のオッズが、組合加入者と比較して何倍であるか（オッズ比）を示すこととなる。不均一分散に対処するために、White (1980) による Heteroskedasticity-Consistent Estimator により評価を行っている。

推定結果は、まず、要精検・指導以上についてオッズ比を示したものが表 3 の通りである。入所者ダミーの係数が有意なものをオッズ比の大きい順番にとると、GOT12.6 倍、クレアチニン 9.8 倍、総たんぱく 8.4 倍、赤血球数 7.7 倍、最高血圧 6.4 倍、ヘマトクリット 5.2 倍、血糖 3.9 倍、BMI3.8 倍、最低血圧 3.4 倍、トリグリセリド 2.4 倍、HDL コレステロール 2.4 倍、尿酸 1.9 倍、 γ -GTP1.8 倍となっている。

要医療については、要医療の基準が設定され、かつ対象サンプルが存在している検査値について推定を行った（表 4）¹²。同じく、入所者ダミーの係数が有意なものをオッズ比の大きい順番にとると、最高血圧 14.5 倍、GPT13.5 倍、最低血圧 6.0 倍、血糖 4.4 倍、トリグリセリド 4.1 倍、 γ -GTP2.9 倍、総コレステロール 2.1 倍となっている。

次に、(1) 式を変形して、入所者ダミーの代わりに、年齢階級と入所者ダミーの交差項を入れる形での推定も行った。すなわち、次式の通りである。

$$R_i^* = \beta_0 + \sum_j \beta_{A_j} A_{j,i} + \sum_j \beta_{AS_j} A_{j,i} \times S_i + u_i$$

$$R_i = \begin{cases} 1 & \text{if } R_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

この場合、交差項ダミーの係数から計算したオッズ比は、その年齢階層の入所者のオッズが、その年齢階層の組合加入者に対して何倍かという値を示すことになる。推定結果は表 5 が要精検・指導以上について、表 6 が要医療についてであるが¹³、最高血圧や最低血圧、トリグリセド、尿酸、要医療の GOT、 γ -GTP などは年齢が高まるにつれてオッズ比

が高まってゆく傾向にあり、高齢者が特にリスク群であることがわかる。一般に検査値は高齢者ほど悪化して行くが、この場合のオッズ比は各年齢階級間での比較であり、高齢化要因とは無関係であることに注意が必要である。一方、血糖、クレアチニン、ヘマトクリットのように比較的若い時期や壮年期にリスクが高まる検査値も存在している。

4. 仮設一時避難所入所者の生活暦と検査値の関係

この節では、仮設一時避難所の入所者のみのデータを取り上げ、生活暦や生活習慣などと検査値の関係を見てゆくことにする。特に着目するのは、野宿生活の長さ（野宿暦）と、各検査値のリスクの関係である。もし、野宿期間が長くなればなるほど、各検査値において、要精検・指導や要医療となる確率が増加するのであれば、健康面からも野宿生活を放置することの危険性が確かめられることになり、ホームレスの居住対策のより一層の必要性が確認される。また、冒頭述べたようにホームレスの慢性疾患への公的な対応は現状ほぼ皆無であるが、野宿期間と検査値の関係から、慢性疾患への早期医療介入の必要性・正当性も判断することができると思われる。

まず、表7は分析に用いる各変数の記述統計を示したものである。野宿暦は、入所時の面接調査時のものであり、分断された期間も足し上げて計算されている。不規則な食生活は、問診データからとったものであり、食事を毎日していない、もしくは1日3食は食べていない場合に1、それ以外に0となるダミー変数である。飲酒習慣あり、喫煙習慣ありについても問診表から、それぞれ習慣的に行っている場合に1、習慣が無い場合に0となるダミー変数とした¹⁴。保護暦は、生活保護や入院等による単給の保護を受けたことがあるかどうかというダミー変数、そのほか健康保険証の有無、年金加入暦の有無といった変数をとっている。シェルター2年目は14年と16年の検診を両方受けたものについて1をとるダミー変数としている。まず、表7の上から4項目は、一人当たりの要精検・指導以上、要医療の項目数や、ひとつでも判定がある場合の割合を示している。要精検・指導以上の項目数は、一人当たり平均で2.18項目、ひとつでも要精検・指導以上の判定がある者の割合は84.7%であり、黒田・逢坂ほか（2004）の特別清掃者の74.8%をも上回る。また、ひとつでも要医療の検査項目がある者の割合も、34.5%に及んでいる。

さて、推定に当たっては、前節（1）式と同様に要精検・指導以上や要医療に判定される場合を1、それ以外を0とする変数を被説明変数としたlogitモデルの推定を行う。説明変数は、年齢、野宿暦、野宿暦の2乗、不規則な食生活、飲酒習慣、喫煙習慣、保護暦の有無、健康保険証所有、年金加入暦あり、シェルター2年目ダミーの各変数とし、恣意性を排除するために、すべての検査値について同じスベックで推定を行った。また、推定サンプルは、すべての入所者である。

推定結果は、要精検・指導以上が表8、要医療が表9の通りである¹⁵。推定値のほか、[]内はオッズ比を示している。野宿暦との関係では、要精検・指導以上で最高血圧、最低血