

ホームレスの労働と健康，自立支援の課題

鈴木 亘

(東京学芸大学准教授)

本稿は、ホームレスの自立支援事業の現状と課題を整理した上で、従来の自立支援事業でカバーされない人々に対する支援策の重要性を指摘し、具体的な施策を立案する上で基礎的な情報となるホームレスの就労行動を分析した。具体的には、「墨田区ホームレス実態調査」の個票データを用いて、特に健康と就労の関係に重点をおいた分析を行った。その結果得られた知見は以下の通りである。①就労について賃金率と労働日数の関係をみると、賃金率が高いほど労働日数が少なく、賃金率が低いほど労働日数が多いという関係がうかがえる。②健康と就労、賃金率の関係としては、負の悪循環の関係が存在する。すなわち、健康が悪化すると就労率や賃金率が低くなり、就労率や賃金率が低くなるとさらに健康が悪化するという関係が確認できる。

目次

- I はじめに
- II データ
- III 就労および健康の状況
- IV 就労、健康と就労に関する推計
- V 結語

I はじめに

一般的に、ホームレスは「怠け者」であり、「労働者」とは程遠いイメージがあるが¹⁾、実はホームレスの多くは「就労」をしており、現金収入を得ている。日本のホームレスはこうした現金収入等を元に自活をしており、乞食 (beggar) がほとんど存在しないという点は、国際的に見ても特徴的といえる。

2003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」や各種の調査(東京都福祉局(2001)、都市生活研究会(1999)、大阪市立大学都市環境問題研究会(1999、2001)、東京社会福祉士会ホームレス関連問題研究委員会(2003)等)

によれば、東西を問わず、廃品回収や都市的雑業などのインフォーマルな労働を含めたホームレスの就労率は、実に6割強～8割に及んでいる。また、中高年が多いのにもかかわらず、求職率や就職意欲が非常に高い²⁾。したがって、就労機会や就労に向けた支援が十分に与えられるのであれば、ホームレスたちのかなりの部分は自立できる可能性が高いと考えられる。また、こうした調査結果が背景となり、「ホームレスの自立の支援等に関する特別措置法」(ホームレス自立支援法)、「ホームレスの自立支援等に関する基本計画」、「ホームレス自立支援実施計画」と、この5年間³⁾の政府・自治体のホームレス支援施策の中心は、常に就労支援策にあり、関係予算の大半が自立支援センターを中核とする自立支援事業に費やされてきた。

自立支援センターとは、2000年10月の自立支援センターおおよど(大阪市)、同年11月の台東寮、新宿寮(東京都)開設を嚆矢とし、名古屋、横浜等が次々に実施して、現在、全国で16カ所の施設が設置されている。個別の運営方法は各自治体によって多少の違いはあるが、アセスメント

施設を経て入所し、一定期間の宿泊期間中に、生活相談、住宅相談等を行うほか、公共職業安定所と密接な連携を持って就業相談・紹介を行うことで、就労による自立を目指す。しかしながら、開始から数年経った自立支援センター、自立支援事業の現状をみると、徐々に成果を上げることが難しくなりつつあると言える。その理由は、①支援を得てすぐに就労自立するようないわゆる「優等生層」が尽きつつあること、②ホームレスの高齢化が進み、健康問題の深刻化や就労意欲の減退が進んでいること、③そもそも自立支援事業を拒むホームレスや自立支援事業に適さないホームレスの割合が増加していること等が挙げられる。特に、③の点については、鈴木・阪東（2006）が詳しく分析しているように、現在のホームレスたちは、現在の就労からの収入と、自立支援センター入所後の就労からの期待収入を比較し、ある程度合理的に、自立支援センターに入所しないという選択をしていると考えられる。すなわち、中高年齢層のホームレスの中には、健康上の問題や中高年の厳しい労働市場の現状をみて、自立支援センターに入所しても最終的に野宿生活からの脱却が難しいと判断している者も多いと思われる。また、自立支援センターに入所することにより、家族やペットと別れたり、地権（テントを張る場所の立地環境）や財産が失われたり、規則の多い集団生活を強いられることも障害となっている。したがって、2008年度に迫る自立支援法改正に当たっては、従来の自立支援センターを中心とした自立支援事業の改善とともに、「従来の事業ではカバーできない多くのホームレスたちにどのように効果的な支援を行うか」という点が、重要な政策的議題となるだろう。そして、そのような施策を考えるためには、ホームレスたちが現状の生活においてどのような就労をしており、どのような問題を抱えているかという点についてもっとよく把握することが不可欠である。

そこで本稿は、最近、東京都墨田区で実施された「ホームレス実態調査」の個票データを用いて、ホームレスたちの就労状況と行動原理について経済学的分析を行うことにする。特に本稿が支援策という観点から注目するのは、「健康と就労の関

係」である。一般に、ホームレスは「その日暮らしの日銭稼ぎ」という生活状況であるから、健康状態の悪化は直接に収入減少につながるものと思われる。その場合、ホームレスは健康保険証を保有せず、一度悪化した健康状態を回復させることは困難であるため（鈴木（2005, 2006 a））、収入減少がまた健康状態の悪化にフィードバックするという悪循環が発生している可能性がある。本稿ではこうした現象を統計的に捉えるために、健康と就労状況の内生性を考慮した推定を行うことにする。

II データ

1 調査の設計¹⁾

この調査は墨田区福祉保健部保護課により、NPO 自立支援センターふるさとの会が委託され、2004年10月から12月にかけて墨田区全域で実施したものである。調査は、まず第一次調査として、墨田区内のホームレス人数および居住地を把握するための調査を行い、その後、第一次調査で把握された全員（835人）に対して、それぞれの寝泊りする場所を訪問し、面接聴き取り調査を実施した。具体的には、統一の調査票をあらかじめ作成をし、主要な質問をパネルにしてホームレスたちに見せながら各調査員が聴取調査を行い、その結果を各調査員が統一フォーマットの調査票に書き込むという手順で行った。調査票の回収数は420サンプルであり、有効回答率は50.3%である。有効回答率がやや低い原因は、回答拒否者が居たことはもちろんであるが、第一次調査後に、東京都のホームレス地域生活移行支援事業が隅田公園を対象として開始されたり、日雇労働市場の求人改善があったりしたために、対象者が減少したことが影響している。調査員は、NPO 自立支援センターふるさとの会の職員および研究者、調査のために雇用した調査員等から構成される。特筆すべきは、この雇用された調査員であり、緊急地域雇用創出特別対策推進事業費を用いて、この地域に住んでいたホームレスの人々を調査員として動員した。一般にホームレスは、調査員に対して真

実を表明するとは限らないが、元当事者であった人々は情報の真偽を判断できる可能性が高いと思われる。また、NPO 自立支援センターふるさとの会は、ボランティアサークルふるさとの会を通じてほぼ毎週この地区のホームレスに対してアウトリーチ活動を行ってきており、また、越冬の炊き出しボランティアを行っていることから、この地区のホームレスたちとは信頼関係が築かれており、したがって、その意味からも回答の信憑性が

高いと思われる。

2 変数の定義と記述統計

質問内容は生活状況や意識のほぼ全般におよんでいるが、本稿の分析に用いる変数は、その中の就労に関する事柄と、健康に関する事柄である。主な変数とその定義は、以下の通りであり、記述統計は表1の通りである。

表 1 記述統計

	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
就労 (仕事をしているか否か)	419	0.863962	0.343239	0	1
1カ月の労働日数 (カテゴリー中位値+最高値実数)	318	10.39308	9.482071	1.5	30
ln (労働日数)	318	1.885538	0.994972	0.405465	3.401197
1カ月の収入 (万円, カテゴリー中位値+最高値実数)	357	4.521569	5.151171	0.1	40
賃金率 (収入/労働日数)	315	0.760013	0.572264	0.008333	3.333333
ln(賃金率)	315	-0.7052	1.109058	-4.78749	1.203973
ln(賃金率) 2乗	315	1.723417	3.169777	0	22.92008
不健康	415	0.163855	0.370591	0	1
年齢	415	57.38795	8.003704	23	85
年齢 2乗	415	3357.282	901.5159	529	7225
年齢階級 (45歳未満)	420	0.059524	0.236885	0	1
年齢階級 (45歳～50歳)	420	0.064286	0.245554	0	1
年齢階級 (50歳～55歳)	420	0.197619	0.398678	0	1
年齢階級 (55歳～60歳)	420	0.252381	0.434897	0	1
年齢階級 (60歳～65歳)	420	0.240476	0.427882	0	1
年齢階級 (65歳以上)	420	0.126191	0.33246	0	1
性別 (男 = 1)	419	0.966587	0.179927	0	1
野宿歴 (カテゴリー中位値)	415	6.122892	4.740037	1	20
飲酒習慣あり	420	0.440476	0.497036	0	1
ギャンブルが趣味	420	0.240476	0.427882	0	1
1日1食以下	420	0.142857	0.350344	0	1
テントに定住	420	0.871429	0.335124	0	1
同居者あり	420	0.104762	0.306612	0	1
生活への不安感あり	420	0.65	0.477538	0	1
建設関係の資格	420	0.195238	0.396857	0	1
運転免許	420	0.126191	0.33246	0	1
直前職が正規雇用	420	0.45	0.498087	0	1
直前職が日雇	420	0.354762	0.479012	0	1
直前職が建設関係	420	0.578571	0.494377	0	1
直前職を自己都合退職・自営倒産	420	0.219048	0.414094	0	1
求職活動中	420	0.166667	0.373123	0	1
仕事以外の所得あり	420	0.092857	0.290578	0	1
廃品回収 (複数回答)	420	0.297619	0.457756	0	1
建設日雇 (複数回答)	420	0.364286	0.481803	0	1
公的就労 (複数回答)	420	0.233333	0.423457	0	1
その他雑業・その他 (複数回答)	420	0.088095	0.283771	0	1
廃品回収 (単一職)	420	0.202381	0.402254	0	1
建設日雇 (単一職)	420	0.242857	0.429321	0	1
公的就労 (単一職)	420	0.133333	0.34034	0	1
その他雑業・その他 (単一職)	420	0.061905	0.24127	0	1

注:「墨田区ホームレス実態調査」より筆者計算。

- 就労：現在、現金を伴う就労をしている場合に1、それ以外に0のダミー変数。
- 1カ月の労働日数：カテゴリーデータで尋ねているため、カテゴリー内の中位値を用いて変数化。ただし、最高カテゴリーは実数で別途尋ねているので、最高カテゴリーのみ回答された実数値。
- 1カ月の収入：労働日数と同様、カテゴリーデータの中位値および最高カテゴリーは実数値。単位は万円。
- 賃金率：1カ月の収入/1カ月の労働日数。
- 不健康：健康状態が「いつも悪い」か「悪いことが多い」が1、それ以外0のダミー変数。
- 年齢階級：年齢自体は実数値であるが、それを階級ダミーに直したもの。
- 性別：男1、女0のダミー変数。
- 野宿歴：はじめてホームレスになってからの期間。カテゴリーデータの中位値、および最高カテゴリーはカテゴリーの上限値を用いて変数化。
- 飲酒習慣あり：飲酒習慣がある場合に1、それ以外に0のダミー変数。
- ギャンブルが趣味：ギャンブルが趣味の場合1、それ以外0のダミー変数。
- 1日1食以下：1日の食事回数が1回および1回以下という場合に1、それ以外に0のダミー変数。
- テントに定住：テントや小屋かけに在住の場合に1、ダンボールハウスなど非定住、流動層の場合0のダミー変数。
- 同居者あり：同居者がいる1、いない0のダミー変数。
- 生活への不安感あり：生活への不安感がある場合に1、ない場合に0のダミー変数。
- 建設関係の資格：資格あり1、なしの場合に0のダミー変数。
- 運転免許：資格あり1、なしの場合に0のダミー変数。ただし、免許期限切れは問わず。
- 直前職：該当の場合1、それ以外の場合に0のダミー変数。
- 求職活動中：活動中の場合1、なしの場合に0のダミー変数。
- 仕事以外の所得あり：該当の場合1、なしの場合に0のダミー変数。
- 廃品回収、建設日雇など：現在就労している職種に対するダミー変数。複数回答にしているため、(複数回答)はお互い重なっている部分がある。重なりを除いて単一職についている場合のみにサンプルを区切ったダミー変数が(単一職)。

Ⅲ 就労および健康の状況

1 就労の状況

まず、就労に関する全般的な状況を確認しておこう。現在の就労の有無(現金収入のある仕事をしているかどうか)を尋ねると、実は、86.4%ものホームレスが就労をしていると回答している。その内訳は、もちろん雇用契約を結ぶ職業だけで

表2 職種の分布

	サンプル数	サンプル割合 (%,複数回答)	賃金率(万円)	日数
廃品回収	152	43.6	0.44 (0.23)	15.6 (18.9)
建設日雇	125	35.8	1.00 (1.04)	7.0 (6.7)
公的就労	97	27.8	1.00 (1.04)	5.1 (3.6)
運輸日雇	20	5.7	0.74	8.1
屋台	6	1.7	0.51	11.1
その他雑業	19	5.4	0.92	15.9
その他	13	3.7	1.09	14.2

注：その他雑業とは、家電修理、車整理、交代勤務、引っ越し、片づけ、宿直など。その他は、ホテル清掃、近所手伝い、缶詰販売、衣類販売、印刷、小屋ばらし手伝い、倉庫フォークリフトなど。職種は複数回答なので、多くのサンプルが兼業をしている。廃品回収、建設日雇、公的就労の括弧内はその職種のみを行っている人々についての数値。

はなく、都市内のインフォーマルな就労も多い(表2の第1, 2列)。複数回答で最も多いものが、廃品回収(アルミ缶, ダンボール, 本, 粗大ごみ)であり(43.6%), 次いで建設日雇が35.8%となっている。公的就労は、「緊急地域雇用創出特別交付金」を用いた東京都の公園や道路などの清掃事業である。その他雑業は、具体的な記入からその内容を拾うと、家電修理, 車整理, 交代勤務, 引越, 片づけ, 宿直などであり、都市雑業と位置づけられる。また、その他は、やはり具体的な記入から内容をみると、ホテル清掃, 近所手伝い, 缶詰販売, 衣類販売, 印刷, 小屋ばらし手伝い, 倉庫フォークリフトなどである。

これらの就労によって、ホームレスは表3左の(1)にあるような現金収入を得ている。最頻のカテゴリーは、1万~2万円(28.8%)であり、次いで2万~3万円(26.0%), 3万~5万円(17.3%)となっている。最も高いカテゴリーである20万円以上という階層も2.0%存在している。この階層は実数の収入も尋ねているが、最高値は40万円であった。このため、各カテゴリーの中位数および最高カテゴリーの実数を使って平均すると、平均は4.53万円とかなりの収入となっている。一方、1カ月あたりの労働日数は、表3右の(2)にみるとおり、収入に比べるとかなり両端の幅が厚い分布となっており、最頻のカテゴリーは、1カ月あたり3, 4日(25.7%), その隣が5~9日(19.5%)となっている。興味深いのは20日以上のカテゴリーが最頻のカテゴリーに次いで多くなっていることであり、20.4%も存在している。つま

り、分布が双峰となっているのである。20日以上のカテゴリーについては実数を尋ねているが、最高は30日であった。双峰の分布であるため、平均を取ることは必ずしも適切ではないが、各カテゴリーの中位数および最高カテゴリーの実数を使って平均すると、10.4日という結果となった。

次に、賃金率と労働日数の関係をみたものが、図1である。図1は対数表示にしているが、賃金率が高いほど労働日数が少なく、逆に賃金率が下がると日数が増加している傾向がわかる。この関係は、どのように解釈すべきであろうか。結語で詳しく論じるように、賃金率が高い部分については一種のバックワードベンディングの存在が指摘できる。また、賃金率が低い部分については、最低生活費を稼ぐまで長時間労働をする姿がうかがえる。どちらにしても、一定の生活費のターゲットが存在し、直面する賃金によって労働日数・労働時間でそれを調整しているという姿が想像される。この賃金率と労働日数の違いは、選択できる仕事(職種)の差異が大きく関係していると思われる。表2の3列目は、職種別の賃金率をとったものであるが、建設日雇の平均1万49円に比較して、廃品回収は4439円と非常に低い。また、公的就労、その他雑業やその他収入なども高い。一方、表2の4列目をみると、建設日雇や公的就労、その他雑業・その他についた場合には労働日数が少なく(日雇7.0日, 公的就労5.1日)、廃品回収の場合には15.6日と非常に長いことから、図1の傾向と整合的である。

表3 1カ月あたりの収入と労働日数の分布

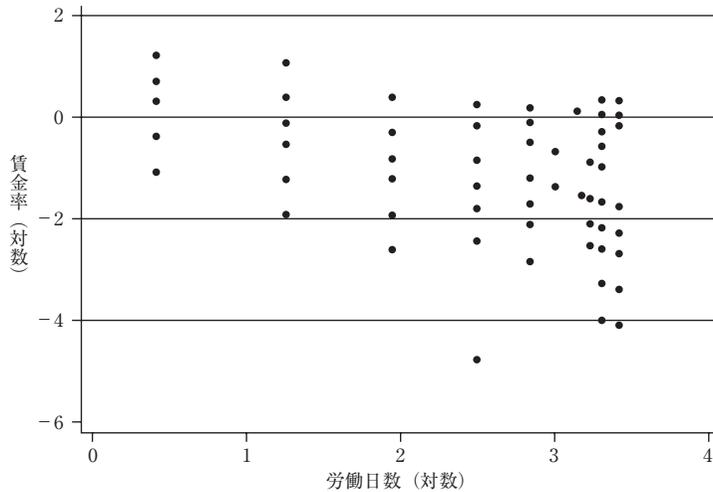
(1) 1カ月あたりの収入

	サンプル数	割合 (%)
千円未満	2	0.6
千円~5千円未満	20	5.6
5千円~1万円未満	22	6.2
1万~2万円未満	103	28.8
2万~3万円未満	93	26.0
3万~5万円未満	62	17.3
5万~10万円未満	35	9.8
10万~15万円未満	11	3.1
15万~20万円	3	0.8
20万円以上	7	2.0
全体	358	100

(2) 1カ月あたりの労働日数

	サンプル数	割合 (%)
0日(就労なしとして処理)	5	1.6
1, 2日	55	17.0
3, 4日	82	25.7
5~9日	63	19.5
10~14日	32	9.9
15~19日	19	5.9
20日以上(具体的日数あり)	66	20.4
全体	322	100

図1 賃金率と労働日数の関係



2 健康状態

日雇労働は健康を維持しないとできない肉体労働であるから、こうした職種選択の差異を生み出す背景として健康状態が重要な要素であることが容易に想像できる。そこで、次に健康の状態を見てゆくことにする。表4の1列、2列をみると、健康状態が「いつも良い」と答えた割合が半数近く(45.5%)いる一方、「時々悪いこともある」31.1%、「悪いことが多い」8.4%、「いつも悪い」8.0%となっている。これらの主観的健康度は、高齢者の就労と主観的健康度の関係に関する研究で議論されているような戦略的なバイアスを伴ったものではなく、真の状態の表明とみてよいだろう⁵⁾。なぜならば、アンケートの質問者に対して、健康状況が「悪い」あるいは「良い」ことを誤って表明しても何の利得もないからである。通院の状況を見ると、「悪いことが多い」もしくは「いつも悪い」と答えたサンプルのうち、64.4%が「通院が必要である」としながらも通院をしていない。ホームレスは一般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たち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。したがって、多くのホームレスたち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、健康の回復は行政の介入なしにはなかなか困難な状況にある⁶⁾。また、ホームレスは一般的に「その日暮らしの日銭稼ぎ」という状況であるから、健康状態の悪化が直接収入の減少に影響し、それがまた健康にフィードバックするという悪循環を生んでいる可能性がある。

そこで、次に健康と就労の関係についてみてゆくことにする。まず、表4の第3列は現在の就労率と健康状態の関係を見たものである。就労率は「悪いことが多い」のカテゴリーが76.5%、「いつも悪い」は少し多く81.8%であり、他のカテゴリーに比して5~10%程度低い。特段に大きな差異とはいえない。労働日数については、不健康ダミー(いつも悪い、悪いことが多い、それ以外0)と労働日数の中位値(最高値は実数)との相関をとると、+0.0947と、ほとんど相関がないか、むしろ健康状態が悪いほうが労働日数が多いという関係となる。しかしながら、賃金率と健康状態の関係をみると(表4の第4列)、健康状態がよいほど賃金率が高いという明確な関係が浮かび

表4 健康状態の分布

	サンプル数	サンプル割合 (%)	就労率 (%)	賃金率 (万円)	廃品回収従事率 (%)	日雇従事率 (%)	公的就労従事率 (%)
いつも良い	189	45.5	86.8	0.78	32.8	38.6	19.0
時々悪いこともある	129	31.1	89.2	0.78	34.3	31.4	28.6
悪いことが多い	35	8.4	76.5	0.60	51.6	19.4	25.8
いつも悪い	33	8.0	81.8	0.66	50.0	22.2	13.9
その他	29	7.0	89.7	0.77	24.2	33.3	27.3
合計	415	100.0	86.5	0.76	35.4	33.1	22.8

上がってくる。この背景には、やはり、就くことのできる仕事（職種）の差異が大きく関係していると思われる。表4の右から3列は、主な職種の従事率と健康状態をみたものであるが、日雇従事率（建設+運輸）は、健康状態がよいほど高くなる一方、廃品回収従事率は健康状態が悪いほど高くなっている。公的就労については、いつも良いの категорияは少ないものの、それ以外では健康状態が良いほど従事率が高くなっている⁷⁾。つまり、健康なホームレスは建設日雇や運輸日雇、公的就労、その他就労を行って比較的少ない労働日数で過ごしているのに対して、健康を害して、そうした就労につけないホームレスが、賃金の低い廃品回収を長い労働時間をかけて行っているという姿が浮かび上がってくる。賃金・収入が低く、長い労働日数であるということであれば、そのことがさらに健康を悪化させるという関係も想像できる。

IV 就労, 健康と就労に関する推計

1 素朴な労働日数関数による分析

まず、Ⅲでみたように賃金率と労働日数の間の負の関係をフォーマルに確認するために、(1)式のような素朴な労働日数関数を推定する。式中の変数は、 d が \ln (労働日数)、 s が不健康ダミー、 w が \ln (賃金)、 X は諸属性である。労働日数および賃金率は就労をした場合にしか観察されない変数であるため、本来は就労決定についても考慮したモデルを採用することが望ましい。しかしながら、ほとんどのホームレスは何らかの就労を行っ

ているために、サンプルセレクションを考慮したモデルは次節で推計するとして、ここでは就労決定後の賃金率と労働日数の関係のみに着目した素朴な推定を行うことにする。ただし、不健康は賃金率に影響される内生変数であると考えられることから、OLSのほかに、賃金率を内生変数として処理する操作変数法を採用した推定も行った。

$$d_i = \alpha_a s_i^* + \beta_a w_i + X_{ai} \gamma_a + u_{ai} \quad (\text{労働日数関数}) \quad (1)$$

$$s_i = \begin{cases} 1 & \text{if } s_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

具体的に、不健康の操作変数としては、野宿期間の長さ、飲酒習慣の有無、ギャンブルが趣味、1日1食以下、テントに定住、同居者あり、生活への不安感ありといった変数を使っている。その他属性 X は、建設関係の資格、運転免許、直前職、求職活動中、仕事以外の所得あり⁸⁾である。

さて、推定結果は、表5の通りである。まず、OLSで行った推定1 (\ln 賃金率のみ)、推定2 (\ln 賃金率の2乗も加える)をみると、両者とも賃金率が負に有意であり、賃金と労働日数に負の関係を確認できる。また、2乗項も有意であることから、この負の関係は賃金率が上昇すればするほど関係が緩やかになり、原点に対して凸の関係になっていることがわかる。一方、不健康は有意とはなっていない。このため、操作変数をとって推定2と同様の説明変数で推定したものが推定3であるが、やはり不健康は有意とはならなかった。また、その他の変数も、 \ln 賃金率、 \ln 賃金率2乗を含め、それほど係数に変化が見られない⁹⁾。

表 5 素朴な労働日数関数の推定結果

	推定 1 ln (労働日数), OLS		推定 2 ln (労働日数), OLS		推定 3 ln (労働日数), IV	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
不健康	0.015915	0.100553	0.029148	0.096866	0.189516	0.784859
年齢	-0.07407*	0.037989	-0.06964*	0.037272	-0.07658*	0.039456
年齢 2 乗	0.000535	0.000341	0.0005	0.000334	0.000559	0.00036
性別	-0.26328	0.330222	-0.35325	0.337904	-0.35009	0.350653
ln (賃金率)	-0.63712***	0.037225	-0.87713***	0.068263	-0.876***	0.071713
ln (賃金率) 2 乗			-0.09543***	0.021316	-0.09797***	0.021393
建設関係の資格	0.230717**	0.100133	0.248784**	0.097882	0.256804**	0.10066
運転免許	0.040219	0.121657	0.041179	0.116471	0.035777	0.116297
直前職が正規雇用	0.101784	0.110082	0.094468	0.102903	0.108115	0.104566
直前職が日雇	-0.00324	0.113821	-0.02359	0.109874	-0.03807	0.115274
直前職が建設関係	0.145775	0.096729	0.148667	0.09502	0.150376	0.100919
直前職を自己都合退職・自営倒産	0.173221*	0.103264	0.182866*	0.101693	0.187974	0.119931
求職活動中	-0.10262	0.102416	-0.11362	0.103022	-0.1174	0.102713
仕事以外の所得あり	-0.17094	0.142943	-0.16455	0.13585	-0.2083	0.171681
定数項	3.934142***	1.137731	3.883219***	1.119739	4.066152***	1.151166
サンプル数	309		309		306	
R-squared	0.5423		0.67337		0.67573	
Hausman 検定 (χ^2)					4.51 (p=0.9723)	

注：*は 10%，**は 5%，***は 1%基準で有意。標準誤差は、White (1980) の方法で、不均一分散を考慮した推定を行っている。
Hausman 検定は、推定式 2 と 3 を比較したものである。

2 就労決定・不健康の内生性を考慮した同時推定

次に、就労の決定に対するサンプルセレクションバイアスおよび、不健康、ln(賃金率)、就労の間のお互いの内生性を考慮した同時推定モデルを考える。先に触れたように、高齢者の就労決定と主観的健康度の関係を分析した研究は膨大な蓄積が存在しているが (Bound (1991), Bound *et al.* (1999), Lee (1982), Stern (1989), Dwyer and Mitchell (1998), Disney, Emmerson and Wakefield (2003), Campolieti (2002), Contoyannis and Rice (2001), 大石 (2000)), ホームレスの就労と健康度という本稿のテーマでもほぼ同様の枠組みを利用することができる¹⁰⁾。具体的には、先行研究と同様、(2)から(4)式の各関数をシステムとして推定することにする。それぞれは、ごく普通の労働供給関数から導かれる定式化であり、まず就労関数(2)は不健康度(s)とln賃金率(w)およびその他属性により決定される。

$$p_i^* = \alpha_p s_i^* + \beta_p w_i + X_{pi} \gamma_p + u_{pi} \quad \text{(就労関数)} \quad (2)$$

$$s_i^* = \alpha_s p_i^* + \beta_s w_i + X_{si} \gamma_s + u_{si} \quad \text{(不健康関数)} \quad (3)$$

$$w_i = \alpha_w s_i^* + X_{wi} \gamma_w + u_{wi} \quad \text{(賃金率関数)} \quad (4)$$

$$p_i = \begin{cases} 1 & \text{if } p_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$s_i = \begin{cases} 1 & \text{if } s_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

次に不健康関数(3)は、就労決定(p)、ln賃金率(w)、その他属性のすべてから影響を受けるものとする。最後に、賃金率関数(4)は不健康度(s)とその他属性から決まる。実は、このほかに本稿のテーマ上重要な要素として、労働日数が考えられる。労働日数は、賃金率によって影響される一方、健康に影響を与えることが想像される。しかしながら、労働日数を内生化すると、①就労関数と識別する適切な操作変数が見当たらない、②賃金率同様に就労しないサンプルでは観察できない変数であるが、賃金率の関数であるために推定が

困難, ③就労関数の変数として用いる場合にはコ
リニアリティーの問題が起きる, ④不健康関数の
推定では就労と同時に説明変数に入れるとマルティ
コリニアリティーにより不安定な結果となる, な
どの問題があるために, ここでは労働日数の内生
化をあきらめた。すなわち, ここでは労働日数に
ついて, 賃金率によって決定されるが, 他には影
響しない変数と仮定していることになる。

推定に先立って, まず問題になるのは賃金率で
ある。賃金率は, 現在就労している人々にしかデー
タが存在しない。そこで, 第一段階の作業として,
各人が直面している市場賃金率を, サンプルセレ
クションモデルによって推定して, 得られたパラ
メータから市場賃金率の予測値を作成した。変数
は年齢階級と性別, 資格の有無といった現実の求
人の際に使う変数のみを用いた。

次に, 予測された賃金率を用いて, 以下のよう
な手順で同時推定を行う。

① (2)から(4)式に含まれるすべての変数を用い
て, 就労関数, 不健康関数の誘導形をプロビッ

トモデルにより推定する。

- ② 誘導形の就労関数の推定結果から逆ミルズ比
および就労確率の予測値を作成する。
- ③ 誘導形の不健康関数の推定結果から不健康確
率の推定値を作成する。
- ④ 逆ミルズ比を説明変数に加え, ③で得られた
不健康推定値を用いて, 構造形の賃金率関数
(4)を推定する。ここで得られた推定量は,
一致推定量である (Maddala, 1983)。賃金率
関数から賃金率の予測値を作成する。
- ⑤ ④の賃金率予測値と③の不健康予測値を用い
て, 就労関数の構造形を推定する。
- ⑥ ④の賃金率予測値と②の就労予測値を用いて,
不健康関数の構造形を推定する。

不健康関数の識別変数は, 野宿期間¹¹⁾, 飲酒習
慣の有無, ギャンブルが趣味, 1日1食以下, テ
ント定住, 同居者あり, 生活への不安感ありをとっ
た。就労関数の識別変数は, 建設関係の資格, 運
転免許, 直前職, 求職活動中, 仕事以外の収入あ

表 6 賃金率関数の推定結果

	推定 4 ln(賃金率)		推定 5 ln(賃金率)		推定 6 ln(賃金率)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	0.1102615	0.0730336	0.0375678	0.0491389	0.053619	0.0447
年齢 2 乗	-0.0009909	0.00068	-0.000369	0.000455	-0.00054	0.000412
性別	0.2895812	0.7416275	0.3889273	0.53689	0.539493	0.615037
不健康推定値	-2.177531**	0.9012724	-1.619649**	0.685238	-1.32378*	0.678946
建設関係の資格	0.136915	0.175228	0.0222212	0.139716	0.059288	0.13265
運転免許	0.0300273	0.1800137	-0.087825	0.140148	-0.05141	0.137028
直前職が正規雇用	0.1860973	0.1818237	0.1474705	0.1353	0.074196	0.136446
直前職が日雇	0.3302436	0.2151102	0.2011459	0.152664	0.134325	0.147264
直前職が建設関係	0.1098751	0.1436719	0.0475124	0.109873	0.04028	0.110421
廃品回収 (複数回答)			-0.856297***	0.126548		
建設日雇 (複数回答)			0.7531255***	0.129509		
公的就労 (複数回答)			0.8596517***	0.125641		
その他雑業・その他 (複数回答)			0.3498612*	0.194037		
廃品回収 (単一職)					-1.50657***	0.151867
建設日雇 (単一職)					0.364601***	0.113033
公的就労 (単一職)					0.404339***	0.12822
その他雑業・その他 (単一職)					-0.12527	0.216509
逆ミルズ比	-0.5204083	0.3596674	-0.286528	0.250995	-0.18572	0.235786
定数項	-3.88582*	2.138269	-2.069485	1.523046	-2.14897	1.443051
サンプル数	306		306		306	
Pseudo R2	0.0569		0.4883		0.5191	

注: 推定方法はプロビット。*は10%, **は5%, ***は1%基準で有意。標準誤差は, White (1980) の方法で, 不均一分散を考慮した
推定を行っている。

表 7 就労関数の推定結果

	推定 7 就労	
	係数	標準誤差
年齢	-0.1053601	0.1459882
年齢 2 乗	0.0006261	0.001346
性別	-0.5674004	0.5866832
ln(賃金率) 推定値	2.35084***	0.7571767
不健康推定値	-4.304318*	2.459588
建設関係の資格	1.644398***	0.4971606
運転免許	-0.1053958	0.3539203
直前職が正規雇用	-0.1495488	0.29868
直前職が日雇	-0.012765	0.4253258
直前職が建設関係	-0.506825*	0.2833205
直前職を自己都合退職・自営倒産	-1.184558***	0.3098958
求職活動中	-0.1039356	0.284759
仕事以外の所得あり	1.470228***	0.4905681
定数項	8.98544*	4.715452
サンプル数	404	
Pseudo R2	0.4376	

注：推定方法はプロビット。*は10%，**は5%，***は1%基準で有意。
標準誤差は、White (1980) の方法で、不均一分散を考慮した推定を行っている。

りとする。賃金率関数についても、不健康関数と識別するための変数が必要であるが、これは就労関数と識別する必要がないために、就労関数で用いたものと同様の、建設関係の資格、運転免許、直前職を用いた。

まず、構造形の賃金率関数の推定結果を見たものが、表6の推定4である。不健康推定値が予想通り負で有意であり、不健康なほど賃金率が低いことがわかる¹²⁾。表7の推定7は、構造形の就労関数の推定結果である。理論どおり賃金率の推定値が有意であるほか様々なものが有意であるが、不健康の推定値が10%基準で有意となっている点が注目される。つまり、不健康な場合には就労率が下がるということを意味している。そのほかでは、建設関係の資格がある場合には就労率が上がる、直前職が建設関係である場合には就労率が下がる、直前職を自己都合退職をしたり、自営倒産したりという場合には下がる、仕事以外の所得がある場合には就労率が上がるといったことがわかる¹³⁾。

表8の推定8は不健康関数の構造形の推定結果であるが、もっとも注目される賃金率推定値、就労推定値はそれぞれ負で有意である。つまり、賃

金率が低いほど不健康、就労できない場合には不健康という関係にある。その他の変数では、年齢、性別、野宿期間、飲酒習慣あり、1日1食以下、テントに定住といったものが有意である。このうち、野宿期間はそれが長いほど不健康であるという関係となっており、鈴木(2006a)の知見とも一致する。また、飲酒習慣があるほど不健康であるという点は、医学的見地と整合的である¹⁴⁾。これらの一連の同時方程式によって得られた重要な知見は、健康状態の悪化→就労率悪化+賃金率悪化→健康状態の悪化というメカニズムになっているということであり、予想通り悪循環が確認された。

最後に、表9の推定9~12は、職種選択についてプロビットモデルを用いてひとつずつ推定したものである¹⁵⁾。職種選択は複数回答のものではなく、単一職に限ったダミーを使っている。これは、健康と就労、賃金率悪化という悪循環に、職種選択が介在しているかどうかを見るために、推定したものである。不健康については③の誘導型から求められた推定値を用いているものの、推計5、6と同様、職種選択の内生化が行われていないために、あくまで参考程度のものとするべきである。

各推定結果をみると、廃品回収について、不健康推定値は有意ではないものの、建設日雇や公的就労、その他雑業・その他では不健康推定値が負で有意であり、健康なほどそれらの職種に従事するという結果となっている。つまり、表4の記述統

計と整合的であり、健康が職種選択を介在して就労や賃金率に影響しているというルートが大きいのではないかと想像される。

表 8 不健康関数の推定結果

	推定 8 不健康	
	係数	標準誤差
年齢	0.3220838***	0.1067376
年齢 2 乗	-0.0031707***	0.0009728
性別	2.783885***	0.925802
ln(賃金率) 推定値	-1.09467**	0.4351182
就労推定値	-4.296497***	1.373288
野宿期間	0.0488517**	0.020332
飲酒習慣あり	0.5531371***	0.197729
ギャンプルが趣味	0.0959218	0.1882871
1日1食以下	-1.269605**	0.5019514
テントに定住	1.18402***	0.4531542
同居者あり	-0.320833	0.2698633
生活への不安感あり	0.2103154	0.1815465
定数項	-10.32305***	3.513937
サンプル数	404	
Pseudo R2	0.1314	

注：推定方法はプロビット。*は10%，**は5%，***は1%基準で有意。標準誤差は、White (1980) の方法で、不均一分散を考慮した推定を行っている。

表 9 職種選択関数の推定結果

	推定 9 廃品回収		推定 10 建設日雇		推定 11 公的就労		推定 12 その他雑業・その他	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	0.018463	0.06255	0.117004	0.080453	0.669959***	0.208037	0.107438	0.099729
年齢 2 乗	-0.00024	0.000563	-0.00123*	0.000735	-0.00523***	0.00173	-0.00124	0.000938
性別	0.777177	0.581851	0.045352	0.552778	dropped		-0.55135	0.568804
不健康推定値	-0.80282	0.967685	-2.31393**	1.03936	-2.08436*	1.255721	-4.25724**	1.86251
建設関係の資格	0.002046	0.19171	0.456227**	0.194337	3.09E-05	0.238311	0.694801***	0.258138
運転免許	-0.3405	0.229651	-0.11575	0.229763	0.25445	0.234721	-0.48207	0.318691
直前職が正規雇用	-0.04055	0.184808	0.329599*	0.199326	0.180873	0.23846	0.045357	0.268098
直前職が日雇	-0.23798	0.219881	0.51374**	0.239757	0.332866	0.259212	0.444035	0.358859
直前職が建設関係	-0.01766	0.164904	0.441601**	0.174516	-0.37497*	0.192223	-0.49592**	0.240553
直前職を自己都合退職・自営倒産	-0.48617**	0.192941	0.029946	0.20522	-0.29665	0.249244	-0.11419	0.28889
求職活動中	-0.32165*	0.184088	0.292907	0.191284	-0.40471	0.253833	0.07217	0.264406
仕事以外の所得あり	0.149	0.260433	0.472988	0.294779	0.438691	0.310169	0.771811**	0.32335
定数項	-1.30754	1.78483	-3.91113*	2.266596	-21.8594***	6.214738	-2.52518	2.655732
サンプル数	409		409		398		409	
Pseudo R2	0.0306		0.0781		0.1126		0.0921	

注：推定方法はプロビット。*は10%，**は5%，***は1%基準で有意。標準誤差は、White (1980) の方法で、不均一分散を考慮した推定を行っている。

V 結 語

2008年度に迫っているホームレス自立支援法の改正では、従来の自立支援センター中心の自立支援事業の見直しとともに、それではカバーできないホームレスたちへの支援策をどうするかという点が重要な政策議題となると思われる。本稿は、そうしたことを考える上で不可欠の情報である、ホームレスの現在の就労状況について、特に健康と就労の関係に焦点を当てた分析を行った。分析の結果、得られた知見は以下の通りである。

- ① 就労について賃金率と労働日数の関係を見ると、賃金率が高いほど労働日数が少なく、賃金率が低いほど労働日数が多いという関係がある。
- ② 健康と就労、賃金率の関係としては、負の悪循環の関係が存在する。すなわち、健康が悪化すると就労率や賃金率が低くなり、就労率や賃金率が低くなるとさらに健康が悪化するという関係が確認できる。
- ③ 健康と就労の関係は、職種の選択が介在している可能性が高い。すなわち、健康状態がよいものほど賃金率の高い日雇や公的就労、その他雑業などにつき労働日数が少ないのに対して、健康状態が悪いものは賃金率の低い廃品回収などに従事して、長い労働日数を強いられている。

まず、①の賃金率と労働日数の間の負の関係であるが、既に触れたように、賃金率が高く労働日数が極めて少ない人々についての一つの解釈は、一般の労働者と比較して金額はるかに低いが、通常の労働供給行動と同様、バックワードベンディングをしているというものである。つまり、必要額を稼いでしまって満足し、それ以上働かずに労働供給を調整してしまっている可能性がある。こうした現象は、低所得開発途上国の労働者にも見られるようであるが、ホームレスから脱却するための費用が高く、就労収入を増やしてホームレスから脱却したとしても、ホームレス生活よりもかえって生活水準が下がってしまう場合に起きると考えられる。つまり、ホームレスから就労自立す

ると、家賃がかかる、敷金礼金等の初期投資額も大きい、税金・社会保険料も支払わなければならない、炊き出しや支援団体の支援も対象ではなくなる、住所が設定されると借金の取り立てが来る、といった様々な費用を急に負担しなければならない¹⁶⁾。そのために、生活保護でよく言われているような「貧困の罫」のようなメカニズムが起きている可能性がある。この場合には、生活保護で「負の所得税 (Negative Income Tax)」の導入が議論されているように、自立・非自立間の費用差をスムーズにすることにより、労働日数・時間を過小に調整をする必要をなくさせ、就労能力の高いホームレスの自立を促すことが期待できる。自立の際の最大の費用は、住宅費用であるから、支援策としては低額家賃住宅の提供がまず考えられる。そのための方策としては、東京都がおこなっている地域生活移行支援事業のような低額家賃での賃貸住宅の提供¹⁷⁾、低家賃住宅に対するバウチャー券の交付、住宅扶助の単給といった手段が考えられる。そのほか、自立への費用をスムーズにする方法として、ホームレスを脱した人への一時的な生活資金貸し付け、自立後のアフターフォロー事業の拡大や、新宿区の「新宿らいふさぼーとプラン」のような日常生活自立支援、多重債務者への法律的支援などが有効と思われる。

一方、賃金率が非常に低く、毎日のように労働する廃品回収業に従事するような人々については、最低賃金をはるかに下回っている労働であり、過酷な労働環境であることから、何らかの生活支援を講じる必要がある。そのような支援策としては、例えば、廃品回収の買い取りの際に、市場価格に追加した公的補助として食料補助や古着提供、フードスタンプ、住宅バウチャーのようなインカインド (in kind) の賃金補填を行うことが考えられる¹⁸⁾。もちろん、こうした人々についても、まず野宿生活を脱するために何らかの形での住宅提供があるほうが望ましいことは言うまでもない¹⁹⁾。

次に、②の健康状態と就労状態の負の悪循環の関係であるが、ホームレスへの医療アクセス改善によってこの負のフィードバックを絶たせることが重要である。わが国の医療保険制度は国民皆保険を謳っていながら、ホームレスたちは事実上無

保険者として放置されている。そして、そのことが、中高年で多くが慢性疾患を持っているホームレスたちの健康状態悪化に拍車をかけている。したがって、対策としては、ホームレスに対して、国民健康保険の保険料を免除して保険証を交付することが考えられる。しかしながら、そうすると他の低所得者との公平性が問題となるが、例えばミーンズテストを交付の条件にすることが考えられる。また、鈴木 (2005, 2006a) が詳しく論じているように、そのほかにすぐにできる対策としては、①無料低額診療所の拡充・増設、②ホームレス支援団体、NPO 等による無料診療所への財政補助、③医師や看護師といった医療従事者の巡回相談実施、④ホームレスが受診できる環境・時間帯の市民健康診断の実施、⑤ホームレスの外来を受け付ける民間病院への協力謝金交付などがある。

*調査の機会を与えていただいた墨田区福祉保健部保護課、調査を実施したNPO 自立支援センターふるさとの会の皆様に感謝を申し上げたい。この研究は、「墨田区ホームレス自立支援政策研究会」による二次分析研究の一環であり、執筆者の鈴木亘はそのメンバーである。また、2006年日本経済学会春季大会で発表された前稿に対して、富岡淳氏 (独)労働政策研究・研修機構)より有益なコメントをいただいたほか、一橋大学産業労働ワークショップ、(社)日本経済研究センター研究員会議、一橋大学公的扶助研究会、参議院厚生労働委員会勉強会などでも参加者の方々から多くのご示唆を賜った。合わせて感謝申し上げたい。この研究は、平成18年度文部科学省科学研究費補助金 (若手 (B)) 「ホームレスの健康・医療対策および自立就労支援策に対する実証研究 (課題番号16730126)」による研究補助を受けている。

- 1) ホームレスに対する一般市民の印象・感想は様々な調査が存在するが、例えば、大阪市立大学都市環境問題研究会 (2001) を参照されたい。
- 2) また、鈴木 (2003, 2004) は、ホームレスの居住分布においても、就労・求職環境が最も重要な要素であることを実証している。
- 3) 2007年度はホームレス自立支援法が施行されてから5年目の節目に当たり、2008年度には中間見直しとホームレス自立支援法の改正が予定されている。
- 4) 調査方法及各地域別の状況などの詳細は、墨田区 (2005)、鈴木ほか (2005) を参照されたい。
- 5) 主観的健康度が高齢者の退職行動に与える影響については、膨大な研究が存在している (Bound (1991), Bound *et al.* (1999), Lee (1982), Stern (1989), Dwyer and Mitchell (1998), Disney, Emmerson and Wakefield (2003), Campolieti (2002), Contoyannis and Rice (2001), 大石 (2000) 等)。
- 6) 詳しい状況については、鈴木 (2005, 2006a) を参照されたい。
- 7) 現在、「緊急地域雇用創出特別交付金」が打ち切りとなつたこともあり、各自治体とも公的就労は縮小または廃止となっているが、公的就労がその他の就労ができないような本当に困窮したホームレスの支援になっていたのかという点は別途検証されるべきであろう。公的就労は公園清掃のように軽作業であることから、他の就労ができない健康を害したホームレスの支援になるほうが望ましく、民間に存在する就労機会をクラウドアウトすることは望ましくない。しかしながら、表2, 表4から窺えるのは、公的就労に従事した人々が比較的健康的であり、労働日数も少ないということである。
- 8) これは貸し借りや人からの援助などが中心であるが、中には年金 (7サンプル) や保護費 (2サンプル) という回答もある。これらは、在職老齢年金について議論されているように、厳密には内生性を考慮しなければならないが、金額は非常に少なく、サンプルも少ないために、ここでは内生性の考慮を行っていない。
- 9) ちなみに、外生性の検討として Hausman 検定を用いて、推定2と3を比較すると、表5の最下段に示されているように χ^2 乗値は低く、OLS と IV で系統的な差がない。
- 10) また、こうした定式化は障害者の労働供給と障害の程度についてのモデルでも用いられることが多い。
- 11) 鈴木 (2006a) ではホームレスの野宿期間が長くなるほど、様々な検査値が悪化し、健康状態が悪くなることが実証されている。
- 12) ちなみに、推定5, 6は賃金率の差異を決める要素として職種選択の差異が重要と想像されるために、職種選択を説明変数として組み込んだ推定結果である。本来は、職種選択についても内生化する必要があるが、モデルが複雑になりすぎ、必要な識別変数が見つかることができなかつたためにあきらめた。したがって、この推定はあくまで参考程度のものに過ぎない。推定結果をみると、複数回答のダミー変数の場合 (推定5)、単一職のダミー変数の場合 (推定6) の双方で、ほぼすべての職種変数が有意となっている。また、その係数の符号も、Ⅲでみたとおりの傾向となっている。不健康の係数は推定4と比べて若干ながら下がっており、不健康の説明度が職種選択によって相殺される部分があるようであるが、それでも推定5, 6ともに不健康は有意となっている。つまり、健康は同一職種内の賃金率の差異についても説明していると思像される。
- 13) 理論的には仕事以外の収入がある場合には就労率が下がるはずであるが、ここでいう仕事以外の収入は貸し借りや援助であり、こうしたリスクシエ的な要素は、そもそも就労によって所得がないと発生し得ない要素であると考えられることから、正の関係であったとしても必ずしも不思議ではない。
- 14) 一方で、1日1食以下のほうが健康的という点はやや不思議であるが、元気に仕事をして忙しい場合には1日1食程度で済ませることができるということであろうか。
- 15) マルチノミナルプロビットやロジットの分析をしなかつた理由は、もともと職種選択は複数回答であり、単一職の定義にすると、複数回答のサンプルがどの関数にも属さなくなるからである。
- 16) また、ホームレス状態では多額の貯蓄を持っていると盗難にあう可能性が高いことも、貯蓄や資産を蓄えずに労働日数調整する原因と思像される。
- 17) 東京都では2004年末から「ホームレス地域生活移行支援事業」として都内の主要公園 (新宿中央公園、戸山公園、代々木公園、隅田公園、上野公園、2006年に若干の追加) に居住していたホームレスを、自立支援センターを経ることなく、アパートに入居させる事業を行っている。アパートの入居費

- 用は1カ月3000円で原則として2年間借りることができる。
- 18) 廃品回収市場の買い取り価格に行政が直接介入することは望ましくない。すなわち、介入手段として、①価格規制を行う、②ホームレスに補助金を出すといったことで、買い取り価格を引き上げることが考えられるが、①については市場を小さくしてしまう、②については一般の廃品回収業者がホームレスに偽装して市場に現れて効率的なホームレス救済にならないことが考えられる。これに対して、インカインドの補助では、業者に偽装する動機が働かないのでうまく機能すると思われる。
- 19) 現状の生活保護制度では、就労収入があると生活扶助費がその分減額されるため（わずかにある勤労控除を除く）、労働へのインセンティブがない。その点、住宅バウチャー、低家賃住宅の提供、住宅扶助の単給等は、それだけでは最低生活費は賄えないので労働供給へのインセンティブが阻害されない利点がある。

参考文献

- 大石亜希子（2000）「高齢者の就業決定における健康要因の影響」『日本労働研究雑誌』No. 481, pp. 51-62.
- 厚生労働省（2003）「ホームレスの実態に関する全国調査報告書」.
- 大阪市立大学都市環境問題研究会（1999）『野宿生活者（ホームレス）聞き取り調査中間報告』.
- 大阪市立大学都市環境問題研究会（2001）『野宿生活者（ホームレス）に関する総合的調査研究報告書』.
- 鈴木亘・麦倉哲・大崎元・阪東美智子・水田恵・成清正信（2005）「墨田区ホームレスの特徴について～実態調査の結果から～」『シェルターレス』27, pp. 125-141.
- 鈴木亘・阪東美智子（2006）「ホームレスの側からみた自立支援事業の課題」『季刊・住宅土地経済』No. 63, pp. 15-23.
- 鈴木亘（2003）「GISを用いたホームレスの生活圏分析と都市政策」山崎福寿・浅田義久編『都市再生の経済分析』東洋経済新報社, pp. 181-201.
- 鈴木亘（2004）「小地域情報を用いたホームレス居住分布に関する実証分析」『季刊・住宅土地経済』54, pp. 30-37.
- 鈴木亘（2005）「急がれるホームレスの健康・医療対策」『ESP（内閣府）』（2005年1月号）, pp. 61-65.
- 鈴木亘（2006a）「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」『医療と社会』15巻3号, pp. 53-74.
- 鈴木亘（2006b）「医療扶助の適正化と改革のあり方に関する一試論」『季刊 shelter-less』No. 30, pp. 125-137.
- 墨田区（2005）「墨田区ホームレス実態調査」.
(http://www.city.sumida.lg.jp/sumida_info/houkokusyo/HLjittaityousa/)
- 東京都福祉局（2001）『東京のホームレス——自立への新たなシステムの構築に向けて』.
- 都市生活研究会（1999）『路上生活者実態調査』報告書.

- 東京社会福祉士会ホームレス関連問題研究委員会（2003）「路上生活者実態調査事業報告書」.
- Bound, J. (1991) "Self-reported versus Objective Measures of Health in Retirement Models", *Journal of Human Resources* 26, pp.106-138.
- Bound, J., Schoenbaum, M., Stinebrickner, T. R. and Waidmann, T. (1999) "The Dynamic Effects of Health on the Labor Force Transitions of Older Workers", *Labour Economics* 6, pp.179-202.
- Campolieti, M. (2002) "Disability and the Labor Force Participation of older men in Canada", *Labour Economics* 9, pp.405-432.
- Contoyannis, P. and Rice, N. (2001) "The Impact of Health on Wages: Evidence from the British Household Panel Survey", *Empirical Economics* 26, pp.599-622.
- Disney, R., Emmerson, C. and M. Wakefield (2003) "Ill Health and Retirement in Britain: A Panel Data Based Analysis", The Institute for Fiscal Studies Working Paper 03/02.
- Dwyer, D. S. and O. Mitchell (1998) "Health problems as determinants of retirement: are self-rated measures endogenous?", NBER working paper series 6503.
- Hausman, J. A. (1978) "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, Vol. 46, No. 6 pp.1251-1272.
- Heckman, James J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, pp.153-162.
- Lee, L. (1982) "Health and Wage: A Simultaneous Equation Model with Multiple Discrete Indicators", *International Economic Review*, Vol. 23, No. 1, pp.199-221.
- Maddala, G. S. (1983) *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Stern, S. (1989) "Measuring the Effect of Disability on Labor Force Participation", *Journal of Human Resources*, Vol. 24, No. 3, pp.361-396.
- White, H. (1980) "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity", *Econometrica* 48, pp.817-838.

すずき・わたる 東京学芸大学教育学部准教授。主な論文に「ホームレスの側からみた自立支援事業の課題」（阪東美智子との共著）2006年、『季刊・住宅土地経済』No.63, pp. 15-23, 「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」2006年『医療と社会』15巻3号, pp. 53-74。社会保障論・福祉の経済学専攻。