

## そう痒と主観的な環境要因との関連

JGSS-2010 データを用いて

山本 洋介

京都大学大学院医学研究科社会健康医学系専攻医療疫学分野

Relationship between Pruritus and Subject-Perceived Environmental Pollution: Results from JGSS-2010

Yosuke YAMAMOTO

Department of Epidemiology and Healthcare Research

Graduate School of Medicine

Kyoto University

Recent reports suggest a relationship between several skin diseases and environmental factors such as air pollution. However, no studies have examined whether pruritus is associated with perceived environmental pollution. We therefore investigated the relationship between pruritus and subject-reported air pollution, water pollution, noise pollution, and insolation problem based on a self-administered questionnaire, using ordinal logistic regression with adjustment for possible confounding factors (age, gender, five comorbidities, and mental health).

Results showed subjects who perceived air pollution, noise pollution, or insolation problem had significantly higher odds of having severe pruritus. After treating variables regarding environmental pollution as continuous variables, ordinal multivariable regression analysis also showed the relationship between pruritus and air pollution, noise pollution, or insolation problem.

In conclusion, the present study indicates a cross-sectional association between pruritus and subject-perceived air pollution, noise pollution, and insolation problem. Further prospective studies are required to evaluate the causal relationship.

Key Words: JGSS, pruritus, air pollution, environmental pollution

これまで、いくつかの皮膚疾患と大気汚染物質濃度などの環境要因との関連は報告されている。しかしながら、そう痒と、対象者の主観に基づく環境被害の程度との関連を検討した研究はなされていないのが実情である。今回我々は、自己記入式質問票を用いたそう痒と対象者の感じる大気汚染・水質汚染・騒音被害・日照被害との関連について、それぞれ交絡要因（性・年齢・5つの併存症・メンタルヘルス）で調整した順序ロジスティック回帰分析を行うことで検証した。その結果、大気汚染・騒音被害・日照被害を感じる者は、そう痒の程度が有意に重症であることが明らかとなった。これらの関連は環境要因の有無に関する変数を連続変数として扱う分析を行っても認められた。以上より、本研究はそう痒と対象者の主観に基づくこれらの環境要因との間に横断的な関連があることを示唆するものであった。その因果関係を評価するためには、今後さらに経時前方視的な研究を行う必要があると思われる。

キーワード：JGSS，そう痒，大気汚染，公害

## 1. はじめに

### 1.1 研究の背景と先行研究

そう痒は、皮膚の症状において最もありふれたものの1つである。そう痒は「掻破行動を惹起する感覚」と定義される不快な感覚であり、そう痒を感じた者は誰しも掻きたいという欲望にとらわれる。掻破行動によってそう痒は一時的には治まるが、自分自身の皮膚の損傷を招き、一層皮膚症状の悪化を引き起こす。それによって、結局はそう痒の悪化をも招くという悪循環に陥ることが指摘されている(宮地 他, 2006)。本来、これらの掻破行動は、皮膚に害を与えるもの、例えば疥癬の原因であるヒゼンダニなどの寄生虫を掻きだすという役割を担っているものとも目されている。しかしながら、掻破行動によってヒゼンダニを掻きだせるほど単純なものではないことも確かであり、その意義ははっきりしないのが実情である。少なくとも、現在において掻破行動に皮膚を傷つけるもの以上の役割を見出すことはできず、その軽減は患者にとって切実な課題であると言える。

また、そう痒は、その影響が皮膚のみにとどまらず、全身における健康問題とも関わっている。近年のそう痒に関する臨床研究においては、そう痒と生活の質 (quality of life, 以下 QOL と略) の低下との間に関連があることが明らかにされている (Holm et al., 2006)。とりわけ、そう痒とうつ状態などのメンタルヘルスとの低下との関連は多くの研究において指摘されている。例えば、Yamamoto et al. (2009) は、透析患者に認められるそう痒において、うつ傾向がある患者は経時的にそう痒が起こりやすいこと、また一般住民を対象とした研究においてもそう痒と自覚ストレスとの間に関連が認められることを明らかにしている。そう痒の有無に関わらず、QOL の低下が高い死亡リスクと関連することは半ば常識となっているが、実際、Pisoni et al. (2006) はそう痒が重度の透析患者は死亡リスクが17%上昇することを報告している。この高い死亡リスクとの関連もまた、そう痒による睡眠障害などに伴うメンタルヘルスの低下を介することによるものと考えられており、そう痒を放置することが、いかに全身の健康問題の悪化に関連しうるかを示す最たる例であると思われる。

そう痒を伴う皮膚疾患としては、第一にアトピー性皮膚炎が挙げられるであろう。そう痒のメカニズムとしては、皮膚のバリア機能低下などに伴う末梢性のもの、内因性オピオイドが関わっていると考えられる中枢性のものなど複数考えられているが、アトピー性皮膚炎などのアレルギー素因に関連する皮膚疾患に認められるそう痒は、末梢性のメカニズムによるものが中心であるとされる (Yosipovitch et al., 2003)。本邦においても、アトピー性皮膚炎などのアレルギー素因に関連する皮膚疾患の高い有病割合が問題となって久しいが、環境要因がその一因であるかもしれないことがかねてより指摘されているところであり、大気汚染物質が直接もしくはアレルギー反応を介して皮膚の炎症を惹起するというメカニズムが想定されている (Morgenstern et al., 2008)。また、Vierkötter et al. (2010) は、大気汚染物質の曝露と皮膚の老化との関連、とりわけ皮膚の色素斑数や皺の深さとの間に強い関連が見られるとしており、大気汚染物質がそう痒と関わりのある各種の皮膚の症状をもたらすことが明らかになりつつある。大気汚染物質への曝露はうつによる受診と関連するという Szyszkowicz et al. (2009) の報告もふまえると、メンタルヘルスを介したそう痒との関連も検討する価値がある。しかしながら日本において、一般住民集団を対象とした代表サンプルによる調査は未だ実施されていない。

また、近年主観に基づく指標が重要視されているが、対象者が感じた大気汚染、さらには騒音や水質汚染、日照被害などより広い文脈での公害との関連に関しても十分な研究がされているとは言いがたい。Schreckenberget al. (2010) は騒音とメンタルヘルスの関連を指摘しているが、水質汚染や日照被害もまた、メンタルヘルスの低下を招きうると思われる。さらには、日照被害との関連においては、難治性のそう痒に対して 311nm を中心波長とする narrowband ultraviolet-B (NB-UVB) などを用いた紫外線療法が試みられ、一定の成果を上げていることも考慮すると、これらの環境要因にはそう痒の要因としての合理性が十分にあるものと考えられる (Seckin et al., 2007)。

以上で述べたように、そう痒が重大な転帰と結びつくことは明らかであるにもかかわらず、そう痒を有する者のその医療に対する満足度は必ずしも高いとは言えないのが実情である。抗ヒスタミン作用を有する抗アレルギー薬は治療薬として有用であるが、これらの治療に奏効しない者も少なからず

存在する。また、メンタルヘルスに関連するそう痒や、腎不全など内科疾患に関連するそう痒など、一口にそう痒と言っても多面的な背景があることが、十分な治療困難にしている原因であると思われる。これらのそう痒を取り巻く厳しい現実をふまえると、改善可能な要因を同定することでそう痒の軽減を目指すことが必要であり、社会にとっても意義が大きいことは言うまでもない。

そこで、本稿では、限定的ではあるが、そう痒のある者に関する特性および背景を考慮した上で、各種の環境要因との関連を明らかにし、さらにはその関連におけるメンタルヘルスの役割についても検討を加えることとする。

## 1.2 本研究の目的

日本の一般住民集団における、そう痒の重症度と主観的な環境要因（大気汚染・水質汚染・騒音被害・日照被害）の程度との関連を検討する。それに先立ち、そう痒の重症度別の有病割合を明らかにし、それぞれの重症度における患者特性および背景を記述する。

## 2. 方法

### 2.1 データ

本稿で使用するデータは、2010年に実施された日本版総合的社会調査の個票データ（JGSS-2010）である。調査では、層化二段無作為抽出法によって抽出された全国に居住する2009年12月31日時点で満20歳以上89歳以下の男女個人を対象に、面接調査と二種類の留置調査を実施している。本稿の分析では、面接調査票および留置調査票のB票の調査回答を用いた。なお、B票の対象となった4500人のうち、2496人から有効な回答が得られている（回答割合：62.1%）。

### 2.2 分析に用いた変数

今回分析に用いた変数のうち、主たるアウトカムを示す変数としてそう痒の程度を問う質問を選択した。これは、過去1カ月間の皮膚のそう痒でどの程度困ったかをLikert尺度を用いて問うものであり、回答者は「1. まったく困らなかった」・「2. すこし困った」・「3. 困った」・「4. かなり困った」・「5. ひどく困った」、以上5肢から回答を選択する。

また、主たる要因の指標として環境要因に関連する質問を選択した。これは、大気汚染・水質汚染・騒音被害・日照被害の4項目に関して、居住地域でどの程度深刻かをLikert尺度にて問うものであり、回答者は、それぞれの項目に対して、「1. とても深刻」・「2. ある程度深刻」・「3. あまり深刻ではない」・「4. まったく深刻ではない」、以上4肢から回答する形式となっている。

その他の考慮すべき要因には、そう痒と環境要因との関連において交絡要因と考えられるものを臨床的変数選択により選定した。すなわち、性・年齢・併存症の有無（高血圧・糖尿病・心血管疾患・呼吸器疾患・脳血管疾患）・SF-12の回答結果より計算されたMental Health（MH）下位尺度のスコアを用いた。なお、併存症の有無に関しては、慢性的な病気または長期にわたる健康上の問題を有する対象者に、該当する病名全ての回答を選択させることで把握した。

### 2.3 解析方法

そう痒の重症度と環境要因（大気汚染・水質汚染・騒音被害・日照被害）の程度との関連の検討には、parallel lines assumptionに基づく順序ロジスティック回帰分析を用いた（McCullagh, 1980; Ananth, 1997）。

なお、一般的な順序ロジスティックモデルは以下の数式で示される（Williams, 2006）。

$$P(Y_i > j) = g(X_i \beta_j) = \frac{\exp(\alpha_j + X_i \beta_j)}{1 + [\exp(\alpha_j + X_i \beta_j)]}, j = 1, 2, \dots, M - 1$$

ここで、 $M$  は従属変数のカテゴリー数を表す。

この式から、 $Y$  が各カテゴリーをとる確率は、次のように表わされる。

$$P(Y_i = 1) = 1 - g(X_i\beta_1)$$

$$P(Y_i = j) = g(X_i\beta_{j-1}) - g(X_i\beta_j), j = 2, \dots, M-1$$

$$P(Y_i = M) = g(X_i\beta_{M-1})$$

なお、 $M=2$  の場合は通常のロジスティックモデルと同等となる。

また、 $M>2$  の場合には、各カテゴリーを統合したロジスティックモデルとそれぞれ同等となる。

本稿においては上記の一般的な順序ロジスティックモデルの特別な場合である、parallel lines assumption に基づく順序ロジスティックモデルを使用した。なお、parallel lines assumption に基づく順序ロジスティックモデルは、以下の数式で示される。

$$P(Y_i > j) = g(X_i\beta) = \frac{\exp(\alpha_j + X_i\beta)}{1 + [\exp(\alpha_j + X_i\beta)]}, j = 1, 2, \dots, M-1$$

一般的な順序ロジスティックモデルとの違いは、全ての順序カテゴリー間をカットオフとした下位カテゴリーと上位カテゴリー間の比較において、 $\beta$  係数の値が一定であるという仮定を置いている点にある。

今回は、そう痒に関する 5 段階の連続変数を従属変数とし、調整すべき要因として前掲した性・年齢・併存症の有無・MH スコアに加え、それぞれの環境要因を個別に説明変数とした 4 通りのモデルを中心に検討した（以下、model A）。なお、環境要因に関する変数は、対象者数が最も均等に分割されるように 2 区分した。すなわち、各々において「1. とても深刻」「2. ある程度深刻」「3. あまり深刻ではない」、以上の選択肢の回答を「環境要因による被害あり」、「4. まったく深刻ではない」の選択肢の回答を「環境要因による被害なし」と操作的に定義し、2 値変数として使用した。また、環境要因とそう痒との関連におけるメンタルヘルスの役割を検討するため、model A の調整すべき要因から MH スコアを除いた説明変数を用いた 4 通りのモデルを、model A と同様の対象者に対して検討した（以下、model B）。これらのモデルの比較には likelihood-ratio test を用いた。

なお、model A に関しては、環境要因のカットオフの妥当性に関する感度分析として、各項目の回答 1・2・3・4 を逆転させた上で連続変数として投入したモデルを用いて検討した。

これらの順序ロジスティック回帰分析においては、parallel lines assumption が妥当なものであるかについて検討を行った。具体的には、Brant test により、全ての説明変数について parallel lines assumption を棄却していないかどうかを確認した。

対象者の背景・特性の記述における連続変数の単変量解析には分散分析を、2 値変数の単変量解析には Fisher の正確確率検定を用いた。有意水準は両側アルファレベル 0.05 未満を有意とした。なお、欠損値の補填は行わず、それぞれの分析で使用可能であった対象者数を明記することとした。

本稿における全ての統計学的分析は、Stata SE ver. 11.1 (StataCorp LP, Texas, USA) にて行った。

### 3. 結果

B 票における有効回答数 2,496 名のうち、そう痒に関する質問に回答した者は 2,478 名 (99.3%) であった。図 1 にそう痒に関する質問の回答における各カテゴリーの割合を示した。なお、回答者のうち、そう痒の症状が全くないとした者は 61.2% であった。

その他の患者特性・背景を含む記述統計量に関しては、表 1-表 2 に示す。

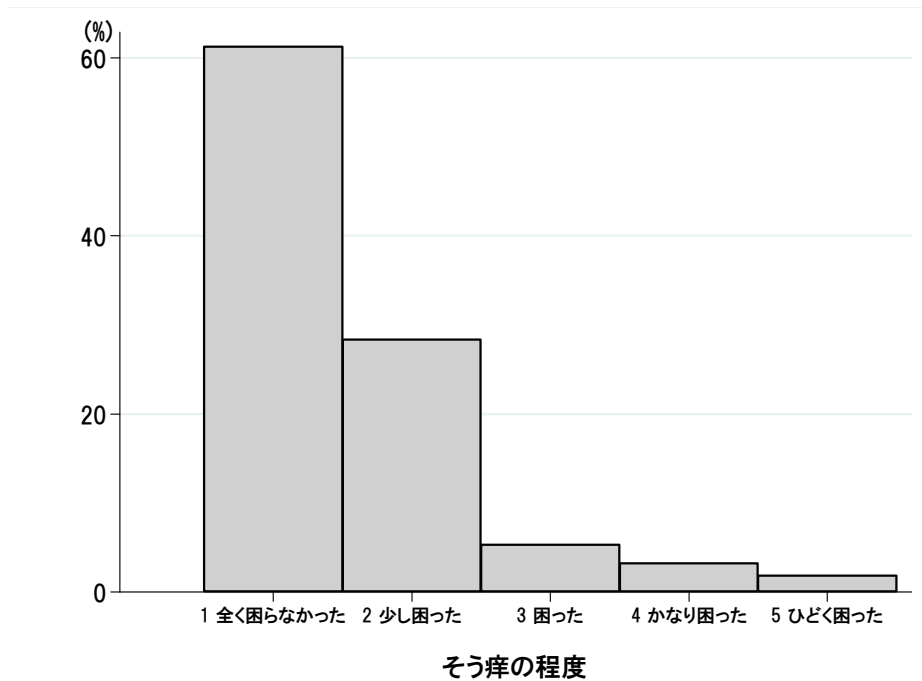


図1 そう痒に関する質問の回答における度数分布

表1 記述統計量

特性	平均	最小値	最大値	サンプル数
年齢, 歳 (SD)	53.7(17.0)	20	89	2,496
性別, 女性, %	53.8	0	1	2,496
高血圧, %	15.4	0	1	2,479
糖尿病, %	6.2	0	1	2,479
心血管疾患, %	4.6	0	1	2,479
呼吸器疾患, %	3.8	0	1	2,479
脳血管疾患, %	2.2	0	1	2,479
SF-12 下位尺度のスコア				
GH; 全体的健康感 (SD)	53.9(23.6)	0	100	2,492
PF; 身体機能 (SD)	86.7(23.7)	0	100	2,475
SF; 社会生活機能 (SD)	88.0(22.1)	0	100	2,496
RP; 日常役割機能 (身体) (SD)	81.2(23.8)	0	100	2,469
RE; 日常役割機能 (精神) (SD)	80.8(23.4)	0	100	2,470
VT; 活力 (SD)	52.7(26.3)	0	100	2,470
BP; 体の痛み (SD)	80.9(25.4)	0	100	2,479
MH; 心の健康 (SD)	68.5(20.3)	0	100	2,475
環境要因				
大気汚染, %	70.0	0	1	2,468
水質汚染, %	68.1	0	1	2,459
騒音被害, %	66.6	0	1	2,467
日照被害, %	58.2	0	1	2,465
そう痒, %	38.8	0	1	2,478

表2 各々のそう痒の程度における対象者の特性

特性	そう痒の程度 (人数)					P-value
	1 (n=1,517)	2 (n=703)	3 (n=132)	4 (n=80)	5 (n=46)	
年齢, 歳 (SD)	53.8(16.7)	54.0(17.0)	51.9(17.6)	51.2(17.5)	50.9(19.9)	0.31
性別, 女性, %	53.3	55.6	55.3	51.3	39.1	0.25
高血圧, %	15.5	15.8	14.6	10.1	22.2	0.49
糖尿病, %	5.7	6.0	8.5	7.6	15.6	0.08
心血管疾患, %	4.0	5.0	6.2	6.3	11.1	0.10
呼吸器疾患, %	2.8	4.0	6.9	12.7	8.9	<0.001
脳血管疾患, %	2.0	2.6	7.7	1.3	6.7	0.19
SF-12 下位尺度 MH スコア (SD)	70.4(20.2)	66.0(20.0)	64.6(21.3)	64.1(18.4)	62.8(20.7)	<0.001
大気汚染, %	67.0	75.2	74.8	68.8	78.3	0.001
水質汚染, %	65.7	72.6	70.0	66.7	73.3	0.02
騒音被害, %	63.9	71.2	70.0	70.5	69.6	0.01
日照被害, %	55.4	62.4	66.2	59.7	63.0	0.007

次に、そう痒の程度と各環境要因に関する model A (MH スコアを説明変数に含む) および model B (MH スコアを説明変数に含まない) の推定の結果を示す (表3 - 表6)。

なお、各環境要因は、先述の通り両群の人数ができる限り均等になるようなカットオフ点で、2 値変数にカテゴリー化して解析を行った。

表3 そう痒と大気汚染 (2 値) との関連における順序ロジスティックモデル

説明変数	model A				model B	
	adjusted odds ratio	95%CI	P-value	P-value for Brant test	adjusted odds ratio	P-value
大気汚染 (対なし)	1.34	1.12-1.61	0.002	0.25	1.39	<0.001
年齢 (10 歳増加毎)	0.98	0.93-1.03	0.48	0.12	0.96	0.12
性別, 女性 (対男性)	0.98	0.83-1.16	0.83	0.33	1.00	0.99
高血圧 (対なし)	1.00	0.78-1.27	0.97	0.52	1.02	0.89
糖尿病 (対なし)	1.33	0.94-1.87	0.11	0.32	1.39	0.06
心血管疾患 (対なし)	1.39	0.94-2.07	0.10	0.74	1.41	0.09
呼吸器疾患 (対なし)	2.17	1.44-3.25	<0.001	0.12	2.29	<0.001
脳血管疾患 (対なし)	1.05	0.60-1.85	0.87	0.15	1.16	0.61
SF-12 下位尺度 MH スコア (1SD 増加毎)	0.82	0.75-0.89	<0.001	0.98	-	-

log-likelihood = -2379.297 (model A), = -2391.115 (model B)

n = 2,424

likelihood-ratio test (model A vs. model B);  $P < 0.001$

表4 そう痒と水質汚染(2値)との関連における順序ロジスティックモデル

説明変数	model A				model B	
	adjusted odds ratio	95%CI	P-value	P-value for Brant test	adjusted odds ratio	P-value
大気汚染(対なし)	1.23	1.12-1.61	0.02	0.23	1.26	0.01
年齢(10歳増加毎)	0.98	0.93-1.03	0.47	0.11	0.96	0.11
性別, 女性(対男性)	0.99	0.83-1.16	0.93	0.37	1.01	0.87
高血圧(対なし)	1.00	0.78-1.27	0.99	0.74	1.02	0.87
糖尿病(対なし)	1.32	0.94-1.87	0.11	0.26	1.38	0.06
心血管疾患(対なし)	1.41	0.94-2.07	0.09	0.62	1.42	0.08
呼吸器疾患(対なし)	2.15	1.44-3.25	<0.001	0.17	2.28	<0.001
脳血管疾患(対なし)	0.98	0.60-1.85	0.95	0.37	1.09	0.77
SF-12 下位尺度 MH スコア(1SD 増加毎)	0.81	0.75-0.89	<0.001	0.96	-	-

log-likelihood =-2373.868 (model A), =-2386.018 (model B)

n =2,417

likelihood-ratio test (model A vs. model B);  $P < 0.001$ 

表5 そう痒と騒音被害(2値)との関連における順序ロジスティックモデル

説明変数	model A				model B	
	adjusted odds ratio	95%CI	P-value	P-value for Brant test	adjusted odds ratio	P-value
騒音被害(対なし)	1.28	1.07-1.52	0.007	0.65	1.32	0.002
年齢(10歳増加毎)	0.99	0.93-1.04	0.60	0.11	0.96	0.17
性別, 女性(対男性)	0.99	0.84-1.17	0.91	0.33	1.01	0.89
高血圧(対なし)	1.00	0.78-1.27	0.97	0.59	1.02	0.87
糖尿病(対なし)	1.32	0.94-1.86	0.11	0.34	1.39	0.06
心血管疾患(対なし)	1.45	0.99-2.15	0.06	0.73	1.47	0.051
呼吸器疾患(対なし)	2.20	1.47-3.30	<0.001	0.15	2.34	<0.001
脳血管疾患(対なし)	1.02	0.57-1.78	0.96	0.15	1.12	0.70
SF-12 下位尺度 MH スコア(1SD 増加毎)	0.81	0.75-0.88	<0.001	0.96	-	-

log-likelihood =-2380.601 (model A), =-2393.472 (model B)

n =2,425

likelihood-ratio test (model A vs. model B);  $P < 0.001$

表6 そう痒と日照被害(2値)との関連における順序ロジスティックモデル

説明変数	model A				model B	
	adjusted odds ratio	95%CI	P-value	P-value for Brant test	adjusted odds ratio	P-value
日照被害(対なし)	1.27	1.07-1.50	0.006	0.64	1.31	0.001
年齢(10歳増加毎)	0.98	0.93-1.04	0.56	0.12	0.96	0.16
性別, 女性(対男性)	0.99	0.84-1.17	0.90	0.31	1.01	0.91
高血圧(対なし)	1.01	0.79-1.28	0.94	0.65	1.03	0.79
糖尿病(対なし)	1.30	0.92-1.84	0.13	0.32	1.37	0.07
心血管疾患(対なし)	1.44	0.97-2.13	0.07	0.77	1.46	0.06
呼吸器疾患(対なし)	2.20	1.47-3.31	<0.001	0.14	2.34	<0.001
脳血管疾患(対なし)	1.02	0.58-1.78	0.96	0.15	1.12	0.70
SF-12 下位尺度 MH スコア(1SD 増加毎)	0.81	0.75-0.89	<0.001	0.96	-	-

log-likelihood =-2376.882 (model A), =-2389.001 (model B)

n =2,422

likelihood-ratio test (model A vs. model B);  $P < 0.001$ 

また、感度分析として、各環境要因を2値化せずに連続変数として扱った上で解析を行った。先にも述べたが、これらのモデルにおいては、環境要因の回答選択肢を「1. まったく深刻ではない」・「2. あまり深刻ではない」・「3. ある程度深刻」・「4. とても深刻」と逆転させた上で、説明変数として用いていることに注意を要する。

なお、推定の結果を以下の表7 - 表10に示す。

表7 そう痒と大気汚染(連続変数)との関連における順序ロジスティックモデル

説明変数	adjusted odds ratio	95%CI	P-value	P-value for Brant test
大気汚染(1段階増加毎)	1.12	1.00-1.25	0.045	0.11
年齢(10歳増加毎)	0.98	0.93-1.03	0.41	0.13
性別, 女性(対男性)	0.99	0.84-1.17	0.90	0.29
高血圧(対なし)	1.00	0.79-1.27	0.99	0.52
糖尿病(対なし)	1.32	0.94-1.86	0.11	0.31
心血管疾患(対なし)	1.39	0.94-2.06	0.10	0.74
呼吸器疾患(対なし)	2.18	1.45-3.28	<0.001	0.13
脳血管疾患(対なし)	1.04	0.59-1.83	0.90	0.19
SF-12 下位尺度 MH スコア(1SD 増加毎)	0.81	0.75-0.88	<0.001	0.98

log-likelihood =-2382.343

n =2,424



表 8 そう痒と水質汚染（連続変数）との関連における順序ロジスティックモデル

説明変数	adjusted odds ratio	95%CI	P-value	P-value for Brant test
水質汚染（1段階増加毎）	1.06	0.95-1.18	0.31	0.12
年齢（10歳増加毎）	0.98	0.93-1.03	0.38	0.11
性別，女性（対男性）	1.00	0.85-1.18	0.99	0.36
高血圧（対なし）	1.00	0.79-1.28	0.98	0.73
糖尿病（対なし）	1.31	0.93-1.85	0.12	0.25
心血管疾患（対なし）	1.42	0.95-2.10	0.08	0.63
呼吸器疾患（対なし）	2.17	1.44-3.27	<0.001	0.19
脳血管疾患（対なし）	0.98	0.55-1.73	0.94	0.38
SF-12 下位尺度 MH スコア（1SD 増加毎）	0.81	0.75-0.88	<0.001	0.97
log-likelihood =-2375.920				n =2,417

表 9 そう痒と騒音被害（連続変数）との関連における順序ロジスティックモデル

説明変数	adjusted odds ratio	95%CI	P-value	P-value for Brant test
騒音被害（1段階増加毎）	1.12	1.00-1.25	0.045	0.78
年齢（10歳増加毎）	0.98	0.93-1.04	0.52	0.13
性別，女性（対男性）	0.99	0.84-1.17	0.94	0.30
高血圧（対なし）	0.99	0.78-1.26	0.96	0.58
糖尿病（対なし）	1.32	0.93-1.86	0.12	0.33
心血管疾患（対なし）	1.46	0.99-2.15	0.06	0.73
呼吸器疾患（対なし）	2.18	1.46-3.28	<0.001	0.15
脳血管疾患（対なし）	1.02	0.58-1.79	0.95	0.14
SF-12 下位尺度 MH スコア（1SD 増加毎）	0.81	0.75-0.88	<0.001	0.96
log-likelihood =-2382.300				n =2,425

表 10 そう痒と日照被害（連続変数）との関連における順序ロジスティックモデル

説明変数	adjusted odds ratio	95%CI	P-value	P-value for Brant test
日照被害（1段階増加毎）	1.13	1.00-1.26	0.044	0.75
年齢（10歳増加毎）	0.98	0.93-1.03	0.48	0.14
性別，女性（対男性）	0.99	0.84-1.17	0.95	0.29
高血圧（対なし）	1.01	0.79-1.28	0.95	0.68
糖尿病（対なし）	1.30	0.92-1.83	0.14	0.33
心血管疾患（対なし）	1.42	0.96-2.11	0.08	0.77
呼吸器疾患（対なし）	2.19	1.46-3.29	<0.001	0.13
脳血管疾患（対なし）	1.01	0.58-1.77	0.97	0.15
SF-12 下位尺度 MH スコア（1SD 増加毎）	0.81	0.75-0.88	<0.001	0.95
log-likelihood =-2378.666				n =2,422

#### 4. 考察

本稿では、そう痒と、大気汚染・水質汚染・騒音被害・日照被害の各環境要因との関連を検討した。このうち、大気汚染・騒音被害・日照被害に関して、環境要因の変数を2値化せずに投入して行った分析においても有意な結果が得られたことは、これらのそう痒と環境要因との間に、何らかの関連があることを示唆するものと思われる。また、環境要因の有無の把握に患者の主観に基づく指標を取り入れている点においても新規性があると言え、以前から実施されている、大気汚染物質や騒音の客観的な計測とはまた別の把握法の可能性を示すものであろう。

今回の主な解析においては、各環境要因の有無に関して、被害が「まったく深刻ではない」と報告した対象者のみを「環境要因なし」と操作的に定義した。これにより、「環境要因なし」の対象者のうち、現実には環境要因の影響を受けている者の割合を最小限にできることが期待される。反面、推定結果は、「全く各環境要因による被害を感じていない者に比べ、わずかにでも被害を感じている者のそう痒のオッズ比」を示しているため、その解釈に留意する必要がある。

なお、検討した環境要因のうち、そう痒と大気汚染との関連に関しては、大気汚染物質への曝露がアトピー性皮膚炎や老人性色素斑などの皮膚疾患と関連があるとする、従来の知見に矛盾しないものであった。そう痒という最もありふれた皮膚症状と、大気汚染との間に関連があることが、日本の代表サンプルにおいても示されたことに意義があると考えられる。大気汚染は、現在の日本においても今なお解決すべき課題であると同時に、中国など新興工業国においても深刻な社会問題となりつつある。また、Morgenstern et al. (2008) は、大気汚染物質は個人レベルでのアレルギー感作とも用量反応性の関連があるとしている。これらを考慮すると、今後個人に対する大気汚染の影響を考える上では、本研究の質問項目のような主観に基づく評価は欠かすことのできないものになると思われる。

本研究では、そう痒と騒音被害との関連も示唆された。しかしながら、大気汚染では、その大気汚染物質による皮膚への直接的な刺激というメカニズムが広く提唱されている一方、騒音被害とそう痒の関連に関しては、文献を検索した限りにおいては具体的な報告を発見することができなかった。我々が今回想定している仮説としては、騒音被害が直接そう痒を起こすのではなく、これらの環境要因によりうつ症状などメンタルヘルスの低下を招くことで、結果としてそう痒の発症と関連するというものである。そのため、この仮説に基づき、信頼性・妥当性が検証されている尺度である SF-12 の下位尺度 MH スコアを用いて調整を行う model A、および MH スコアを用いて調整を行わない model B を用いて検討することとした。その結果、皮膚のそう痒と4通り全ての環境要因との関連を検討するための解析において、likelihood-ratio test を行い model A および B を比較したところ、有意に MH スコアを用いて調整することに意義があることが示された。しかしながら、model B と比較して、A におけるこれらの環境要因のそう痒に対するそれぞれの adjusted odds ratio は小さい値を示していたものの、大きな差があるとは言い難いものであった。通常、原因と結果の間に位置する中間変数を用いて調整すると、その因果関係を示す効果の指標（本研究では adjusted odds ratio に該当）は減じられるとされている（Rothman et al., 1998）。本研究では、model A と model B との間で adjusted odds ratio に大きな違いが認められなかったため、そう痒と騒音被害との間に中間変数としてメンタルヘルスが存在するとは言い難いであろうことが推察された。

また、そう痒と日照被害との関連に関しては、上に述べたメンタルヘルスを介した関連の他、紫外線のそう痒に対する効果を介した関連も考えられる。しかしながら、今回は治療として紫外線を用いる状況とは異なり、対象者の感じた日照被害の程度を把握しているのみであるため、実際の紫外線曝露と関連があるかどうかに関しては、本稿において結論づけることは難しい。また同時に、model A と model B の結果を考慮すると、そう痒と日照被害との間に中間変数としてメンタルヘルスが存在することも言い難いと考えられる。今回得られた疫学的な知見もふまえ、騒音被害および日照被害と皮膚症状の関連に関しては、生物学的なメカニズムも含め、今後さらなる検討が必要であると思われる。

なお、そう痒と水質汚染との関連に関しては、感度分析においては積極的に示唆する所見は得られなかった。その生物学的な根拠も十分とはいえず、本研究からは関連があるとは言えないと判断した。

本研究での統計学的手法の特長として、parallel lines assumption に基づく順序ロジスティックモデルを用いたことが挙げられる。parallel lines assumption は制約の多い仮定であるため、Brant test を用いて検討を加えた (Brant, 1990)。結果、本研究で用いたモデル全てに関して仮定は棄却されなかったが、そのことが parallel lines assumption が正しいことを担保するものではないことに注意されたい。実際、順序ロジスティックモデルに対しては否定的な意見もあり、他のモデルでの検証は今後の課題である。

本研究の限界について述べる。まず、そう痒および環境要因のいずれも自己記入式質問票における1項目ずつのみの主観に基づく指標であり、実際の状態を反映していない可能性がある。このことは、逆に本研究の強みでもあるが、先述したように客観的な指標によって主観に基づく指標が妥当なものであるかを明らかにする必要がある。さらには、環境要因の2値化の問題が挙げられる。今回我々は、できる限り恣意性を排除するため、対象者数を均等とするようなカットオフ点により2区分化した。さらには、感度分析として環境要因を連続変数としてそのまま説明変数に投入したモデルを用いて、結果の頑健性を確認した。しかしながら、各環境要因のカテゴリー間の差が一定であるとは考えにくく、そのまま説明変数として投入することには賛否があることも事実である。最後に、本研究は横断研究であるため、因果の方向性が不明であること、そう痒と環境要因との間に真の因果関係が存在するかどうかについても不明であることも付け加えておく。

## 5. 結論

本稿では、そう痒と大気汚染・水質汚染・騒音被害・日照被害の各環境要因との関連を検討した。その結果、大気汚染・騒音被害・日照被害の各環境要因による被害を全く感じていない者に比較して、少しでも感じているものはそう痒を有する割合が有意に高くなることが示唆された。今回の結果をふまえながらも、今後はより精緻な主観に基づく環境被害の指標を開発した上で、そう痒に代表される皮膚症状との関連性について調査を継続する必要があると思われる。

### [Acknowledgement]

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター (文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点) が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトである。

### [参考文献]

- Ananth, Cande, V., Kleinbaum, David, G., 1997, "Regression models for ordinal responses: a review of methods and applications," *International Journal of Epidemiology*, 26(6): 1323-33.
- Brant, Rollin, 1990, "Assessing proportionality in the proportional odds model for ordinal logistic regression," *Biometrics*, 46(4): 1171-8.
- Holm, Elisabeth A., Wulf, Hans C., Stegmann, Helen, and Jemec, Gregor B. E., 2006, "Life quality assessment among patients with atopic eczema," *British Journal of Dermatology*, 154(4): 719-25.
- 宮地良樹・生駒晃彦, 2006, 『かゆみ最前線』メディカルレビュー社.
- McCullagh, Peter, 1980, "Regression models for ordinal data," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 42(2): 109-42.
- Morgenstern, Verena, Zutavern, Anne, Cyrus, Josef, Brockow, Inken, Koletzko, Sibylle, Krämer, Ursula, Behrendt, Heidrun, Herbarth, Olf, von Berg, Andrea, Bauer, Carl P., Wichmann, Heinz-Erich, and Heinrich, Joachim, for the GINI Study Group, 2008, "Atopic diseases, allergic sensitization, and exposure to traffic-related air pollution in children," *American Journal of Respiratory and Critical Care Medicine*, 177(12): 1331-7.

- Pisoni, Ronald L., Wikström, Björn, Elder, Stacey J., Akizawa, Tadao, Asano, Yasushi, Keen, Marcia L., Saran, Rajiv, Mendelssohn, David C., Young, Eric W., and Port, Friedrich K., 2006, “Pruritus in haemodialysis patients: International results from the Dialysis Outcomes and Practice Patterns Study (DOPPS),” *Nephrology Dialysis Transplantation*, 21(12): 3495–505.
- Rothman, Kenneth, and Greenland, Sander, 1998, *Modern Epidemiology*, Lippincott Williams & Wilkins.
- Seckin, Dilek, Demircay, Zeynep, and Akin, Ozlem, 2007, “Generalized pruritus treated with narrowband UVB,” *International Journal of Dermatology*, 46(4): 367–70.
- Schreckenberg, Dirk, Griefahn, Barbara, and Meis, Markus, 2010, “The associations between noise sensitivity, reported physical and mental health, perceived environmental quality, and noise annoyance,” *Noise & Health*, 12(46): 7–16.
- Szyszkowicz, Mięczysław, Rowe, Brian H., and Colman, Ian, 2009, “Air pollution and daily emergency department visits for depression,” *International Journal of Occupational Medicine and Environmental Health*, 22(4): 355–62.
- Vierkötter, Andrea, Schikowski, Tamara, Ranft, Ulrich, Sugiri, Dorothea, Matsui, Mary, Krämer, Ursula, and Krutmann, Jean, 2010, “Airborne particle exposure and extrinsic skin aging,” *Journal of Investigative Dermatology*, 130(12): 2719–26.
- Williams, Richard, 2006, “Generalized ordered logit/partial proportional odds models for ordinal dependent variables,” *Stata Journal*, 6(1): 58–82.
- Yamamoto, Yosuke, Hayashino, Yasuaki, Yamazaki, Shin, Akiba, Takashi, Akizawa, Tadao, Asano, Yasushi, Saito, Akira, Kurokawa, Kiyoshi, Miyachi, Yoshiki, and Fukuhara, Shunichi, 2009, “Depressive symptoms predict the future risk of severe pruritus in haemodialysis patients: Japan Dialysis Outcomes and Practice Patterns Study,” *British Journal of Dermatology*, 161(2): 384–9.
- Yosipovitch, Gil, Greaves, Malcolm W., and Schmelz, Martin, 2003, “Itch,” *Lancet*, 361(9358): 690–4.