防御行動データに基づく大気質改善便益の計測

奥山 忠裕^{1*}

1 正会員 博士(経済学) 長崎県立大学経済学部地域政策学科 (〒858-8580 佐世保市川下町 123)

*E-mail: okuyama@sun.ac.jp

本研究の目的は、軽微な汚染状態でも便益計測を可能とする顕示選好データによる大気質の便益計測である。健康水準と関連した大気質のデータを調査し、マスク需要関数を推計、利用可能性について検証した。推計モデルとして、ポアソン回帰(*PSR*)、一般化端点解モデル(*GCS*)、家計内生産関数モデルである(*HPF*)を用いた。便益計測の結果、*PSR*を用いた場合、約1円/年~約681円/年、*GCS*で約6円/年~約4,226円/年、*HPF*で約0円/年~約9円/年となった。また、健康水準を考慮した場合、*HPF*では8円/年~28円/年、*GCS*では335円/年~3,648円/年として計測された。結果として、*PSR*および*GCS*は利用可能であるものの、*HPF*は従属変数の選択に課題がある点が指摘された。

Key Words: benefit calculation, air quality, revealed preference data, defensive expenditure

1. はじめに

化学的・生物的な物質を通じて大気汚染は人体および人間社会に深刻な被害をもたらす(*Gurjar et al. (2010)¹⁾*)。そのため、大気質改善便益の計測は環境評価関連研究の主たる関心の一つであり、汚染状態(健康被害)が深刻な地域を対象として表明選好法(*Stated Preference Method*; 以下 *SPM* と称す)および顕示選好法(*Revealed Preference Method*; 以下 *RPM* と称す)に基づく評価研究が行われてきた。*SPM*の事例として、*Alberini et al. (1997)²⁾*, *Yoo et al. (2008)³⁾*, *Wang and Zhang (2009)⁴⁾*は死亡リスクが発生するほど深刻な汚染状態を回避する方策の効果として便益計測を行い、*RPM*の事例として、*Anselin and Lozano-Gracia (2008)⁵⁾*は汚染が深刻なため死亡リスクが発生する地域においてヘドニックアプローチ(*Hedonic Approach*; 以下 *HA* と称す)を適用した便益計測を行っている。

ここで、予防原則(*Precautionary Principle*)に基づき大気汚染の被害を最小限に抑制するためには、軽微な汚染状態のうちに改善効果を計測し、政府や企業に広く認知させる必要があるものの、既存の *SPM* および *RPM* では困難な課題がある。

まず、*SPM* は、例えば、大気汚染が深刻な水準から問題ない水準まで改善するといった仮想的な施策(シナリオ)を提示し、それに対し、個々人が便益値を直接回答する手法であるため、*Hammitt and Graham (1999)⁶⁾*にある軽微な水準から問題のない水準といった小さな変化ではスコープ無反応性

の問題(微小な変化を判断し難いという人間特性上の課題)が発生し、回答が得られない可能性が高い。

次に、被害が深刻な地域では地価や労働賃金に汚染の影響が反映するため *HA* が利用可能であるものの、軽微な地域では立地などの要因も関連するため、汚染の影響が反映し難いという経済活動上の課題がある。

予防原則に即した環境汚染政策を実施するためには、大気汚染が軽微な状態においても利用可能な柔軟な便益計測法が必要と考えられる。そのため、本研究では、旅行費用法(*Travel Cost Method*; 以下、*TCM* と称す)に代表される需要関数アプローチ(*Demand Function Approach*; 以下 *DFA* と称す)を用いた便益計測手法を検討する。*DFA* は広く環境評価に用いられており、大気汚染の水準と関連性のある財需要量および大気汚染の状態を調査することで便益計測が可能と考えられる。他方、需要量に対応した大気質データを如何に調査するかが課題であり、当該データの適用事例が少ないため本研究にて検討する。

本研究の構成を述べる。2. において既存研究の整理を行い、3. において大気汚染を考慮した消費者行動モデルから推計モデルを考察し、4. において調査の概要と結果を述べる。5. において推計および計測結果を述べ、6. において考察を行う。最後に、7. において本研究の知見と課題をまとめる。

2. 需要関数アプローチの既存研究の整理

DFA による環境質の便益計測の一つに大野 (1999)⁷⁾, Hanley *et al.* (2003)⁸⁾ などにある *TCM* がある。 *TCM* は基本的な効用最大化問題から導出されるマーシャルの需要関数について、従属変数を旅行回数、説明変数に環境質を想定し、環境質の増加が需要量を増加させるという関係から事業有無の状態の消費者余剰を計測、その差をその事業の便益とする手法である。ポアソン回帰分析(Poisson Regression ; 以下 *PSR* と称す)や負の二項回帰分析によって需要関数を推計すれば計測できる簡便な手法のため広く用いられ、近年では Phaneuf and Siderelis (2003)⁹⁾, Whitehead *et al.* (2010)¹⁰⁾ にある効用関数を特定し、複数地域の選択問題を考慮した一般化端点解モデル(Generalized Corner Solution Model ; 以下 *GCS* と称す)へと発展した。

ここで、大気汚染を対象とした *DFA* は *TCM* とは効用最大化問題のフレームワークが異なる。大気汚染を想定した *DFA* の場合、従属変数となる財は大気汚染から身を守るための防御財(Defensive Goods)を意味する。Grossman (1972)¹¹⁾, Cropper (1981)¹²⁾ および Dickie (2003)¹³⁾ は、この防御財(の需要量)と環境水準から健康水準が家計内生産される消費者行動を想定した家計内生産関数アプローチ(Household Production Function Approach ; 以下 *HPF* と称す)を提示した。関連研究として、Elbert (2007)¹⁴⁾, 林山・野原(2008)¹⁵⁾ は、*HPF* の便益計測モデルを開発し、Zhang and Muz (2016)¹⁶⁾ は大気質からの防御財としてマスクを想定し、中国をゾーンに区分し、大気質の状態とマスクの購入量の関連性を分析しているものの、*HPF* を用いた大気汚染改善便益の事例は少ない。

この家計内生産を想定したモデル体系に基づく便益計測法には以下の3種類があると考えられる。

まず、家計内生産関数を含めた効用最大化問題からマーシャルの需要関数が導出された仮定し、*TCM* と同様の一般的な計測を行うという手法である。この手法の場合、既存研究同様に簡便な計測を行えるという利点がある。他方、家計内生産関数の情報がどの程度反映されているかの検証は困難である。

次に、*GCS* のように効用関数形を特定化し、その中に家計内生産関数が含まれると考え、計測を行う手法である。この手法を採用する場合、家計内生産関数の従属変数である健康水準を考慮する必要がないこと、Grossman (1972)¹¹⁾ および Cropper (1981)¹²⁾ といった既存の理論モデルと整合性があるという利点がある。他方、健康水準と家計内生産の要素(財需要、環境質)の関連性の推計は困難である。

最後に、Elbert (2007)¹⁴⁾, 林山・野原 (2008)¹⁵⁾ にある家計内生産関数を推計することで便益計測を行う手法である。この方法の利点は、家計内生産関数

のパラメータおよび防御財の価格情報のみで環境質変化の便益計測が可能となる点である(つまり需要関数の推計を必要としない)。他方、便益計測で重要となる所得・価格水準と財需要量との関連性を検証していないという課題がある。

これらの手法にはそれぞれ利点・課題があり、また汎用性を検証するため、本研究では全ての方法で推計を行う。

3. 消費者行動および推計モデル

(1) 消費者行動モデルと便益定義

本研究では、大気質の悪化(汚染)が発生した場合にある個人がその対策として購入する防御財として Zhang and Muz (2016)¹⁶⁾ に倣いマスクを想定する。その理由は、①時間・場所を選ばずに利用可能なこと、②耐久財ではなく消費財として取り扱い可能な場所が限られた場合、屋外の大気質改善効果の計測は困難であり、また、購入者が限定され、調査を困難にする可能性がある。なお、消費者行動として、Dickie (2003)¹³⁾ は①汚染物質の暴露の抑制および②健康水準の低下に対する防御行動の二つを想定したが、本研究では後者のみを想定することとなる。

環境質を q 、防御財の消費量を x とし、個人の健康水準 h が生産関数 $h(\cdot)$ から $h=h(x, q)$ として家計内生産されるものとする。防御財の購入および環境質の改善は健康状態を改善すると仮定し、 $\partial h / \partial x > 0$ および $\partial h / \partial q > 0$ とする。

次に、個人の効用水準 u 、合成財消費量 z とし、効用関数を $u=u(z, h)=u(z, h(x, q))$ とする。ここで、各変数について一階の微分は正、二階の微分は負、交差微分は非負、かつ z および x は正常財とし、以下の需要関数および家計内生産関数についても満たされていると仮定する。この効用を想定した場合、Elbert (2007)¹⁴⁾, 林山・野原 (2008)¹⁵⁾ にある *HPF* の便益計測手法が利用できる。最後に、所得： y 、合成財価格：1、防御財価格： p とし、効用最大化問題を式(1)、ラグランジュ方程式を式(2)として定義する。なお、未定乗数： λ である。

$$\text{Max}_{z, x} u(z, h(x, q)) \text{ s.t. } y = z + px \quad (1)$$

$$L \equiv u(z, h(x, q)) - \lambda(z + px - y) \quad (2)$$

式(1)を解くことで、マーシャルの需要関数が式(3)および式(4)、マーシャルの需要関数を効用関数に代入することで間接効用関数が式(5)、間接効用関数を所得について解くことで支出関数が導出される。ここで、マーシャルの需要関数において $\partial x^m / \partial p < 0$, $\partial x^m / \partial y > 0$, $\partial x^m / \partial q > 0$ 、支出関数において $\partial e / \partial p > 0$, $\partial e / \partial q < 0$ が便益計測の符号条件となる。

$$z^m = z(l, p, y, q) \quad (3)$$

$$x^m = x(l, p, y, q) \quad (4)$$

$$V \equiv u(z^*, h(x^*, q)) - \lambda^*(z^* + px^* - y) \quad (5)$$

$$e = e(l, p, u, q) \quad (6)$$

次に、便益について、式(4)から消費者余剰の変分(Consumer Surplus Variation; 以下 CSV と称す)が式(7)、式(6)から補償余剰(Compensating Surplus; 以下 CPS と称す)が式(8)として定義される。

$$CSV = \int_{p=\bar{p}}^{\hat{p}^w} x(l, p, y, q^w) dp - \int_{p=\bar{p}}^{\hat{p}^{wo}} x(l, p, y, q^{wo}) dp \quad (7)$$

$$CPS = \{e(l, p, u, q^{wo}) - e(l, p, u, q^w)\} \quad (8)$$

ここで、スーパースクリプト wo は施策無の水準、 w は施策有の水準、 $\hat{p}$ は財需要量をゼロにする価格水準、 $\bar{p}$ は観察された財需要量である。

(2) 推計モデルと便益計測式

2. の議論に基づき、本節では、大野(1999)⁷⁾、Hanley *et al.* (2003)⁸⁾から PSR、Elbert (2007)¹⁴⁾、林山・野原(2008)¹⁵⁾から HPF、Phaneuf and Siderelis (2003)⁹⁾、Whitehead *et al.* (2010)¹⁰⁾から GCS の推計モデルおよび便益計測について述べる。

a) ポアソン回帰分析

ポアソン回帰分析の需要関数形は式(9)、対数尤度関数は式(10)となる。また、CPS の計測のためには Eom and Larson (2006)¹⁷⁾にある積分可能性問題を解く必要があるが、パラメータの条件を満たすことが困難なため、式(7)にある CSV を利用すると計測式は式(11)となる。ここで、個人 $i \in \{1, \dots, N\}$ 、従属変数: x^m 、独立変数のベクトル: $\mathbf{x}$ 、独立変数のベクトル: β 、定数項: β_0 、価格のパラメータ: β_p 、環境質のパラメータ: β_q 、個人属性のベクトル: $\mathbf{s}$ とそのパラメータのベクトル: β_s である。

$$x^m = \exp(\mathbf{x}'\beta) \quad (9)$$

$$\text{where } \mathbf{x}'\beta = \beta_0 + \beta_p p + \beta_q q + \mathbf{s}'\beta_s$$

$$\ln L(\beta; x_i^m, \mathbf{x}) = \sum_{i=1}^N \{x_i^m \mathbf{x}'\beta - \exp(\mathbf{x}'\beta) - \ln x_i^m!\} \quad (10)$$

$$CSV = \{x(\cdot, q^{wo}) - x(\cdot, q^w)\} / \beta_p \quad (11)$$

b) 家計内生産関数モデル

まず、式(5)から $\lambda = u_H h_x / p$ となる。次に、財需要量が最適消費水準(*)にあるとすると、式(5)およびヤングの定理から $dV/dp = V_p = \lambda^* x^*$ 、 $dV/dy = V_y = \lambda^*$ 、 $dV/dq = V_q = u_H h_q$ が得られる。ここで、式(6)から、環境質変化による限界的便益(以下 MCPS と称す)は $MCPS \equiv -de/dq$ となり、 $-de/dq = V_q/V_y = u_H h_q / \lambda^* = (u_H h_q / u_H h_x) p$ より、式(12)が導出される。さらに、林山・野原 (2008)¹⁵⁾に従い、式(12)について環境水準の変化量で積分し、テイラー展開による近似を行うことで HPF による CPS の値が式

(13)として導出される。さらに、ヤングの定理から最適消費水準では $\partial MCPS / \partial y = MCPS_y = 0$ となることを仮定し、式(14)を計測に用いる。ここで、式(14)は近似式から導出されているため消費者余剰との差が小さくなる場合があることに注意されたい。

$$MCPS \equiv -dy/dq = (h_q / h_x) p \quad (12)$$

$$CPS \approx \frac{q^w - q^{wo}}{2} \left(\frac{(1 + MCPS_y^{wo}(q^w - q^{wo})) MCPS^w}{+ MCPS^{wo}} \right) \quad (13)$$

$$= \frac{q^w - q^{wo}}{2} (MCPS^w + MCPS^{wo}) \quad (14)$$

式(14)が示すように、HPF は家計内生産関数が推計できれば便益計測が可能であり、ポアソン回帰分析などで需要量と環境質の関連性の推計が難しい場合の代替的手法の一つとなる。他方、利用のためには健康状態のデータ(従属変数)が観察可能であり、かつ通常の DFA と同様、生産関数の形状によって便益値は異なる。本研究では、関数形を線形(以下 LN と称す)、セミログ(以下 SL と称す)、ダブルログ(以下 DL と称す)として特定化する。

$$LN: h = \alpha_0 + \alpha_x x + \alpha_q q + \mathbf{s}'\alpha_s \quad (15)$$

$$SL: \ln(h+1) = \alpha_0 + \alpha_x x + \alpha_q q + \mathbf{s}'\alpha_s \quad (16)$$

$$DL: \ln(h+1) = \ln \alpha_0 + \alpha_x \ln(x+1) + \alpha_q \ln q + \mathbf{s}'\alpha_s \quad (17)$$

ここで、 α : 推計パラメータ、SL、DL は従属変数および説明変数に 0 値が含まれる場合はデータに 1 を加算している。財消費量が健康状態の改善を意味する場合は $\partial h / \partial x > 0$ (逆の場合は $\partial h / \partial x < 0$) である。同様に $\partial h / \partial q > 0$ (逆の場合は $\partial h / \partial q < 0$) となる。本研究では、マスクの消費量が多い=健康状態が悪いことを意味するため $\partial h / \partial x < 0$ 、また、以下で説明する大気質の値の増加は健康の悪化を意味することから $\partial h / \partial q < 0$ を想定する。

HPF の推計は、上記の関数形について最小二乗法 (Ordinary Least Square; 以下 OLS と称す) および従属変数に 0 値が含まれるため Heckman (1974)¹⁸⁾ の 2 段階推定 (Heckman's Two Stage Estimation; 以下 HTS と称す) による推計を行う。詳細は補論 2 に記す。Tobit Model では困難な選択バイアスを修正可能なモデルであるため、推計に用いた。

c) 一般化端点解モデル

GCS の特徴は効用関数形を特定化し、クーン・タッカー条件からパラメータおよび厚生計測を行う点にある。本研究では式(18)なる Whitehead *et al.* (2010)¹⁰⁾の効用関数形を用いる。推計パラメータ: ρ , γ , 誤差項: ε とし、 $\theta = 1$ と固定する。なお、 $\rho > 1$ かつ $\beta_q > 0$ ならば、この関数形は 3. (1)にある効用関数の微分条件を満たす。

表-1 推計モデルと便益計測

推計モデル	推定法	便益	計測法	健康改善効果
需要関数分析	ポアソン回帰	消費者余剰	需要関数のパラメータから計測	計測できない
家計内生産関数モデル	①最小二乗法 ②ヘックマンの2段階推定	補償余剰	生産関数のパラメータおよび価格から計測 (関数形：線形、セミログ、ダブルログ)	計測する
一般化端点解モデル	最尤推定	補償余剰	①二分法による計測 ②家計内生産関数と同じ	計測する

$$u = (1/\rho)z^\rho + \Phi(s, \varepsilon) \ln(\Psi(q)x + \theta) \quad (18)$$

where $\Phi(s, \varepsilon) = s'\beta_s + \varepsilon$, $\Psi(q) = \beta_q q$
 $\rho = 1 - \exp(\rho^*)$

式(1)にある効用最大化問題を解くことで式(19)が得られ、誤差項が第 I 種極値分布に従うと仮定すると個人 i の尤度関数が式(20)として定義される。なお、 $I_{x_i > 0}$ は需要量が正となる場合に 1 となる関数、 v はスケール・パラメータ ($\ln v = v^*$)、ヤコビ行列の行列式 $|J|$ とその絶対値の記号 abs である。

$$\varepsilon_i \leq g_i(\cdot) = -s'_i \beta + \ln(x_i + \theta / \Psi(q_i)) + \ln p_i - (1 - \rho) \ln z_i \quad (19)$$

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \left\{ \begin{array}{l} -I_{x_i > 0} \times \frac{g_i}{v} - \exp\left(-\frac{g_i}{v}\right) \\ -I_{x_i > 0} \times \ln(v) + \ln(abs|J_i|) \end{array} \right\} \quad (20)$$

2. で考察した *GCS* の特徴から 2 つの便益計測法が考えられる。まず、von Haefen *et al.* (2004)¹⁹⁾ に基づく *GCS* の一般的な便益計測であり、詳細を補論 1 に記す。基本的な流れとしては観察された財需要量から効用水準および補償需要量を求め、予算制約式に代入することで支出関数を構成し、式(8)に基づく便益計測を行うものである。次に、効用関数内の一部を家計内生産関数と考え、計測を行う方法である。式(18)において $h(x, q) = \Psi(q)x + \theta$ と考え、式(14)を用いて計測する。この方法は、補論 1 にある *GCS* の複雑な厚生計測を避ける場合や(従属変数となる)大気汚染と対応した健康水準のデータが観察困難な場合の代替的な方法である。なお、計測値の精度を確認するため式(21)なる非線形モデルの推計を行い、*HPF* との近似の精度や符号の差異を確認する。

$$\ln(h+1) = \ln(\Psi(q)x + 1) \quad (21)$$

(3) 健康改善効果の便益計測

家計内生産関数が推計されたならば、観察されたデータから健康状態 h を計測することができる。この健康状態を用い、健康状態 1 単位当たりの便益値 (Benefit of Improving Health Status ; 以下、*BIHS* と称す) を式(22)として定義する。

$$BIHS \equiv CPS / (h^w - h^{wo}) \quad (22)$$

この値が大きいことは、健康 1 単位あたりに対する便益値が大きい、つまり健康状態の改善が必要になることを意味するため、環境状態の改善のみならず、健康の観点からも市民に対し説明責任を果たすことができる指標になると考えられる。

推計モデルの議論を表-1 にまとめる。すべての手法・関数形で計測を行い、*PSR* では健康水準の計測ができないため健康改善便益の計測から除外する。

4. 調査の概要と集計結果

(1) 調査の概要および項目

本調査は、2015 年 3 月、福岡市の居住者 (20 歳以上 69 歳以下) を対象としたインターネット調査で行われた。回答者数は 1,700 人であり、その内 118 名が誤回答 (マスクの購入量が予算制約を超える) もしくは所得がよくわからないと回答したため推計から排除し、結果 1,582 名のデータを利用することとした。表-2 に調査項目と解説および需要関数関連項目の質問・選択肢を付録に記す。次に、マスクの購入目的についても調査を行った。この購入目的の数は健康に不安を抱える項目と考えられることから大気質に関する購入目的の最大値 5 から購入目的数の合計値を控除し、健康状態の指標 (h) と考えることとした。最後に、マスクの購入に影響する他の要因として個人属性：性別、年齢、所得、大気汚染の健康被害：経験の有無および覚えている場合はその症状、大気汚染について敏感か否かを調査した。

(2) 調査結果

まず、需要関数関連項目としてマスクの平均購入数 (*MASK*) は約 6.5 枚/年、その平均価格 (*PRICE*) は約 336 円である。次に、その購入目的として、風邪・インフルエンザが約 44.2% と最も多く、次いで花粉等の対策 (*PIFL*) および PM2.5 の対策 (*PPM*) が約 27.5% となった。これらのデータから構築した健康状態の指標 (h) の平均値は約 3.67 である。

個人属性は、男性割合 (*GND*) が約 50.%, 平均年齢 (*AGE*) が約 44.5 歳である。なお、福岡市 (2016)²⁰⁾ にある 2015 年 3 月の 20 歳代から 69 歳までの福岡市の男性割合は 48.2%, 平均年齢は 43.9 歳であり、調査データの値に近い。また、回答者の平均世帯所得は約 530 万円であり、20 歳代から 69 歳までの平均

表-2 基本統計量

解説 (単位)	変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
需要関数関連項目					
マスクの購入数 (個)	<i>MASK</i>	6.5278	15.3189	0	101
マスクの価格 (円)	<i>PRICE</i>	336.2082	344.6515	15	10,000
購入目的項目					
1: 風邪・インフルエンザ, 0: その他	<i>PIFL</i>	0.4425	0.4968	0	1
1: 花粉等の対策, 0: その他	<i>PPLN</i>	0.2750	0.4466	以下同じ	以下同じ
1: 黄砂の対策, 0: その他	<i>PYLW</i>	0.2649	0.4414		
1: PM2.5 の対策, 0: その他	<i>PPM</i>	0.2750	0.4466		
1: その他汚染物質の対策, 0: その他	<i>PAIR</i>	0.1056	0.3074		
1: その他の理由, 0: その他		0.0512	0.2205		
上記の <i>PIFL</i> から <i>PAIR</i> までの合計値を 5 から控除した健康状態の指標	<i>h</i>	3.6372	1.6549	0	5
個人属性項目					
性別	<i>GND</i>	0.5025	0.5002	0	1
年齢	<i>AGE</i>	44.4526	13.1404	20	69
世帯所得 (円)	<i>ICM</i>	5,309,734.5133	3,429,162.9906	500,000	16,000,000
大気汚染による被害経験項目					
1: 自身に被害経験有り, 0: その他	<i>DMM</i>	0.6049	0.4890	0	1
1: 家族に被害経験有り, 0: その他	<i>DMF</i>	0.5278	0.4994	以下同じ	以下同じ
1: 鼻の症状, 0: その他	<i>DNOSE</i>	0.0784	0.2689		
1: 目の症状, 0: その他	<i>DEYE</i>	0.0904	0.2868		
1: 喉の症状, 0: その他	<i>DTRO</i>	0.0657	0.2479		
1: アレルギー・花粉症, 0: その他	<i>DARL</i>	0.0202	0.1408		
1: 咳・呼吸, 0: その他	<i>DBRS</i>	0.0784	0.2689		
1: 皮膚, 0: その他	<i>DSKN</i>	0.0202	0.1408		
1: 体調不良等その他, 0: その他	<i>DOTR</i>	0.0360	0.1864		
大気汚染への感度項目					
1: 敏感な人, 0: 健康な人	<i>SENS</i>	0.2990	0.4580	0	1
大気質の状態項目					
環境質 (調整有)	<i>EQA</i>	181.0727	93.2237	76	501
環境質 (調整無)	<i>EQNA</i>	156.9893	66.1414	76	401

N=1,582

所得の情報はないものの、萩原 (2009)²¹⁾によるとインターネット調査の回答者の所得は平均より高い傾向にあるため、高い水準にあると推察される。

次に、大気汚染による被害経験データについて、まず、自身もしくは家族に被害があったと回答したものは、それぞれ約 60.4%、約 52.7%となった。次に、自身に発生した症状として、目の症状と回答したものが約 9.0%と最も多く、次で、鼻や咳の症状と回答したものが約 7.8%であった。

最後に、大気汚染への感度として、敏感と回答したものが約 29.9%であった。

(3) 環境質に関する質問

1. で述べたように、需要量に対応した大気汚染の水準を如何に調査するかが *DFA* の課題である。個人の生活環境で大気質の状態は大きく異なる。本研究では健康状態＝大気質の水準と考え、健康状態を質問することで防御財需要と関連する大気質の水準を調査することとした。

我が国では大気質と健康被害の対応関係を示した情報は少ない。そのため、Utha Department of Health (2015)²²⁾および Zhang and Muz (2016)¹⁶⁾にある米国の PM2.5 の環境基準に基づく指標 (Air Quality Index; 以下 *AQI* と称す) を用いた質問を作成した。これには大気汚染の状態として、問題ない、良好～危険なまでに悪いの 6 段階があり、本調査では (区別が難しいため) 『問題ない』の水準を良好に含めた 5 段階の解説を提示し (表-3)、表-4 にある大気の状態の選択肢欄の中からあてはまる項目を選択してもらった。なお、各選択肢に対応した健康被害の状態は大気汚染に敏感か否かで異なっており (表-3)、敏感な人と健康な人を区分し、敏感な人は表-3 にある「健康被害 (敏感な人)」の内容を参照してもらっている。各選択肢への回答者数は表-4 の回答結果のとおりである。

表-3 の第一列の括弧内のように合衆国の *AQI* 値は 51~100 などの範囲で表示されている。そのため、推計データはその中央値付近とし、敏感な人と健康

表-3 大気質の状態と健康状態の関連

大気の状態 (AQIの範囲)	健康被害（健康な人）	健康被害（敏感な人）
良好 (51~100)	何も無し	何も無し
若干悪い (101~150)	多くの人々が次の症状を示す可能性がある。不定期に咳をしだす。また約 2%程度の人々が以下の経験をするだろう。通常の呼吸とは異なり、ぜいぜい息をしだす。深い息でせき込みだす。運動や深い呼吸をした際に明確に不快な気分になる。これらの症状は 4 時間未満程度続く。	敏感な人々の多くが次の症状を示すようになる。通常の呼吸とは異なり、ぜいぜい息をしだす。深い息でせき込みだす。運動や深い呼吸をした際に明確に不快な気分になる。これらの症状は 4 時間未満程度続く。
悪い (151~200)	多くの人々が上記の症状を示すようになる。また、5%程度の人々が次の症状を示す。短い呼吸でぜいぜいと息をしだす。自然と頻繁に咳をしだす。運動や深呼吸をした際に顕著に不快な気分になる。これらの症状が 4 時間～24 時間以内まで続く。	敏感な人々の多くが次の症状を示すようになる。；短い呼吸でぜいぜいと息をしだす。自然と頻繁に咳をしだす。運動や深呼吸をした際に顕著に不快な気分になる。これらの症状が 4 時間～24 時間以内まで続く。
とても悪い (201~300)	多くの人々が上記の症状を示すようになる。また、10%～15%の人々が次の症状を示すようになる。短い呼吸で持続的にぜいぜいと息をしだす。持続的に止まらない咳がでる。運動や深呼吸をした際にとてつもなく不快な気分になる。これらの症状が 24 時間以上続く。	敏感な人々の多くが次の症状を示すようになる。短い呼吸で持続的にぜいぜいと息をしだす。持続的に止まらない咳がでる。運動や深呼吸をした際にとてつもなく不快な気分になる。これらの症状が 24 時間以上続く。また、この汚染の水準は医療機関の利用、救急室や診療室の訪問、入院を増加させる可能性がある。
危険なほどに悪い (301~500)	多くの人々が次の症状を示すようになる。短い呼吸で持続的にぜいぜいと息をしだす。持続的に止まらない咳がでる。運動や深呼吸をした際にとてつもなく不快な気分になる。これらの症状が 24 時間以上続く。	敏感な人々の多くが上記の症状を示すようになる。この大気汚染の水準は緊急事態となる健康状態を誘発する可能性がある。

表-4 回答結果およびデータ変換時の値

大気の状態の選択肢	回答結果 ：健康な人	回答結果 ：敏感な人	合計	データ変換 ：健康な人	データ変換 ：敏感な人
『良好』と思う	157	15	172	76	126
『若干悪い』と思う	580	168	748	126	176
『悪い』と思う	289	168	457	176	251
『とても悪い』と思う	61	83	144	251	401
『危険なまでに悪い』と思う	22	39	61	401	501

な人の整合性を図るため、敏感な人のデータは 1 段階上の AQI の値を採用した。たとえば、健康な人が良いを選択した場合の範囲は 51~100 でありデータは 76、敏感な人が良いを選択した場合、1 段階上の 126 を採用している。その値が表-3 にあるデータ変換：健康な人の値およびデータ変換：敏感な人の値である。これらの設計に基づき、大気汚染に敏感な人の値を調整したデータが表-2 の環境質調整有、調整しないデータが環境質調整無の値である。

推計は R ver 3.2 を用いて行われ、まず、すべての変数を用いて線形の OLS による変数選択を行い、次に、選択された変数のみで表-1 の各推計を行う。

5. 推計結果

(1) 推計結果

a) 変数選択、ポアソン回帰、一般化端点解モデル

推計結果を表-5 に示す。ここで、VIF：Variance Inflation Factor、括弧内が標準偏差、LL：対数尤度

の最大値、AIC；赤池情報量基準、BIC：ベイズアン情報量基準、 R^2 ：OLS の場合は調整済み決定係数、PSR および GCS の場合は MacFadden の擬似決定係数であり、PSR は定数項(CONT)以外の変数を 0、GCS は ν および β_0 以外を 0 として $LL(0)$ を計測している。最後に、表中に記載のない変数として、GCS のパラメータ値 ν ：0.5066 (0.0271)、 ρ ：1.6429 (0.1220)かつ各変数の p-値は 1%未満である。

まず、線形モデルを仮定し、OLS1 は全データ、OLS1(EQA)は環境質調整有り、OLS1(EQNA)は調整無しのデータを用いた推計結果、OLS2 はステップワイズ法による変数選択の結果である。需要関数関連項目：PRICE、購入目的項目：PIFL、PPLN、PPM、PAIR、個人属性項目：GND、ICM、被害経験項目：DNOSE、DBRS、大気質の状態項目：EQA、EQNA が変数として選択された。大気汚染への感度項目：SNES は、OLS2 (EQNA)で変数として選択されているものの、OLS2 (EQA)では選択されていないため、PSR および GCS の推計では除外した。次に、OLS2(EQA)と OLS2(EQNA)の R^2 をみると、

表-5 変数選択と需要関数の推計

	OLS1 (EQA)		OLS1 (EQNA)		OLS2 (EQA)	OLS2 (EQNA)	PSR	GCS
	Estimates	VIF	Estimates	VIF	Estimates	Estimates	Estimates	Estimates
CONT.	-2.2110 ^d (1.6501)		-2.3928 ^d (1.7120)		-2.4080 ^b (1.0633)	-2.4419 ^b (1.1732)	0.2968 ^a (0.0400)	-5.7433 ^a (1.1618)
PRICE	-0.0072 ^a (0.0010)	1.0306	-0.0072 ^a (0.0010)	1.0305	-0.0072 ^a (0.0010)	-0.0071 ^a (0.0010)	-0.0019 ^a (0.0001)	
PIFL	6.1388 ^a (0.8684)	1.5802	6.1390 ^a (0.8690)	1.5817	6.2151 ^a (0.8557)	6.2037 ^a (0.8568)	1.2524 ^a (0.0309)	3.5996 ^a (0.2341)
PPLN	5.8175 ^a (0.9835)	1.6382	5.7975 ^a (0.9836)	1.6376	6.0387 ^a (0.9289)	5.9947 ^a (0.9303)	0.6614 ^a (0.0236)	0.5785 ^a (0.1343)
PYLW	1.0287 ^d (1.3673)	3.0923	1.0543 ^d (1.3675)	3.0915				
PPM	2.5713 ^b (1.2930)	2.8314	2.5636 ^b (1.2935)	2.8319	3.1029 ^a (1.0169)	3.0475 ^a (1.0227)	0.2984 ^a (0.0254)	0.6186 ^a (0.1445)
PAIR	2.4792 ^c (1.2931)	1.3412	2.5285 ^c (1.2930)	1.3403	2.7475 ^b (1.2709)	2.7597 ^b (1.2735)	0.1342 ^a (0.0253)	0.1535 ^d (0.1619)
GND	1.8841 ^a (0.7199)	1.1007	1.8740 ^a (0.7201)	1.1006	1.9448 ^a (0.7100)	1.9413 ^a (0.7105)	0.2350 ^a (0.0203)	0.0158 ^d (0.1214)
AGE	0.0057 ^d (0.0268)	1.0502	0.0053 ^d (0.0268)	1.0503				
ICM	4.0132e-07 ^a (1.0350e-07)	1.0695	4.0127e-07 ^a (1.0353e-07)	1.0695	4.0358e-07 ^a (1.0138e-07)	4.0164e-07 ^a (1.0148e-07)	6.4853e-08 ^a (2.6510e-09)	
DMM	-0.2923 ^d (0.8325)	1.4071	-0.3131 ^d (0.8325)	1.4062				
DMF	-0.0428 ^d (0.8096)	1.3876	-0.0324 ^d (0.8098)	1.3878				
DNOSE	-3.3119 ^a (1.4877)	1.3582	-3.3220 ^b (1.4881)	1.3581	-3.4069 ^b (1.3389)	-3.5327 ^a (1.3536)	-0.3432 ^a (0.0324)	-0.1988 ^d (0.1885)
DEYE	-1.2854 ^b (1.4074)	1.3836	-1.3177 ^d (1.4076)	1.3832				
DTRO	-0.2107 ^d (1.5110)	1.1912	-0.2096 ^d (1.5115)	1.1913				
DARL	3.2182 ^d (2.5420)	1.0879	3.3238 ^d (2.5421)	1.0873				
DBRS	3.0808 ^b (1.3672)	1.1471	3.1058 ^b (1.3674)	1.1468	2.8385 ^b (1.3373)	2.7880 ^b (1.3437)	0.1501 ^a (0.0296)	0.2585 ^d (0.1931)
DSKN	-0.9882 ^d (2.5078)	1.0588	-1.0087 ^d (2.5084)	1.0587				
SENS	0.6756 ^d (1.0146)	1.8329	1.6580 ^d (0.8685)	1.3423		1.5978 ^c (0.8482)		
EQA	0.0130 ^a (0.0047)	1.6426			0.0150 ^a (0.0039)		0.0019 ^a (0.0001)	0.0045 ^a (0.0006)
EQNA			0.0144 ^a (0.0055)	1.14		0.0148 ^a (0.0055)		
LL	-6369.2422		-6369.6645		-6371.3285	-6371.6919	-10512.3570	-3435.7117
AIC	12780.4844		12781.3290		12766.6570	12769.3838	21046.7141	6893.4233
BIC	12893.1797		12894.0244		12831.0544	12839.1476	21105.7450	6952.4542
R ²	0.2064		0.2060		0.2089	0.2080	0.3608	0.1238

N=1,582; a:p-値<1%, b:p-値<5%, c:p-値<10%, d:p-値>=10%; e-x=10^{-x}

OLS2(EQA)の値が高いことから、PSR、GCS および HPF の推計では EQA のみを用いた。

次に、符号について、すべてのモデルで PRICE は負値、ICM および EQA は正値かつ p-値は 1%未満となっており、理論モデルと整合性がある。その他の項目では、符号はすべてのモデルで同じ結果となった。購入目的項目 (PIFL, PPLN, PPM, PAIR) は正値を示し、GCS の PAIR 以外の p-値は 5%未満である。個人属性項目 (GND) は正値かつ GCS 以外のモデルで p-値は 1%未満となった。最後に、被害経験項目は DNOSE が負値、DBRS が正値、p-値

は GCS 以外のモデルで 5%未満となった。鼻と呼吸の区別が難しく、鼻の症状についても呼吸と回答したため、DNOSE が負値となった可能性がある。

b) 家計内生産関数

線形の OLS を用いた HPF の推計結果を表-6 に示す。OLS_LN : 線形, OLS_SL : セミログ, OLS_DL : ダブルログであり、 $\partial MBQHP / \partial y \equiv 0$ の確認のため、OLS には ICM (所得)を加えた。この ICM の p-値はすべての関数形で 10%未満となり、3(2) の $\partial MBQHP / \partial y \equiv 0$ の仮定に問題はない可能性が高い。他の変数の p-値は 1%未満かつ VIF 値も低い。その

表-6 家計内生産関数の推計：重回帰分析

	<i>OLS_LN</i>	<i>OLS_SL</i>	<i>OLS_DL</i>
	<i>Estimates</i>	<i>Estimates</i>	<i>Estimates</i>
<i>CONT</i>	3.9447 ^a (0.1016)	1.5546 ^a (0.0316)	2.0475 ^a (0.1174)
<i>MASK</i>	-0.0395 ^a (0.0024)	-0.0113 ^a (0.0007)	-0.2264 ^a (0.0082)
<i>EQA</i>	[1.0366] -0.0010 ^b (0.0004)	[1.0366] -0.0004 ^a (0.0001)	[1.0666] -0.0821 ^a (0.0230)
<i>GND</i>	[1.0759] 0.5265 ^a (0.0730)	[1.0759] 0.1399 ^a (0.0227)	[1.0792] 0.0817 ^a (0.0201)
<i>ICM</i>	[1.0340] 2.9032e-09 ^d (1.0642e-08)	[1.0340] 1.2239e-09 ^d (3.3117e-09)	[1.0457] 5.2623e-09 ^d (2.9107e-09)
<i>DNOSE</i>	[1.0332] -1.3224 ^a (0.1362)	[1.0332] -0.4233 ^a (0.0424)	[1.0357] -0.3318 ^a (0.0375)
<i>DBRS</i>	[1.0404] -0.5647 ^a (0.1390)	[1.0404] -0.1816 ^a (0.0433)	[1.0546] -0.1381 ^a (0.0379)
	[1.0833]	[1.0833]	[1.0816]
<i>LL</i>	-2804.3654	-957.5706	-751.5224
<i>AIC</i>	5624.7309	1931.1412	1519.0449
<i>BIC</i>	5667.6624	1974.0728	1561.9764
<i>R</i> ²	0.2559	0.2413	0.4153

N=1,582; a:p-値<1%, b:p-値<5%, c:p-値<10%, d:p-値>=10%
; e-x=10^{-x}; []内の値は VIF 値

ため、*ICM* を除く変数を *HTS* による家計内生産関数の推計に用いることとした。

その結果を表-7 に示す。*HTS* のセレクションモデルに *GND*, *DNOSE* および *DBRS*, アウトカムモデルでは家計内生産関数の主要素である *MASK*, *EQA* およびセレクションバイアスの検定に用いる変数 *LAMBDA* である。*SIG*, *RHO* は確率分布のパラメータであり、残差から算出されている。*HPF_LN*: 線形, *HPF_SL*: セミログ, *HPF_DL*: ダブルログの結果である。

MASK および *EQA* の符号は想定通りすべてのモデルで負値である。p-値は *MASK* がすべてのモデルで 1%未満 *EQA* は *HPF_LN* で 10%未満となり、統計的に有意とは考え難い。次に、*GND* の符号は正値かつ *HPF_DL* 以外では 5%未満となっており、男性の方が健康的である＝大気汚染からの影響を受け難いことが示唆された。次に、*DNOSE*, *DBRE* はすべてのモデルで負値かつ p-値は 1%未満となったことから、被害を受けた個人は健康ではないという整合的な結果となった。最後に、*LAMBDA* が有意になっていることから選択バイアスが発生している可能性があり、変数 *LAMBDA* の値は 0 として *HPF* の便益計測に用いる。

最後に、*GCS* について、*GCS_GCS* (表-5 にある環境質のパラメータの結果の再掲), *R* の *nl*s 関数による *GCS_NL*: 式(21)の推計結果を表-8 に示す。*EQA* の符号が負値かつ有意となっているため、従属変数

表-7 家計内生産関数の推計：2 段階推定

	<i>HPF_LN</i>	<i>HPF_SL</i>	<i>HPF_DL</i>
	<i>Estimates</i>	<i>Estimates</i>	<i>Estimates</i>
1 st : Probit			
<i>CONT</i>	1.6148 ^a (0.0758)	1.6148 ^a (0.0758)	1.6148 ^a (0.0758)
<i>GND</i>	0.2050 ^b (0.1053)	0.2050 ^b (0.1053)	0.2050 ^c (0.1053)
<i>DNOSE</i>	-0.7895 ^a (0.1412)	-0.7895 ^a (0.1412)	-0.7895 ^a (0.1412)
<i>DBRE</i>	-0.4726 ^a (0.1519)	-0.4726 ^a (0.1519)	-0.4726 ^a (0.1519)
<i>LL</i>	-338.9422	-338.9422	-338.9422
<i>AIC</i>	685.8843	685.8843	685.8843
<i>BIC</i>	707.3501	707.3501	707.3501
2 nd : OLS			
<i>CONT</i>	4.7284 ^a (0.0830)	1.7593 ^a (0.0216)	2.0024 ^a (0.0837)
<i>MASK</i>	-0.0353 ^a (0.0023)	-0.0085 ^a (0.0006)	-0.1816 ^a (0.0061)
<i>EQA</i>	-0.0005 ^d (0.0004)	-0.0002 ^b (0.0001)	-0.0389 ^b (0.0167)
<i>LAMBDA</i>	-4.6516 ^a (0.4271)	-1.2416 ^a (0.1113)	-0.9162 ^a (0.0949)
<i>SIG</i>	2.4356	0.6461	0.4950
<i>RHO</i>	-1.9099	-1.9218	-1.8509
<i>LL</i>	-2448.8649	-452.3458	-197.2560
<i>AIC</i>	4907.7299	914.6916	404.5120
<i>BIC</i>	4934.2457	941.2075	431.0279
<i>R</i> ²	0.2042	0.1945	0.4287

表-8 家計内生産関数の推計：一般化端点解モデル

	<i>GCS_GCS</i> (再掲)	<i>GCS_NL</i>
	<i>Estimates</i>	<i>Estimates</i>
<i>EQA</i>	0.0045 ^a (0.0006)	-0.0110 ^a (0.0006)
<i>LL</i>	-	-2790.6561
<i>AIC</i>	-	5585.3121
<i>BIC</i>	-	5596.0450

N=1,582; a:p-値<1%, b:p-値<5%, c:p-値<10%, d:p-値>=10%

を考慮しなくとも、*GCS* にある家計内生産関数を用いることは妥当である可能性が高い。

(3) 便益計測

a) 大気質の改善便益の計測

データ構築に従い、 $q^w=76$, $q^w \in \{77, 126, 176, 251, 401, 501\}$ として便益計測を行った結果を表-9 に示す。*PSR* の値は *CSS*, その他は *CPS* の概念に基づく値、括弧内は有効数字考慮済みの値である。*HPF*_, *GCS_HP*, *GCS_NL* は式(14)にある家計内生産関数に基づく値であり、*GCS_HP* は *GCS* の推計パラメータ、*GCS_NL* は非線形回帰の推計パラメータを用いた場合の値である。*GCS_GCS* は通常の *GCS* の計測値である。

結果として、*PSR*: 1 円/年~681 円/年, *HPF_LN*: 0 円/年~6 円/年, *HPF_SL*: 0 円/年~9

表-9 便益計測の結果 (円/年)

q^w	PSR	HPF_LN	HPF_SL	HPF_DL	GCS	GCS_HP	GCS_NL
77	1.0453 (1)	0.0149 (0)	0.0229 (0)	0.0183 (0)	6.2397 (6)	9.9440 (9)	24.0971 (24)
126	54.7614 (54)	0.7467 (0)	1.1445 (1)	0.7379 (0)	314.8593 (314)	497.1980 (497)	1,204.8541 (1,204)
176	114.9517 (114)	1.4935 (1)	2.2890 (2)	1.3181 (1)	634.8239 (634)	994.3960 (994)	2,409.7081 (2,409)
251	216.6084 (216)	2.6136 (2)	4.0058 (4)	2.0988 (2)	1,122.2575 (1,122)	1,740.1931 (1,740)	4,216.9893 (4,216)
401	468.7384 (468)	4.8538 (4)	7.4393 (7)	3.5589 (3)	2,115.6788 (2,115)	3,231.7872 (3,231)	7,831.5515 (7,831)
501	681.2376 (681)	6.3473 (6)	9.7284 (9)	4.5060 (4)	2,786.6771 (2,786)	4,226.1832 (4,226)	10,241.2596 (10,241)

表-10 健康状態の計測値

q	HPF_LN	HPF_SL	HPF_DL	GCS_HP^*	GCS_NL
76	4.4577	5.4135	4.4506	5.6261	3.8338
126	4.4314	5.3609	4.3639	4.6883	2.6366
176	4.4050	5.3089	4.3075	3.9407	1.9452
251	4.3654	5.2318	4.2483	3.0935	1.4149
401	4.2863	5.0810	4.1716	2.0610	1.0799
501	4.2336	4.9828	4.1356	1.6744	1.0267

*整合性のためパラメータに負値をとり計測した

表-11 健康単位あたりの便益計測 (円/健康/年)

q^{wo}	$BIHS_{HPF_LN}^{HPF_LN}$	$BIHS_{HPF_SL}^{HPF_SL}$	$BIHS_{HPF_DL}^{HPF_DL}$	$BIHS_{GCS_HP}^{GCS_HP}$	$BIHS_{GCS_HP}^{GCS_HP}$	$BIHS_{GCS_NL}^{GCS_NL}$
126	28.3156 (28)	21.7861 (21)	8.5078 (8)	335.7447 (335)	530.1785 (530)	1,006.4163 (1,006)
176	28.3156 (28)	21.8923 (21)	9.2083 (9)	376.6425 (376)	589.9776 (589)	1,275.9341 (1,275)
251	28.3156 (28)	22.0523 (22)	10.3769 (10)	443.1102 (443)	687.0949 (687)	1,743.3245 (1,743)
401	28.3156 (28)	22.3746 (22)	12.7541 (12)	593.4302 (593)	906.4892 (906)	2,843.8309 (2,843)
501	28.3156 (28)	22.5912 (22)	14.3028 (14)	705.1808 (705)	1,069.4541 (1,069)	3,648.2973 (3,648)

円/年, HPF_DL : 0 円/年~4 円/年, GCS_GCS : 6 円/年~2,786 円/年, GCS_HP : 9 円/年~4,226 円/年, GCS_NL : 24 円/年~10,241 円/年となり, HPF_DL を用いた値が最も小さく, 次いで PSR , GCS_NL が最も大きい値となった。

ここで, 既存研究と比較を行う。需要分析を用いた大気質の個人的便益の計測を行った事例が少ないため, SPM も含むものとする。国内の事例として奥山 (2014)²³⁾はコンジョイント分析を用い, 黄砂の便益値が約 700 円/年, $PM_{2.5}$ は約 2,000 円/年と計測している。仮想市場法を用いたアジアを対象とした既存研究では, Wang and Zhang (2009)⁴⁾が 27 米ドル/年, Yoo et al. (2008)³⁾が 4.6 米ドル/月, Bayer et al. (2009)²⁴⁾が 25.40 米ドル/年である。また, Bayer et al. (2009)²⁴⁾はヘドニック法による計測を行っており, 55.20 米ドル/年である。なお, 汚染の程度が低い場合の便益値の計測の既存研究は少なく, その比較は今後の課題としたい。

単純に 1 ドル=100 円として考えると, PSR の値は奥山 (2014)²³⁾や Yoo et al. (2008)³⁾に近く, GCS およ

び GCS_HP の値も最大で 2,786 円/年, 4,226 円/年であることから, 既存研究の範囲内と考えられる。他方, HPF は (極端に) 小さい値, GCS_NL の最大値は既存研究よりも大きな値となった。

b) 健康状態の水準と改善便益の計測

計測された健康状態の値を表-10 に示す。他との整合性を保つため GCS_HP のパラメータの値は負値として計測した。健康状態の値は, HPF_LN : 4.2336~4.4577, HPF_SL : 4.9828~5.4135, HPF_DL : 4.1356~4.4506, GCS_HP : 1.6744~5.6261, GCS_NL : 1.0267~3.8338 である。

次に, これらの値を用いた $BIHS$ の結果を表-11 に示す。なお, PSR は除外している。 $BIHS$ のスーパースクリプトは式(22)にある CPS の値として表-9 中の各項目が用いられたことを意味し, サブスクリプトは式(22)にある h^w-h^{wo} の値として表-10 中の各項目が用いられたことを意味している。たとえば, $q^{wo}=126$ かつ $BIHS_{GCS_HP}^{GCS}$ の値は, 大気質が 126 および 76 の場合の GCS_HP の健康状態の値を分母とし, 分子に表-9 中にある大気質が 126 まで改善

した場合の GCS の便益値を用いたことを意味している。結果として、 $BIHS_{HPF_LN}^{HPF_LN}$: 28 円/年で一定、 $BIHS_{HPF_SL}^{HPF_SL}$: 21 円/年~22 円/年、 $BIHS_{HPF_DL}^{HPF_DL}$: 8 円/年~14 円/年、 $BIHS_{GCS_HP}^{GCS_HP}$: 51 円/年~134 円/年、 $BIHS_{GCS_HP}^{GCS_HP}$: 78 円/年~212 円/年、 $BIHS_{GCS_NL}^{GCS_NL}$: 1,006 円/年~3,648 円/年となった。全体的に改善幅が増加すると $BIHS$ の値が増加する傾向にある。

6. 考察

(1) 推計結果に関する考察

まず環境質データの利用可能性について検討する。表-5 の推計結果から、 EQA および $EQNA$ のパラメータの符号は想定値かつ p -値は有意となる場合が多く、利用可能と考えられる。また、 OLS の結果から EQA のあてはまりがよく、汚染耐性の個人差をデータに反映させた方がよいと考えられる。これは、敏感な人の方が健康な人よりも大気質の状態を悪く捉える傾向にあるためであり、他の環境質に関するデータ構築の際にも再現される可能性は高いだろう。なお、調整方法はデータの種類に依存するため、他の事例でも検討する必要がある。

次に、 HPF および GCS_NL の両結果が有意なため、本調査の大気質データは家計内生産関数の推計にも利用可能と考えられる。なお、表-7 の線形モデルのように有意とならない場合があるが、これは一般的な需要関数の推計でも観察されることである。

(2) 便益に関する考察

次に、大気質の改善便益の計測とその妥当性について検討する。便益値をみると、 PSR 、 GCS および GCS_HP の最小値は PSR の 1 円/年、最大値は GCS_HP の 4,226 円/年であり、既存研究の範囲内にあることから、これらの計測値は妥当と考えられる。他方、 HPF の値はすべて 10 円未満となり、極端に小さい、この原因として、従属変数の選択の問題が考えられる。本研究では従属変数(h)が 0~5 間の値をとる調査表を設計したため、単純な線形、セミログ、ダブルログでは既存研究に近い値をとる関数形にはならなかったためと考えられる。結果として、 R^2 の値も高いことから本研究の事例では PSR の値が妥当と考えられる。なお、すべてのモデルで q^{wo} の値が本研究の想定値よりも小さい場合でも計測可能なことから、本研究の調査手法を用いれば、汚染状態が軽微な場合でも便益計測を行い、大気汚染の予防の根拠にすることができると考えられる。

この点を改善するためには、調査票の改善に加え、家計内生産関数と需要関数の同時確率を想定した推計モデル（式(20)と式(21)を同時に計測するなど）の開発も必要になると考えられるものの、このモデルは家計内生産関数の微分条件（ $\partial h / \partial q$ ）と需要関

数の微分条件（ $\partial x / \partial q$ ）の符号条件が同じ場合のみ推計が可能となるといった問題が考えられ、今後の課題としたい。

次に、健康状態を考慮した便益評価モデルの検討にある。まず、環境状態の悪化が健康状態の悪化となる傾向が示され、結果、悪化の程度が高いほど、便益値が高くなる傾向が示された。なお、 HPF_LN ではほぼ一定と計測され、便益計測への利用が難しいことが示唆された。

GCS を用いた家計内生産関数の計測では、パラメータの調整が必要であるものの、従属変数に h を用いていない $BIHS_{GCS_HP}^{GCS_HP}$ の値が従属変数を用いた $BIHS_{GCS_NL}^{GCS_NL}$ の値と同様に既存研究の値の範囲内にあることから、健康水準が不明確な場合でも（少なくとも参考値として） GCS を用いた家計内生産関数の計測は利用可能と考えられる。条件として、財需要量 x および環境質のデータが健康水準と関連性があることである。本研究では、大気質と健康水準に関連させた調査をしたため、この結果が得られたと考えられる。今後、他の事例についても検証したい。

7. おわりに

本研究の関心は、大気質の汚染が軽微な状態でも改善効果を計測可能とする顕示選好法(需要関数アプローチ)の考察である。課題は、需要量と関連のある大気質データの調査が困難なことであり、本研究では個人の健康状態と大気質関連性を提示する方法を採用、ポアソン回帰(以下、 PSR と称す)、一般化端点解モデル(以下、 GCS と称す)、家計内生産関数モデル(以下、 HPF と称す)を用いた推計でその有効性を検証した。推計の結果、調査された大気質のデータは利用可能であり、大気質に敏感な人とそうでない人のデータを調整した方が、あてはまりがよくなる可能性が示唆された。便益値は PSR : 1 円/年~681 円/年、 GCS : 6 円/年~10,241 円/年、 HPF : 0 円/年~9 円/年となり、 PSR および GCS は既存研究の範囲内にあるため値は妥当と考えられることから(決定係数を考慮すると PSR がより望ましい)、本研究の手法は汚染が軽微な状態でも改善効果を計測可能と考えられる。他方、 HPF の計測値は従属変数および関数形の問題から値が小さく改善が必要である点が示唆された。

最後に、健康状態 1 単位あたりの変化に対する便益値を計測した結果、環境状態の悪化の程度が高いほど、改善便益の値が高くなる傾向が示された。なお、線形の HPF ではほぼ一定値となった。

今後の課題として、健康指標の設計、家計内生産関数と需要関数の同時計測モデル等の開発、他の事例での再検証が必要と考えられる。

補論 1 GCS モデルによる厚生計測

STEP1 効用水準の計測：もし需要量が正の場合， $\varepsilon_i = g_i$ から式(19)を利用して $\hat{\varepsilon}_i$ を計測する．需要量が 0 の場合，打ち切り型の第 I 種極値分布 $\Theta \equiv f(\varepsilon_i | \varepsilon_i \leq g_i)$ から $\hat{\varepsilon}_i$ を抽出する．次に，観察された需要量等のデータおよび $\hat{\varepsilon}_i$ を式(18)に代入し，基準効用 u^w の値を計測する．

STEP 2 合成財の初期値の計算：効用関数を z について解いた関数を $z = \bar{u}(\bar{U} - \bar{u}(x, q))$ とし， z の初期値を下限 $z^0 = 0$ ，上限を $z^0 = \bar{u}(\bar{U} - \bar{u}(0, q))$ ，平均値を $z^k = (z^{k-1} + z^0)/2$ とする．ここで $k=1, 2, \dots$ は繰り返し計算の回数である．

STEP 3 プロジェクト有の効用水準の計測：Kuhn-Tucker条件 $u_{x_i}(\cdot) = p_i u_z(\cdot)$ を x_i について解いた解を $x_i = d_i(z, p, q, \varepsilon_i, \gamma)$ とする． q^w をプロジェクト有の水準とし，各データおよび z^k を $d_i(\cdot)$ に代入することでプロジェクト有の需要量の候補 $\hat{x}$ を計測する． $\hat{x}$ と z^k を効用関数に代入することでプロジェクト有の状態の効用水準の候補 $U^k(z^k, \hat{x})$ を計測する．

STEP 4 二分法：もし $U^w > U^k$ ならば， z^k を用いて計測された効用水準は基準効用に達していないことから，下限の範囲を絞り込む必要があり， $z^k = z^k$ かつ $z^k = z^{k-1}$ とする． $U^w < U^k$ の場合は，上限の範囲を絞り込む必要があり， $z^k = z^{k-1}$ かつ $z^k = z^k$ とする．

STEP 5 繰り返し計算：十分に小さい数 c について $|U^w - U^k| \leq c$ となるまでSTEP2～STEP4計算を繰り返す．式(8)に従い各個人の便益を計算する． Θ から再度値を求め，十分な回数繰り返し（STEP1～STEP5を繰り返す），計測値の平均値を最終的な結果とする．

補論 2 ヘックマンの 2 段階推計モデル

Breen (1996)²⁵⁾からヘックマンの二段階推定の概要を示す．まず，第一段階（Selection Model）として，健康状態が正値となる場合を 1，ゼロ値となる場合を 0 とする変数を作成し，パラメータのベクトル γ ，回答者 i の独立変数のベクトルを x_i ，誤差項 ε_i としたプロビット・モデルによる推計を行う．次に，推定量 $\hat{\gamma}$ を用い，逆ミルズ比 $\lambda(z_i^* \hat{\gamma}) = \phi(z_i^* \hat{\gamma}) / \Phi(z_i^* \hat{\gamma})$ を計算する．ここで，正規分布 Φ ，その密度関数 ϕ である．健康状態がゼロ値をとる場合，通常の重回帰分析では推定量に誤差が生じる．この逆ミルズ比はその誤差を修正するために用いられる．次に，第二段階（Outcome Model）では，従属変数が正値をとる場合のデータのみを利用し，この逆ミルズ比を含む独立変数群を用いた重回帰分析を行うことで最終的な推計結果を得る．最後に，標準偏差 σ ，逆ミルズ比の推定量 $\hat{\beta}_\lambda$ および $\hat{\beta}_\lambda = \rho \sigma$ とし，従属変数の期待値は $E[y_i | y_i > 0] = x_i' \hat{\beta} + \rho \sigma \lambda(z_i^* \hat{\gamma})$ から計測される．

付録 財需要量に関する質問

Q. 過去 1 年間であなたがよく購入したマスクの商品のおおよその総数をお答えください．なお 30 枚

パックなども 1 個の商品と考えて総数を回答してください(ひとつのみ)．

① 1 個(1) ② 2 個(2) ③ 3~5 個(4) ④ 6~10 個(8) ⑤ 11~20 個(15) ⑥ 21~30 個(25) ⑦ 30~50 個(40) ⑧ 50~100 個(75) ⑨ 100 個以上(101)

Q. 最もよく使っているマスクの商品 1 個あたりのおおよその価格をお答えください(ひとつのみ)．なお，30 枚パックなども 1 個の商品と考えてください．
① 30 円未満(15) ② 30 円以上~50 円未満(40) ③ 50 円以上~100 円未満(75) ④ 100 円以上~300 円未満(200) ⑤ 300 円以上~500 円未満(400) ⑥ 500 円以上~700 円未満(600) ⑦ 700 円以上~1,000 円未満(850) ⑧ 1,000 円以上~1,500 円未満(1,250) ⑨ 1,500 円以上~2,000 円未満(1,750) ⑩ 2,000 円以上~3,000 円未満(2,500) ⑪ 3,000 円以上~5,000 円未満(4,000) ⑫ 5,000 円以上~10,000 円未満(7,500) ⑬ 10,000 円以上(10,000) ⑭ よくわからない(自分で購入していないため) ⑮ よくわからない(値段をわすれた／気にしていない) ⑯ よくわからない(病院からもらっている) ⑰ よくわからない(その他)

Q. あなたの 1 年間の世帯所得（税込）についてお答えください．

① ~100 万円未満(500 千円) ② 100 万円以上~200 万円未満(50 千円) ③ 200 万円以上~400 万円未満(300 千円) ④ 400 万円以上~600 万円未満(500 千円) ⑤ 600 万円以上~800 万円未満(700 千円) ⑥ 800 万円以上~1,000 万円未満(900 千円) ⑦ 1,000 万円以上~1,200 万円未満(1,100 千円) ⑧ 1,200 万円以上~1,400 万円未満(1,300 千円) ⑨ 1,400 万円以上~1,600 万円未満(1,500 千円) ⑩ 1,600 万円以上(1,600 千円)

参考文献

- 1) Gurjar, B.R., Molina, L.T., Ojha, C.S.P. (eds.): *Air pollution: Health and environmental impacts*. CRC Press (Taylor & Francis). Florida. USA. 556 pp., 2010.
- 2) Alberini, A., Cropper, M., Fu, T.T., Krupnick, A., Liu, J.T., Shaw, D. and Harrington, W.: Valuing health effects of air pollution in developing countries: The case of Taiwan, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.34, Issue 2, pp.107-126, 1997.
- 3) Yoo, S.H., Kwak, S.J. and Lee, J.S.: Using a choice experiment to measure the environmental costs of air pollution impacts in Seoul, *Journal of Environmental Management*, Vol.86, No.1, pp.308-318, 2008.
- 4) Wang, Y. and Zhang, Y.S.: Air quality assessment by contingent valuation in Ji'nan, China, *Journal of Environmental Management*, Vol. 90, pp.1022-1029, 2009.
- 5) Anselin, L. and Lozano-Gracia, N.: Errors in variables and spatial effects in hedonic house price models of ambient air quality, *Empirical Economics*, Vol.34, pp.5-34, 2008.
- 6) Hammitt, J. K. and Graham, J. D.: Willingness to pay

- for health protection: Inadequate sensitivity to probability?, *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol.8, pp.33-62, 1999.
- 7) 大野栄治：環境経済評価の実務，勁草書房，1999.
 - 8) Hanley, N., Bell, D. and Alvarez-Farizo, B.: Valuing the benefits of coastal water quality improvements using contingent and real behaviour, *Environmental and Resource Economics*, Vol.24, Issue 3, pp.273-285, 2003.
 - 9) Phaneuf, D. J. and Siderelis, C.: An application of the kuhn-tucker model to the demand for water trail trips in North Carolina, *Marine Resource Economics*, Vol. 18, No.1, pp. 1-14, 2003.
 - 10) Whitehead, J.C., Phaneuf, D.J., Dumas, C.F., Herstine, J., Hill, J., Buerger, B.: Convergent validity of revealed and stated recreation behavior with quality change: A comparison of multiple and single site demands, *Environmental and Resource Economics*, Vol.45, No.1, pp.91-112, 2010.
 - 11) Grossman, M.: On the concept of health capital and the demand for health, *Journal of Political Economy*, Vol. 80, Issue 2, pp.223-55, 1972.
 - 12) Cropper, M.L.: Measuring the benefits from reduced morbidity, *American Economic Review*, Vol. 71, No. 2, pp. 235-240, 1981.
 - 13) Dickie, M.: Defensive behavior and damage cost methods, in Champ, P., Boyle, K., Brown, T. (eds.) *A primer on nonmarket valuation*, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers, pp.395-444, 2003.
 - 14) Ebert, U.: Revealed Preference and Household Production, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.53, pp.276-289, 2007.
 - 15) 林山泰久，野原克仁：滞在時間を考慮したレクリエーションサイトの便益評価-顕示選好法による環境評価理論，環境システム研究論文集，Vol.36, pp.327-332, 2008.
 - 16) Zhang, J. and Muz, Q.: Air pollution and defensive expenditures: Evidence from particulate-filtering facemasks, January 10, 2016. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2518032>, Cited at 24, February, 2015.
 - 17) Eom, Y. S. and D. M. Larson: Improving Environmental Valuation Estimates Through Consistent Use of Revealed and Stated Preference Information, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 52, No.1, pp.501-516, 2006.
 - 18) Heckman, J.J.: Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply, *Econometrica*, Vol.42, No.4, pp.679-694, 1974.
 - 19) Von Haefen R.H., Phaneuf, D.J., and Parsons, G.R.: Estimation and welfare analysis with large demand systems, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.22, pp.194-205, 2004.
 - 20) 福岡市:住民基本台帳(日本人・外国人)男女別・年齢別人口(平成 27 年 3 月末), 福岡市の人口(登録人口), 福岡市ホームページ, URL:http://www.city.fukuoka.lg.jp/soki/tokeichosa/shisei/toukei/jinkou/tourokuujinkou/TourokuJinko_kubetsu.html#ku1, 更新日:2016 年 3 月 10 日, 閲覧日:2016 年 3 月 20 日
 - 21) 萩原牧子:インターネットモニター調査はどのように偏っているのか—従来型調査手法に代替する調査手法の模索—, *Works Review*, Vol.4, リクルートワークス研究所, 2009.URL: https://www.works-i.com/pdf/s_000001.pdf, 閲覧日:2016 年 6 月 24 日
 - 22) Utha Department of Health: Air quality index (Update: January 8, 2015), Available at Utha department of health homepage: <http://www.health.utah.gov/utahair/AQI/AirQualityTableSymptoms.pdf>, Cited at 24, February, 2015.
 - 23) 奥山忠裕：越境汚染物質を対象とした大気汚染物質の改善便益の計測，土木学会，環境システム研究論文集（講演集），Vol.42, pp.197-202, 2014.
 - 24) Bayer, P., Keohane, N., and Timmins, C.: Migration and hedonic valuation: The case of air quality. *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 58, No.1, pp. 1-14, 2009.
 - 25) Breen, R.: *Regression Models: Censored, Sample Selected, or Truncated Data*, Sage Publications, 1996.

(2016.4.7 受付)

MEASURING BENEFITS OF AIR QUALITY IMPROVEMENTS BY DEFENSIVE BEHAVIOR DATA

Tadahiro OKUYAMA¹

¹ Faculty of Economics, University of Nagasaki

The purpose of this paper is to estimate air quality and health status improvement benefits by revealed preference data. Subjective quality data was researched and examined the availability for estimating mask demand functions. Poisson regression analysis (PSR), generalized corner solution model (GCS), and household production function approach (HPF) were employed for the estimations. As results, the quality improvement benefits were calculated from 1 yen to 681 yen per year by the PSR; from 6 yen to 4,226 yen per year by the GCS; from 0 yen to 9 yen per year by the HPF. The health status improvement benefits were calculated from 8 yen to 28 yen per year by the HPF; from 335 yen to 3,648 yen per year by the GCS. The results indicated that the subjective quality data was applicable for the PSR, the GCS and the HPF, while the HPF needs to select an adequate dependent variable for benefit calculations.