

まちなみ保全に対する奉仕労働量の CVM推計における準拠集団の影響

大庭 哲治¹・青山 吉隆²

¹正会員 京都大学大学院助教 工学研究科（〒615-8540 京都市西京区京都大学桂）
E-mail:tetsu@urban.kuciv.kyoto-u.ac.jp

²フェロー 広島工業大学教授 環境学部（〒731-5193 広島市佐伯区三宅2-1-1）
E-mail:y.aoyama.jx@it-hiroshima.ac.jp

従来のCVM研究の多くは、他者と独立した個々人が環境変化に対して合理的に意思決定を行うことが仮定されてきた。しかしながら、個々人が互恵関係を基盤とした地域社会に属し、地域内におけるまちなみの変化に対して政策的な意思決定を行う場合には、社会的相互作用を通じて、準拠集団における他者の影響を少なからず受けるものと考えられる。そこで本研究は、地縁的なつながりが残る京都市都心部の京町家まちなみ保全活動を対象に、社会的相互作用を明示的に考慮した新たな二項選択モデルを用いて、地域住民のまちなみ保全に対する奉仕労働量をCVM推計した。また、通常の二項選択モデルによる推計結果と比較することで、CVM推計における準拠集団の影響を定量的に明らかした。

Key Words : Willingness to Work, CVM, Reference Group, Scenery Conservation, Social Interactions

1. はじめに

(1) 背景と目的

2004年の景観法施行以降、美しいまちなみや自然環境など良好な景観に関する国民の意識・関心の高まりに伴い、景観政策に対するアカウンタビリティの確保や合成形成の円滑化の観点から、都市景観の経済的価値を定量的に明らかにする手法が検討されている^{1,2)}。その代表的な手法の一つとして、景観属性別の評価が可能なヘドニック分析 (Hedonic Price Method) やコンジョイント分析 (Conjoint Analysis) とならび、環境経済学の分野において数多くの研究蓄積を有する仮想評価法 (Contingent Valuation Method : CVM) の適用も挙げられている。

CVMは、通常、ランダム効用理論 (Random Utility Theory) に基づくため、他人の影響を受けず、また他人に影響を与えることもない独立した個々人が、環境変化に対して合理的に意思決定を行うことが暗に仮定されてきた。しかしながら、個々人が互恵関係を基盤とした地域社会に属し、その地域内におけるまちなみの変化に対して政策的な意思決定を行う場合には、社会的相互作用 (Social Interactions) を通じて、準拠集団 (Reference Group) における他者の影響を少なからず受けるものと考えられる。このような場合、先述の仮定とは状況が異なるため、従来通りの方法では、CVM推計で得られた結果にバイアス誤差を含む可能性がある。したがって、

経済的価値の定量化や費用便益分析において、社会的相互作用を前提とした奉仕労働量の計測を行う必要がある。

そこで本研究は、地縁的なつながりが今なお残る京都市都心部で、都市開発との調整が長年の課題である京町家まちなみ保全活動を対象に、社会的相互作用を明示的に考慮した新たな二項選択モデル (Binary Choice Model with Social Interactions) を用いて、まちなみ保全に対する地域住民の奉仕労働量 (Willingness to Work : WTW) をCVM推計する。また、通常の二項選択モデルによる推計結果との比較を通じて、奉仕労働量のCVM推計における準拠集団の影響を定量的に明らかにする。

(2) 既往研究のレビューと本研究の特徴

膨大な研究蓄積を有するCVM研究の中で、準拠集団の影響を扱った研究の多くは、準拠集団の影響下における個人の支払い動機に着目した研究であり、例えば、利他的動機に着目した松島ら³⁾や利他的動機に加えて相互応報的動機にも着目したYamaguchi and Kawakami⁴⁾などが挙げられる。しかしながら、準拠集団のある特定の行動・意思が個人の提示額あるいは提示労働量の受容意識に社会的相互作用として与える影響を明示的に取り扱った研究としては、筆者の知る限り、藤井ら⁵⁾と大洞・大野⁶⁾の研究にとどまっている。

藤井ら⁵⁾は、増税額の決定手続きに関する説明文を提示した場合と非提示の場合とで支払意思額に及ぼす影響

を比較し、提示額が他者の支払意思額の期待値として教示される説明文を提示した場合のほうが、支払意思額に及ぼす正の影響が大きいことを統計的に明らかにしている。また、大洞・大野⁶⁾は、河川環境汚染の防御策に対する支払意思額を尋ねる際に、“他の人と情報交換するとどうも他の人は寄付金を支払うことを嫌がっているようです。”という他者の状況を表すコメントをシナリオに追加した場合と追加しなかった場合とで比較を行い、支払意思額の差異を明らかにしている。

これらの研究は、ともに他者の意思決定状況に関する定性的な情報が支払意思額に有意な影響を与えることは示しているが、準拠集団における他者の意思決定状況の違いがどの程度の影響を与えるのかについては、定量的に明らかにしていない。また、意思決定主体間の相互作用が空間的に局所的である場合、個々人の意思決定は進化しやすいものと推察されるが、この進化が支払意思額に与える影響についても考慮していない。

本研究が着目する意思決定における準拠集団の影響は、Hyman⁷⁾やMerton⁸⁾に代表される社会学をはじめ、行動科学や文化人類学などの分野で、長年に渡り研究されてきた重要なテーマの1つであるが、経済学、とりわけランダム効用理論に基づく選択行動モデルを扱う分野では十分には考慮されてこなかった。しかしながら、近年の選択行動の限定合理性に対する再検討の高まりに伴い、行動経済学や応用ミクロ計量経済学、さらには土木計画学や都市計画の分野においても、意思決定主体間の相互作用を明示的に考慮した、新たな選択行動モデルに関する研究が進められている⁹⁾。このような状況の中で、Blume and Durlauf¹⁰⁾及びBrock and Durlauf^{11),12)}は、準拠集団による社会的相互作用を考慮した選択行動モデルに関する基本的フレームワークを提示している。

このモデルは、局所的な相互作用を通じて大局的なパターンを形成する統計力学のGibbs分布のアイデアを応用するとともに、社会的相互作用の内生性は合理的期待形成を仮定して、明示的に考慮している点が特徴であり、わが国でも、有賀¹³⁾によるモデル紹介の他、交通行動に適用した福田ら¹⁴⁾、環境配慮行動に適用した合崎¹⁵⁾、歴史的環境保全行動に適用した大庭ら¹⁶⁾など、幾つかの適用事例が報告されている。しかしながら、奉仕労働量のCVM推計に際し、このモデルを適用するとともに、準拠集団の影響に着目して、定量的に分析を試みた研究は、筆者の知る限り存在しない。

以上、既往研究のレビューにより、本研究の特徴としては以下の2点である。

- 奉仕労働量のCVM推計にあたり、準拠集団の影響として、ミクロレベルにおける個々人の意思決定とマクロレベルにおける地域社会としての意思決定と

の間に存在する社会的相互作用を考慮している点。

- 多くの既往研究で頻繁に用いられている通常の二項選択モデルによる推計結果と社会的相互作用を明示的に考慮した新たな二項選択モデルによる推計結果とを比較することで、CVM推計における準拠集団の影響を定量的に明らかにしている点。

2. 社会的相互作用を考慮した二項選択モデル

(1) 社会的相互作用を考慮した二項選択モデルの概要

本研究では、国内でも既に幾つかの適用事例があるBrock and Durlauf^{11),12)}の提示したモデルの枠組みに従う。

このモデルは、 ω_i を個人*i* ($i=1,\dots,I$) の二項選択行動の結果を示す変数（賛成を選択の場合は+1、反対を選択の場合は-1の値をとる）としたとき、社会的相互依存関係を組み込んだ個人の効用関数を以下のように定式化している。

$$V(\omega_i) = u(\omega_i) + S(\omega_i, \bar{m}_i^e) + \varepsilon(\omega_i) \quad (1)$$

ただし、 $u(\omega_i)$ は個人の私的動機のみに依存する確定効用項、 $S(\omega_i, \bar{m}_i^e)$ は構成員全体の選択結果に基づく効用項（社会的相互作用項）を表し、 $\varepsilon(\omega_i)$ は全ての構成員で独立かつ同一なガンベル分布に従う誤差項を表す。

また、 $u(\omega_i)$ は線形関数として、以下のように定式化できる。

$$u(\omega_i) = h\omega_i + k \quad (2)$$

ただし、 h 、 k はともに、選択肢1を選択した場合に $u(1) = h + k$ 、選択肢2を選択した場合に $u(-1) = -h + k$ となる変数である。

さらに、 $S(\omega_i, \bar{m}_i^e)$ の \bar{m}_i^e は、個人*i*の準拠集団の選択比率に対する主観的期待値（Subjective Expected Value）であり、この \bar{m}_i^e を用いて、 $S(\omega_i, \bar{m}_i^e)$ は以下のように定式化される。

$$S(\omega_i, \bar{m}_i^e) = J\omega_i \bar{m}_i^e \quad (3)$$

ただし、 J は未知パラメータで、この J が正の場合には多数が選択している集団行動に同調する傾向があり、0の場合には社会的相互作用が無く、負の場合には少数が選択している集団行動に同調する傾向、言い換えれば、差別化傾向があることを意味する。

次いで、選択肢1を表明する構成員の主観的な割合を \bar{p}_i^e で表せば、 \bar{m}_i^e は以下のように定式化される。

$$\bar{m}_i^e = 2\bar{p}_i^e - 1 \quad (4)$$

ここで、選択行動の意思決定の時点において、各主体は自己自身の誤差項の値を認識しているものとし、他者の平均的な選択結果に対する主観的期待を与件として意思決定を行うものとする。また、個々人は他者とは相談せずに選択の意思決定を行うとともに、個人*i*が受ける社会的相互作用による影響度は、準拠集団の全構成員で同一であると仮定する。このとき、個人*i*の選択行動 ω_i に対する選択確率は、以下のように定式化される。

$$\Pr(\omega_i) = \frac{\exp\left\{\theta(u(\omega_i) + J\omega_i\bar{m}_i^e)\right\}}{\sum_{v_i \in \{+1, -1\}} \exp\left\{\theta(u(v_i) + Jv_i\bar{m}_i^e)\right\}} \quad (5)$$

ただし、 θ は誤差項のスケールパラメータを表す。このとき、個人*i*に対する選択行動 ω_i の期待値は、双曲線正接により以下のように定式化される。

$$E[\omega_i] = 1 \cdot \Pr(1) + (-1) \cdot \Pr(-1) = \tanh(\theta h + \theta J \bar{m}_i^e) \quad (6)$$

また、個人*i*の準拠集団の選択比率に対する主観的期待値は以下のように定式化される。

$$\bar{m}_i^e = (I-1)^{-1} \sum_{j \neq i} m_{i,j}^e \quad (7)$$

ただし、 I は準拠集団の構成員の総数、 $m_{i,j}^e$ は個人*i*の個人*j*の選択行動に対する主観的期待値を表す。ここで、準拠集団の平均的行動を明示的に検討するため、合理的期待形成という強い理論的前提条件の設定により、個々人の準拠集団の選択比率に対する主観的期待値と客観的期待値が一致すると仮定する。これは、他主体の行動の平均的な結果に対して抱く主観的期待が、完全情報下の各主体で全く同じである状況を表している。このとき、以下の式が成立する。

$$m_{i,j}^e = E[\omega_j] \quad \forall i, j \quad (8)$$

したがって、数式(6)は以下の式で表すことができる。

$$E[\omega_i] = \tanh\left(\theta h + \theta J(I-1)^{-1} \sum_{j \neq i} E[\omega_j]\right) \quad \forall i \quad (9)$$

この数式(9)で表される期待値が全ての個人*i*に対し

て成立するのは準拠集団の選択比率に対する主観的期待値に一致する場合のみであることが示されている¹¹⁾。このとき、式の対称性より以下の均衡方程式が導出される。

$$m^* = \tanh(\theta h + \theta J m^*) \quad (10)$$

ただし、 m^* は社会的な均衡状態で準拠集団の選択肢1の選択比率が p^* のとき、 $m^* = 2p^* - 1$ で表される値である。

数式(10)で表される均衡方程式は、 θ 、 h 、 J の各パラメータの符号とそれらの大小関係に応じて最大3つの複数均衡解を持ち得ることが知られている^{11), 12)}。また、解の安定性として、解が唯一の場合にはその解は常に局所的な安定解となり、3つの場合 (m_-^* , m_m^* , m_+^* ; $m_-^* < m_m^* < m_+^*$) には、 m_-^* と m_+^* が局所的な安定解で、 m_m^* が局所的な不安定解となることが知られている^{11), 12)}。

(2) 限界質量モデルによる均衡解の解釈

均衡方程式により得られる解の解釈に際しては、Schelling¹⁷⁾の限界質量モデルの適用が可能である。この限界質量モデルは、個人の意思決定が個人属性の他に他者の意思決定状況にも影響されることを理論化したモデルで、図-1に示す準拠集団の選択比率 p と個人の選択確率 P との関係（反応曲線）で表される。

数式(10)の均衡方程式により得られる解での準拠集団の選択比率は、この反応曲線と45度線との交点で表される。例えば、図-1に示す均衡解が3つの場合には、準拠集団の選択比率が p_m^* である不安定均衡点 m_m^* は限界質量点（臨界点）と呼ばれ、準拠集団の選択比率がこの限界質量点を上回ると集団の大多数は選択肢1の選択へ、限界質量点を下回ると選択肢2の選択へ移行する。つまり、社会的相互作用を通じて、個人の意思決定が進化し、どの均衡点に移行しうるかが明らかになる。また、仮に移行しうる均衡点が社会的に望ましくない場合には、望ましい均衡点に移行させるための方策について定量的な検討が可能となる。

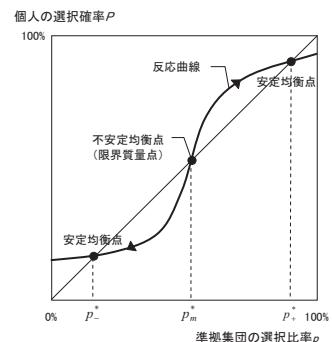


図-1 準拠集団の選択比率と個人の選択確率との関係

3. 奉仕労働量のCVM推計と準拠集団の影響

(1) アンケートの実施概要

本研究は、通常の二項選択モデル及び社会的相互作用を考慮した新たな二項選択モデルを用いて、京町家まちなみ保全活動に対する地域住民の奉仕労働量を計測するため、京都市都心部に居住する京都市民を対象にアンケート調査を実施した。3,600部の調査票を京都市都心部の19の各学区（国勢統計区）に居住する人口に比例配分し、各学区単位でランダムな投函による配布を行った。配布回収方法、回収率、抽出率など、アンケート調査の実施概要を表-1に示す。

表-1 アンケート調査の実施概要

配布対象地域	京都市都心部の元学区(19元学区)
回答対象者	個人の意見を尋ねるため、18歳以上の方
配布回収方法	配布:各元学区を訪問し、人口に応じてランダムに投函 回収:郵送回収
実施期間	平成17年9月26日から10月10日
回収率	25.8% (回収数928部/配布数3,600部)
抽出率(19元学区)	1.81% (回収数928部/19元学区人口51,239人)

(2) CVMのシナリオ設定

準拠集団の影響を考慮した京町家まちなみ保全活動への地域住民の奉仕労働量を計測するため、通常のCVMの設間に加えて、準拠集団の選択比率（本研究では、以後、他者協力率と称する。）が何%以上であれば提示労働量に対して受容するかを尋ねる設問を設計した。なお、準拠集団の特定化については、様々な議論があるが、本研究では、活動の現実性や地域コミュニティの成立範囲を勘案し、対象地域の住民を準拠集団として設定することで、分析を行うこととした。

調査票では、京都市都心部のまちなみや京町家の現状、並びに京町家まちなみ保全活動に関する説明を加えるとともに、対象地域を地図で示すことで、回答者が設問の意図ができる限り正確に認識できるように配慮した。

CVMのシナリオ設定では、社会的相互作用を考慮した二項選択モデルを適用する都合上、質問形式は労働量を1回のみ提示する一段階二肢選択形式（Single-Bound Dichotomous Choice）を採用した。また、ボランティア期間は、活動内容を考慮して年間あたりとするとともに、提示労働量は、既往研究で選択肢として用いられている提示労働量やその推計結果を参考に⁶⁾、6種類（1日、3日、5日、10日、20日、30日）を設定して、調査票ごとにいずれか1種類の労働量を提示した。なお、本文中ではボランティアへの協力に伴う余暇時間の減少やまちなみ保全効果についても併記することで、戦略バイアスや追従バイアスなどに留意した。以上の設定に基づき、実際に

調査票に使用したCVMの設問を図-2に示す。

また、本研究では、CVMの設問でボランティアに協力の意向を示した回答者（提示労働量に賛成を表明した回答者、あるいは自由回答による協力可能な労働量に0以外を記入した回答者）を対象に、他者協力率が何%以上であれば提示労働量に賛成を表明するかを尋ねるシナリオを設定した。以上の設定に基づき、調査票に使用した他者協力率を条件とする設問を図-3に示す。

(3) 有効サンプルの選定

奉仕労働量のCVM推計にあたり、有効な回答サンプルを選定した。

まず、回収数の928部のうち、CVMの設問や他者協力率を条件とする設問など、推計に関わる設問で未回答であった部数を除外した。また、自由記述欄で高齢など身体的理由により回答拒否を示した部数についても除外した。その結果、有効回答数は718部であった。提示労働量ごとの有効回答部数とその内訳を表-2に示す。提示労働量が増加するにつれて、ボランティアを通じた京町家まちなみ保全活動に対する協力回答割合が減少していることが読み取れる。この有効回答数を用いて、他者協力率を条件としない奉仕労働量をCVMで推計する。

続いて、図-3の設問を、4パターンの異なる他者協力率（20%, 40%, 60%, 80%）に対する提示労働量の賛成・反対の二項選択問題に読み替えるとともに、別個人が1つの他者協力率に対して回答したものとみなして回答データを精査した。その結果、他者協力率を条件とする奉仕労働量の推計に有効なサンプル数は2,796サンプルであった。提示労働量及び他者協力率ごとの有効サンプル数とそれぞれの協力回答率を表-3に示す。

(4) 他者協力率を条件としない奉仕労働量のCVM推計

得られた有効サンプルをもとに、まず、他者協力率を条件としない、通常のCVMによる奉仕労働量の推計を行う。推計方法については、経済理論との整合性が高いHanemann¹⁸⁾のランダム効用モデルを採用し、ロジットモデルにおける効用の確定項の差 ΔV については、試行に

質問
京町家まちなみ保全活動の一環でボランティア活動を実施する場合、あなたはこのボランティア活動に年間●日程度協力してもよいと思いますか？当てはまるものを1つ選んで○を付けて下さい。また、あなたはどの程度までならボランティア活動に協力してもよいと思いますか？数字をご記入下さい（協力したくない方は0をご記入下さい）。
◆ただし、協力する場合にはあなたの余暇時間が減ること（労働時間は減らない）を念頭においてご回答下さい。また、京町家まちなみ保全活動の一環であるこの活動が行われなければ、京町家は減少し、まちなみは変化すると想定して下さい。
1. 協力する 2. 協力しない
年間_____日程度、1日あたり_____時間程度までなら協力可能

図-2 実際に用いたCVMの設問

質問												
<p>前回で協力の意向を示した方にお尋ねします。お住まい地域であなたを除く住民の協力率が少なくとも何%以上であれば、あなたは年間日程度のボランティア活動に協力してもよいと思いますか？当てはまるものを1つ選んで〇を付けて下さい。</p> <table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <tr> <td style="width: 10%;">1. 0%</td> <td style="width: 10%;">2. 10%</td> <td style="width: 10%;">3. 20%</td> <td style="width: 10%;">4. 30%</td> <td style="width: 10%;">5. 40%</td> <td style="width: 10%;">6. 50%</td> </tr> <tr> <td>7. 60%</td> <td>8. 70%</td> <td>9. 80%</td> <td>10. 90%</td> <td>11. 100%</td> <td></td> </tr> </table>	1. 0%	2. 10%	3. 20%	4. 30%	5. 40%	6. 50%	7. 60%	8. 70%	9. 80%	10. 90%	11. 100%	
1. 0%	2. 10%	3. 20%	4. 30%	5. 40%	6. 50%							
7. 60%	8. 70%	9. 80%	10. 90%	11. 100%								

図-3 実際に用いた他者協力率を条件とする設問

表-2 提示労働量における有効回答数とその内訳

提示労働量 (日/年)	回収数	有効 回答数	協力 回答数	非協力 回答数	協力/有効
1	146	111	92	19	82.9%
3	159	130	91	39	70.0%
5	153	118	76	42	64.4%
10	163	126	62	64	49.2%
20	157	123	30	93	24.4%
30	150	110	25	85	22.7%
合計	928	718	376	342	

表-3 提示労働量・他者協力率別協力回答率

提示労働量 (日/年)	他者協力率			
	20%	40%	60%	80%
1	22.9%	49.5%	74.3%	80.7%
	109	109	109	109
3	17.6%	46.4%	72.8%	76.8%
	125	125	125	125
5	8.9%	31.3%	63.4%	74.1%
	112	112	112	112
10	8.9%	29.3%	56.9%	66.7%
	123	123	123	123
20	8.3%	27.3%	47.9%	64.5%
	121	121	121	121
30	7.3%	26.6%	45.0%	54.1%
	109	109	109	109

注) 上段：協力回答率、下段：有効回答サンプル数

より推計結果の良好であった、以下の式に示す対数線形関数モデルを採用することとした。

$$\Delta V = a + b \ln W_i + \mathbf{c} \mathbf{Z}_i \quad (11)$$

ただし、 a は定数項、 b は未知パラメータ、 \mathbf{c} は未知パラメータベクトル、 W_i は個人 i に固有な提示労働量、 \mathbf{Z}_i は個人 i に固有な回答者属性ベクトルである。

次に、このパラメータをアンケート調査によって得られた 718 部の有効回答数を用いて、最尤推定法により推定する。なお、回答者属性ベクトルは、アンケート調査におけるフェイスシートや基礎質問の回答結果から作成した説明変数を利用し、全てを説明変数として適用したモデルも含めて変数の組み合わせを試行した。最終的に得られたモデルのパラメータ推定結果を表-4 に示す。

モデルの適合度を示す尤度比は 0.291 で高い適合度を有しております、的中率も 0.769 と比較的高い結果が得られた。また、各説明変数についても想定される符号条件と

表-4 パラメータ推定結果

変数名	変数内容	係数	t値
a	定数項	0.444	1.97
b	提示労働量(日)の対数	-1.097	-11.23
c	まちなかへの関心 (非常に関心がある場合1)	0.629	3.11
	京町家まちなか保全活動への協力意向 (積極的にできる限り協力する場合1)	1.952	8.47
	地域情報の取得 (積極的に取得している場合1)	0.453	1.81
	近隣関係 (とても親しく付き合っている場合1)	0.970	2.47
有効回答数		718	
尤度比		0.291	
的中率		0.769	

一致し、 t 値も 5% 水準で概ね統計的に有意であった。これらの説明変数は、提示労働量に対する協力意向を規定する基本的な要因であると位置付けられる。

次に、説明変数を個別にみると、それぞれ符号が正を示しており、まちなかへの関心があるほど、協力方法はともかくとして京町家まちなか保全活動に対して協力する意思が強いほど、地域情報を積極的に取得しているほど、そして、近隣関係が良好であるほど、ボランティアを通じた京町家まちなか保全活動に対する協力回答確率は高くなると判断することができる。

続いて、この推定結果を用いて、ボランティアに対する年間 1 人あたりの奉仕労働量を推計した。推計に際しては、統計的信頼性及び安定性という観点から中央値を採用する場合もあれば、費用便益分析の適用における理論的観点から平均値を採用する場合もあるが、本研究では中央値と平均値を併記することとした。中央値及び平均値の算出式は、以下の式で表される。なお、平均値は累積分布関数の形状によって影響を受けやすいため、過大評価になるのを防ぐという観点から、最大提示労働量である年間 30 日で締切りした。

$$WTW_{medium} = \exp\left(-\frac{a + \mathbf{c} \mathbf{Z}_{mean}}{b}\right) \quad (12)$$

$$WTW_{mean} = -\int_0^{30} W \cdot d \left[\frac{1}{1 + \exp(a + b \ln W + \mathbf{c} \mathbf{Z}_{mean})} \right] \quad (13)$$

ただし、 \mathbf{Z}_{mean} は回答者属性ベクトルの平均値、 WTW_{medium} は年間 1 人あたりの奉仕労働量の中央値、 WTW_{mean} は年間 1 人あたりの奉仕労働量の平均値である。

その結果、1 人あたりの奉仕労働量の推計値は、中央値で年間 7.6 日、平均値で年間 11.9 日という値を得た。

(5) 他者協力率を条件とする奉仕労働量のCVM推計

続いて、他者協力率を条件とする奉仕労働量の推計を行う。推計方法については、社会的相互作用を内生的に考慮する二項選択モデルを採用し、提示労働量に対する個人*i*の選択確率を以下のように定式化する。

$$\Pr(\omega_i) = \frac{\exp[\omega_i(\alpha + \beta \ln W_i + \gamma \mathbf{X}_i + Jm_{n(i)})]}{\sum_{v_i \in \{+1, -1\}} \exp[v_i(\alpha + \beta \ln W_i + \gamma \mathbf{X}_i + Jm_{n(i)})]} \quad (14)$$

ただし、 α は定数項、 β, J は未知パラメータ、 γ は未知パラメータベクトル、 W_i は個人*i*における提示労働量、 \mathbf{X}_i は個人*i*に固有な回答者属性ベクトル、 $m_{n(i)}$ は当該集団*n(i)*の他者協力率に関する個人*i*の主観的期待値である。

次に、モデルの特定化にあたり、内生変数 $m_{n(i)}$ をモデル内に含むため、パラメータを Naïve 推定量の考えに基づく推定法で推定する。なお、回答者属性ベクトルは前項で作成した説明変数を利用し、全てを説明変数として適用したモデルも含めて変数の組み合わせを試行した。最終的に得られたパラメータ推定結果を表-5に示す。

モデルの適合度を示す尤度比は 0.273 で高い適合度を有しており、的中率も 0.760 と比較的高い結果が得られた。また、各説明変数は想定される符号条件と一致し、 t 値も 5% 水準で統計的に有意であった。続いて、社会的相互作用項についてみると、正の符号を示しており、ボランティアを通じた京町家まちなみ保全活動に対して、他者協力率が高いほど回答者の協力回答確率が高くなる同調効果の存在が確認できる。また、図-4に示す通り、この同調効果によって、他者協力率の違いが提示労働量に対する協力回答確率に影響を及ぼしていることも確認できる。つまり、他者協力率が増加するほど、また提示労働量が減少するほど、回答者の協力回答確率は増加する傾向にあると判断できる。以上の結果は、従来の CVM 研究では十分に検討されてこなかった準拠集団における他者の意思決定状況が、個人における提示労働量の受容意識に大きな影響を及ぼすことを示唆している。

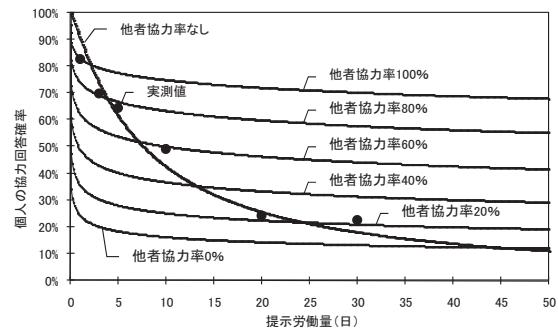
次に、この推定結果を用いて、ボランティアに対する年間 1 人あたりの奉仕労働量を推計した。その結果、表 6 に示す通り、1 人あたりの奉仕労働量の推計値は、中央値・平均値（裾切り）とともに、他者協力率が増加するにつれて値が増加しており、特に中央値では、他者協力率が 0% の場合と 80%・100% の場合とで、大きな差が生じていることが明らかになった。これは、他者協力率が高いほど、傾きの緩やかな奉仕労働量曲線が上方にシフトするためである。なお、100% の場合、年間約 1,720 日という解釈が困難な推計値を得ているため、推計値の考察にあたっては、中央値・平均値の両方について確認

する必要があるといえる。

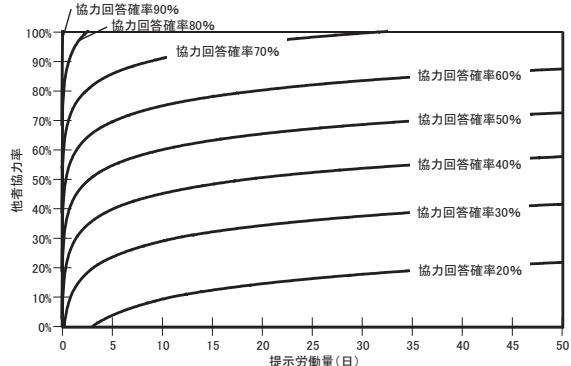
また、従来の CVM 研究における他者協力率を条件としない通常の奉仕労働量の推計値と等しくなる他者協力率を算出した結果、中央値の場合で 57.6% という値を得た。これは、他者協力率を条件としない奉仕労働量が年間 7.6 日の場合、回答者は 57.6% 程度の他者協力率を想定して回答しているものと捉えることができる。

表-5 パラメータ推定結果

変数名	変数内容	係数	t値
α	定数項	-0.443	-6.85
β	提示労働量(日)の対数	-0.213	-10.07
γ	まちなみへの関心 (非常に関心がある場合1)	0.209	4.16
γ	京町家まちなみ保全活動への協力意向 (積極的・できる限り協力する場合1)	0.894	15.10
γ	地域情報の取得 (全く取得していない場合1)	-0.135	-2.14
J	社会的相互作用項	1.367	22.69
有効回答数		2,796	
尤度比		0.273	
的中率		0.760	



(a) 提示労働量に対する協力回答確率（他者協力率別）



(b) 提示労働量に対する他者協力率（協力回答確率別）

図-4 提示労働量に対する協力回答確率及び他者協力率

表-6 異なる他者協力率での奉仕労働量の CVM 推計値

奉仕労働量 (日/年)	他者協力率						
	未考慮	0%	20%	40%	60%	80%	100%
WTW_{medium}	7.6	0.0	0.1	0.8	10.3	133.0	1,720.9
WTW_{mean}	11.9	4.9	7.5	10.9	14.9	18.9	22.3

注) 上段：中央値、下段：平均値（裾切り）

(6) 提示労働量別での反応曲線の推計と政策的含意

前章で推定したパラメータ推定値を用いて、提示労働量別による反応曲線を推計する。個人*i*の帰属する準拠集団*n(i)*の均衡方程式の近似式は、以下のように再定式化される。

$$m_n \cong \frac{1}{N_n} \sum_{i \in n} \tanh(\hat{\alpha} + \hat{\beta} \ln W_i + \hat{\gamma} X_i + \hat{J}_m) \quad (15)$$

ただし、 N_n は準拠集団*n(i)*に属するサンプル数である。

この数式(15)により推計した提示労働量別の反応曲線を図-5に示す。提示労働量が年間1日の場合には、社会的に望ましい1つの安定均衡点しか存在しないため、他者協力率がある程度確保されれば、個人の選択確率が94.0%の安定均衡点へ移行していく可能性の高いことが推察される。次いで、提示労働量が年間3日あるいは年間5日の場合には、均衡点は3つ存在し、そのうちの1つが限界質量点である。このとき、他者協力率が限界質量点以上を確保していかなければ欠陥均衡点に移行していく可能性の高いことが推察される。最後に、提示労働量が年間10日、年間20日、年間30日の場合には、社会的に望ましくない1つの欠陥均衡点しか存在しないため、他者協力率がある程度確保されていたとしても、欠陥均

衡点に移行していく可能性の高いことが推察される。なお、以上の結果は、まちなみ保全に係わる政策形成過程において有益な基礎情報を提供している。図-4に示す提示労働量に対する協力回答確率及び他者協力率や、図-5に示す提示労働量別に推定された反応曲線の結果は、まちなみの保全可能性の観点から少なくとも初期導入時点において満足しておくべき他者協力率や奉仕労働量を探索することが可能であり、政策立案段階においてこれらの情報を利用することができる。例えば、提示労働量が5日/年の場合、限界質量点は約6割であり、初期時点においてはこの程度の他者協力率を少なくとも達成しておく必要があることがわかる。また、仮に他者協力率が望ましい水準よりも低い場合には、限界質量点を目標値として、現時点との差を埋めるための情報提供などの政策をどの程度実施すべきかについて定量的に検討することが可能である。さらには、ボランティア労働力を理論的に最も確保できる奉仕労働量についても探索することができる。

4. おわりに

本研究は、京都市都心部において、都市開発との調整が長年の課題である京町家まちなみ保全活動を対象に、

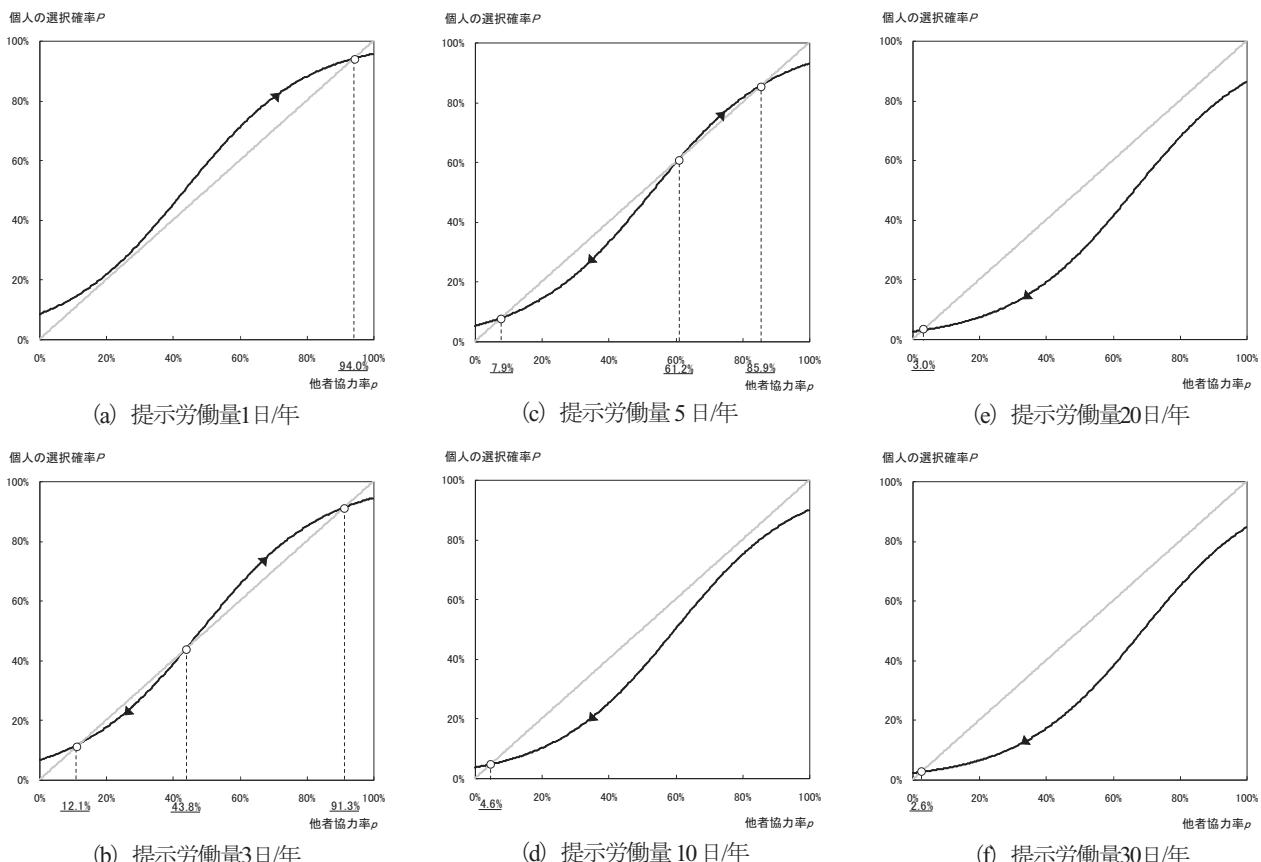


図-5 提示労働量別に推定された反応曲線

社会的相互作用を明示的に考慮した新たな二項選択モデルを用いて、まちなみ保全に対する地域住民の奉仕労働量をCVM推計した。また、通常の二項選択モデルによる推計結果との比較により、奉仕労働量のCVM推計における準拠集団の影響を評価した。

その結果、従来の他者協力率を条件としない場合で、奉仕労働量は1人あたり年間7.6日（中央値）であることを明らかにした。また、他者協力率を条件とする場合は、社会的相互作用による同調効果の存在が確認されるとともに、準拠集団における他者協力率の違いによって、奉仕労働量の協力回答割合がどの程度変化するかを定量的に明らかにした。さらに、地域住民のボランティアを活用した政策的手段の導入の検討に際して、活動の継続性やまちなみ保全の実現可能性の確保という観点から、提示労働量別に少なくとも初期導入時点において達成しておくべき他者協力率を明らかにした。

今後の検討課題としては、大きく2点挙げられる。1つは、誤差項の相関とパラメータの推定方法に関する課題である。本研究では、モデルに内生変数を含んでいるため、誤差項の相関によって生じる統計学的問題は少なからず残されている。また、パラメータ推定にあたり、Naïve推定量の考えに基づく簡便な推定法を採用して推定している。今後は、誤差項の相関を考慮した推定方法を用いて推定値の精度を高める必要がある。もう1つは、社会的相互作用を前提として計測した奉仕労働量の貨幣化に関する課題である。貨幣化にあたっては時間価値を計測する必要があるが、準拠集団の影響が強い場合には、時間価値についても、個人の日常的な観点に基づき、この影響を踏まえた時間価値を計測・適用する必要があるといえる。

参考文献

- 1) 国土交通省都市・地域整備局：景観形成の経済的価値分析に関する検討報告書、2007.
- 2) 国土交通省住宅局：建築物に対する景観規制の効果の分析手法について、2007.

A STUDY ON THE INFLUENCE THAT REFERENCE GROUPS HAVE ON CVM ESTIMATED VALUES OF WILLINGNESS TO WORK FOR SCENERY CONSERVATION

Tetsuharu OBA and Yoshitaka AOYAMA

This research observed the activities of a local community, in its movements to conserve the scenery of Kyo-machiya, an area in central Kyoto, which is itself a city with particularly strong community links. A Binary Choice Model, construed with a view to the explication of such social interaction, was used to estimate the CVM values of willingness to work shown with regard to this Kyo-machiya scenery conservation movement. Furthermore, by comparing the estimates produced by a conventional binary choice model, the quantitative effect of the reference group was illustrated through CVM values.

- 3) 松島格也、小林潔司、肥田野秀晃、土屋啓志：利他的動機に基づく支払意思額のCVM調査方法、土木計画学研究・論文集、Vol.19 No.1, pp.111-122, 2002.
- 4) Yamaguchi,T and Kawakami,S : Reciprocity and Payment Motive by Contingent Valuation, Studies in Regional Science, Vol.37 No.1, pp.187-197, 2007.
- 5) 藤井聰、須田日出男、西田悟史、北村隆一：手続き的公正と合意形成のためのCVM、土木計画学研究・論文集 Vol.19 No.1, pp.99-104, 2002.
- 6) 大洞久佳、大野栄治：ボランティア活動による環境保全便益の評価、環境工学研究論文集 Vol.39, pp.143-151, 2002.
- 7) Hyman,H.H. : The social psychology of status, Archives of Psychology, No.269, 1942.
- 8) Merton,R.K. : Social Theory and Social Structure, The Free Press: New York, 1949.
- 9) 例えば、張峻屹：世帯行動の分析手法:概念的考察、都市計画 Vol.55 No.6, pp.48-53, 2006.
- 10) Blume,L.E. and Durlauf,S.N. : The Interactions-Based Approach to Socioeconomic Behavior, in S.N.Durlauf and H.P.Young (eds.) , Social Dynamics, The MIT Press, pp.15-44, 2001.
- 11) Brock,W.A. and Durlauf,S.N. : Discrete Choice with Social Interactions, Review of Economic Studies Vol.68, pp.235-260, 2001.
- 12) Brock,W.A. and Durlauf,S.N. : Interactions-Based Models, in J.Heckman and E.Leamer (eds.) , Handbook of Econometrics Vol.5, Chapter54., 2001.
- 13) 有賀祐二：進化経済学の数理入門、共立出版, pp.163-166, 2004.
- 14) 福田大輔、上野博義、森地茂：社会的相互作用存在下での交通行動とミクロ計量分析、土木学会論文集 No.765/IV-64, pp.49-64, 2004.
- 15) 合崎英男：生ごみ分別・回収活動における他世帯協力率と自己の協力意向、農業情報研究 Vol.15, pp.1-13, 2006.
- 16) 大庭哲治、青山吉隆、中川大、柄谷友香：地域互助による京町家とまちなみの保全可能性に関する研究、日本都市計画学会都市計画論文集 No.41-3, pp.241-246, 2006.
- 17) Shelling,T.C. : Micromotives and Macrobbehavior, WW Norton & Co., 1978.
- 18) Hanemann,W.M. : Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses, American Journal of Agricultural Economics Vol.66, pp.332-341, 1984.

(2008. 4. 11 受付)