Kobe University Repository : Kernel

PDF issue: 2025-05-18

利他性・互酬性と社会生活行動に関する計量分析

奥山, 尚子

(Citation)
国民経済雑誌,213(3):79-89

(Issue Date)
2016-03

(Resource Type)
departmental bulletin paper

(Version)
Version of Record

(JaLCDOI)
https://doi.org/10.24546/E0040790

(URL)
https://hdl.handle.net/20.500.14094/E0040790

KOBE UNIVERSITY

利他性・互酬性と社会生活行動に関する計量分析

奥　山　尚　子

国民経済雑誌　第 213 巻　第 3 号　抜刷
平 成 28 年 3 月

利他性・互酬性と社会生活行動に関する計量分析

奥　山　尚　子

本稿では，利他性・互酬性と社会生活行動の関係について分析する。選好や価値観は，過去の社会環境，慣習，社会経験によって内在化することが考えられる。そこで，利他性・互酬性が内生的に決定することを認めたモデルで分析を行い，社会生活行動に与える影響を検証する。文化的伝達のためのアーキテクチャ（物理的な構造）やエージェントとして，子どもの頃の地域環境（近所や登下校の道端にお地蔵様があったかどうか）と家庭環境（小中学生の頃に夕飯を家族そろって食べていたかどうか）を操作変数として推定した。その結果，子どもの頃の環境や経験が利他性・互酬性に影響を及ぼすことが確認されるとともに，利他性はいずれの社会生活行動に対しても説明力を持たず，互酬性は地域社会関係の活動とボランティア活動に対して有意であることがわかった。

キーワード　　利他性，互酬性，文化の伝達，社会化

1　は　じ　め　に

地域社会の再生復興や持続可能な地域福祉のために，自助・互助・共助・公助の役割分担や相互連携の仕組みと効果に対する議論や検討が高まっている[1)]。消費や投資を通じた社会援助や社会配慮の仕組みと機会も広がっている。一方，地域，学校，職場などにおける他者との結びつきあるいは社会的なネットワークの様態が変化しているなかで，共同体意識や当事者意識の低下，社会規範からの逸脱，社会化の機会の欠落などの問題も懸念されている。このような意味で，向社会的な選好や価値観（思いやりや協力，共感，助け合いなど）が社会生活における行動基準や選択志向に与える影響について分析することは重要である。

本稿では，向社会的な選好や価値観としての利他性・互酬性と社会生活行動の関係について分析する。その際に問題となるのが，選好や価値観が内生的に決定する可能性があるということである。選好や価値観は，過去の社会環境，慣習，社会経験によって内在化することが考えられる。Bisin and Verdier（2010）は，文化（選好や価値観）の伝達におけるルートとして，家庭における「垂直的伝達」と学校や地域，職場などにおける「水平的伝達」があ

るとしている。家庭，学校，職場，地域など社会生活を営むさまざまな場所での家族や友人仲間，年長者，さらには地域の隣人との体験共有や相互交流などのかかわりを通して，選好や価値観を学習，共有，確立し，共同体意識や社会の構成員としての規範意識が醸成されると考えられるのである（Eisenberg 1992, Eisenberg et al. 2015）。文化の伝達について，たとえば，学習指導要領に規定されているような正式なカリキュラムとは異なる，地域や学校に特有の教育・学習内容（隠れたカリキュラム）が社会規律や秩序，道徳的な価値観を醸成する機会となって，社会的選好の形成に影響を及ぼすことや，参加・協力型の学習経験がある場合，利他性や互酬性が高く，他者に協力する傾向があるとする研究がある（Ito et al. 2014）。親と子の両方から得た調査回答によるデータを使用して，社会経済的な家庭背景（親のメンタルヘルス，親の経済社会状況，家族構成）が，協調性や共感性などの向社会的な性向を含む子どもの社会性に及ぼす影響について分析した研究もある（敷島他 2012）。また，結婚や移住などにより，それまでと異なる文化と混合する機会が生まれる場合，それまでに過ごした地域コミュニティの文化的価値観によって内在化された考えや信条（belief）に基づいて，生活上の選択や意思決定を行う割合が圧倒的に大きいが，その割合は世代ごとに徐々に逓減していくとする研究もある（Henrich and Boyd 1998）。

選好や価値観が内生的に決定する場合，操作変数により内生性に対処し，係数のバイアスを取り除くことが必要である[2)]。本稿では，子どもの頃の生活環境や社会経験が向社会的な性向を内在化させると考え，その具体的な経験装置や機会として，地域における地蔵の存在と，子どもの頃に家族そろって夕食を取っていたか否かの経験を操作変数として用いる。地蔵は，地域における文化的伝達のためのアーキテクチャ（物理的な構造）と考えることができる。また地蔵祭祀などの地域行事への参加が，共同体意識や報恩感謝の意識が醸成される機会や場となり，社会性が内在化されるための機能として働くことが考えられる。親や家族は，子に対して社会生活における規律や道徳観などを躾けるエージェントとして機能し，家族（親子）との過ごし方や関係は，子の選好や価値観の形成を醸成する機会を生むと考えられる。

本稿は，奥山（2014）で得られた結果をもとに分析を見直し，利他性や互酬性といった向社会的な選好の形成と影響について改めて検証するための一考察とすることをモチベーションとしている。奥山（2014）では，利他性や互酬性が内生的に決定する可能性を確認しているが，そのことを踏まえた計量モデルによる推定はしておらず，外生変数として扱っている。推定では，献血やボランティアの経験に対して利他性や互酬性が説明力を持つことが確認されているが，内生性を考慮して推定をした場合に，同様の影響が見られるのかどうかを確認する必要がある。

本稿では，家族（身内）以外の者と過ごす社会生活行動として，レジャーや地域社会での活動，ボランティア活動（社会貢献活動）を対象に，これらの活動に対して利他性や互酬性

が説明力を持つのかどうかを検証する。次節では，本稿で用いるデータの概略および特徴・傾向を示す。第3節では，実証モデルと推定方法，操作変数の選択について説明し，第4節では推定結果について論じる。第5節では，本稿の分析から得られる考察や限界，今後の課題について述べる。

2　デ　ー　タ

本稿で使用するデータは，公益財団法人家計経済研究所が実施した「若年層の生活と家計に関する調査」の個票データである[3)]。全国に居住する20-69歳の男女を対象に，性別，年代，地域の別による標本割付により無作為抽出を行い，インターネット調査により実施された。回答依頼者数は9,910名，有効回答者数は3,570名で，回答依頼数に対する有効回答数の割合は36.0%であった。本稿で使用する変数について欠値処理等をした結果，利用可能な回答者数は2,984名，記述統計量は表1のとおりである。

表1　記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
社会生活行動				
レジャー	0.805	0.396	0	1
地域社会	0.174	0.379	0	1
ボランティア活動	0.109	0.311	0	1
性別（男性＝1）	0.494	0.500	0	1
年齢	45.998	14.092	20	84
年齢2乗	2314.351	1307.175	400	7056
学歴（教育年数）	14.220	2.078	9	21
世帯年収	564.729	363.507	50	2000
就業状態（就業＝1）	0.593	0.491	0	1
週あたり労働時間	25.664	23.824	0	168
世帯人数	2.898	1.320	1	9
利他性	1.952	1.091	1	6
互酬性	3.829	0.633	1	5
子どもの頃，近所や登下校の道端にお地蔵様があった	0.525	0.499	0	1
小中学生の頃，夕飯は家族そろって食べていた	0.841	0.366	0	1

注：1）観測値は2,984。

本稿の分析で用いる社会生活行動は，(1)レジャー（趣味，スポーツ，レクリエーション，友人との付き合いなど），(2)地域社会（各種団体，組合，政治組織など），(3)ボランティア活動（社会貢献活動）である[4)]。この調査では，複数の活動について，週内でどの程度の時間を費やしているかに関する質問項目がある。これら3つの活動について，活動に時間を費やしているか否かの二値変数として扱う。

利他性の変数は，寄付の意思に関する質問回答を用いている。世帯一人あたり所得の何％までを慈善団体に寄付するかという問いに対して，「1：寄付をしない」「2：最大 1 ％まで」・「3：最大 2 ％まで」・「4：最大 5 ％まで」・「5：最大10％まで」・「6：最大11％以上」の中から回答を得ている。所得の一部を寄付すると回答したのは55.6％で，そのうち半数以上の57.58％が「最大 1 ％まで」寄付するとしている。寄付をしないと回答したのは44.4％であった。

互酬性については，正の互酬性（positive reciprocity）と負の互酬性（negative reciprocity）に関する調査回答を用いることができるが，本稿の分析では，正の互酬性を取り上げている（以降，正の互酬性を「互酬性」と記すこととする）。互酬性は互恵・互助に関する考えとして，「頼みごとを聞いてもらえたらお返しする」・「以前親切にしてくれた人には労を厭わず手助けをする」・「以前私に親切にしてくれた人は身銭を切ってでも助けるつもりだ」という問いに対して，「5：あてはまる」から「1：あてはまらない」までの 5 段階で尋ねている。分析では，個人ごとの 3 項目の平均値を使用した[5)]。

その他の変数について，学歴は，最終学歴の回答から教育年数を計算している。世帯年収は区間尺度による各選択肢の中間値を用いている。

この調査では，子どもの頃の家庭環境や学校教育に関する設問項目がある。それらの中から，「子どもの頃，近所や登下校の道端にお地蔵様があった」と「小中学生の頃，夕飯は家族そろって食べていた」という 2 項目について，そのような環境や経験があったかどうかの二値変数を用いている。これらの変数は，次節で説明する操作変数の候補として使われる。

3　実 証 モ デ ル

3.1　実証モデル

利他性や互酬性が社会生活行動に与える影響を分析するため，以下のような構造形の回帰式を設定する。

$$S_i=\alpha_0+\alpha_1 altruism_i+\alpha_2 reciprocity_i+\boldsymbol{X_i}\beta+\varepsilon_i \qquad (1)$$

S_i は，社会生活行動を表す変数であり，本稿では，レジャー（趣味，スポーツ，レクリエーション，友人との付き合いなど），地域社会（各種団体，組合，政治組織など），ボランティア活動（社会貢献活動）をその対象とする。$altruism_i$ は利他性を表す変数，$reciprocity_i$ は互酬性を表す変数である。$\boldsymbol{X_i}$ は社会生活行動への参加を説明する外生性を満たすその他の説明変数のベクトルであり，性別，年齢，学歴，世帯年収，就業状態，週あたり労働時間，世帯人数，子どもの頃（15歳当時）の居住都道府県を含む。ε_i は誤差項である。

ここで問題となるのは，$altruism_i$ や $reciprocity_i$ が内生変数であるということである。

つまり，利他性や互酬性などの選好は，社会化あるいは社会性を育む過程や環境，経験を通じて個人に内在化されるものであると考えると，内生的に決定するという可能性がある。また，S_i と $altruism_i$ あるいは $reciprocity_i$ がそれぞれ同時に決定する可能性，すなわち利他性や互酬性がこれらの社会生活行動への参加確率に影響を及ぼす可能性がある一方で，社会生活行動への参加が利他性や互酬性の程度に影響を及ぼすという逆の因果関係も考えられる。さらに，(1)式の誤差項 ε_i には，社会生活行動を決定する観測不可能な要素が含まれていることが考えられ，それらと説明変数が相関する場合，推定量の一致性が担保されない。

そこで，$altruism_i$ と $reciprocity_i$ に対する誘導形の回帰式を第1段階として推定する。

$$altruism_i = \gamma + \boldsymbol{Z}_i\varphi + \boldsymbol{X}_i\delta + \mu_i \quad (2)$$

$$reciprocity_i = \omega + \boldsymbol{Z}_i\theta + \boldsymbol{X}_i\pi + e_i \quad (3)$$

$\boldsymbol{Z}_i$ は利他性（$altruism_i$）と互酬性（$reciprocity_i$）を説明する操作変数である。$\boldsymbol{X}_i$ は(1)式にも含まれる，社会生活行動への参加を説明する利他性と互酬性以外の外生変数である。μ_i と e_i はそれぞれ誤差項である。

被説明変数 S_i は，社会生活行動に参加している場合に1，参加していない場合に0となる二値変数なので，操作変数プロビット・モデルにより，(1)，(2)，(3)式を推定する。推定を行うにあたり，二変量正規分布に従う誤差項 ε_i と μ_i および e_i の間には，$\mathrm{Cov}(\varepsilon_i, \mu_i | Z_i, X_i) = \rho_1$，$\mathrm{Cov}(\varepsilon_i, e_i | Z_i, X_i) = \rho_2$ が仮定される。

3.2　操作変数の選択

利他性と互酬性が内生性を持つ可能性を考え，これらの操作変数として，子どもの頃の生活・地域を取り巻く外部環境や社会経験に関する変数を考える。具体的には，子どもの頃に近所や登下校の道端にお地蔵様があったかどうかのダミー変数と，小中学生の頃に夕飯は家族そろって食べていたかどうかのダミー変数を用いる。

地蔵は路傍や辻に置かれていることも多く，町内安全や子どもの健全育成を守る存在とされている（大島 1992，渡 2011）。地蔵を祀っている地域では，地蔵盆や地蔵祭，地蔵流しなどの祭祀が行われ，地域生活の中で身近にある信仰環境，伝統的な文化習慣のひとつでもある。地蔵とその存在に伴う地域祭祀（への参加）は，共同体意識や報恩感謝への意識を育て，互恵互譲や相互扶助，他者救済，社会に対する義務などの向社会的な選好や価値観（利他性，互酬性）の形成に寄与するアーキテクチャ（物理的な構造）と考えられる。

親や家族は，子に対して社会生活における規律や道徳観を躾けるエージェントとして機能し，家族内でまたは世代間で価値観が伝達，共有され，社会性が内在化されると考えられる（Adriani 2009, Wilhelm et al. 2008）。ライフスタイルや家族構成，家庭内の役割分担が時代

とともに変化するにつれ，子どもの頃の家庭における生活習慣や経験も変わってくると考えられるが，家族（親子）との過ごし方や関係は，自身の規範意識を醸成する機会を生むと考えられる。

表 2 は，操作変数（地蔵の存在，家族と夕食を共にする機会）と利他性と互酬性のスコアの平均値をまとめている。子どもの頃の環境や経験の有無によって，利他性や互酬性のスコアの平均値が有意に異なっており，内生変数との相関の点で，操作変数としての望ましい性質を満たしているように見える。

表 2　子どもの頃の環境や経験の有無と利他性，互酬性

	子どもの頃，近所や登下校の道端にお地蔵様があった			小中学生の頃，夕飯は家族そろって食べていた		
	ある N＝1566	ない N＝1418		ある N＝2510	ない N＝474	
利他性	1.9923 (1.1064)	1.9069 (1.0724)	**	1.9813 (1.1033)	1.7954 (1.0107)	***
互酬性	3.8819 (0.6340)	3.7713 (0.6260)	***	3.8483 (0.6227)	3.7286 (0.6740)	***

注：1）各操作変数の平均値の差について，F 検定（Welch's test）により，***1%，**5%水準で有意であることを示す。
2）括弧内の数値は標準偏差を示す。

表 3 は，各操作変数の平均値を各社会生活行動の有無別に比較している。地域社会に関する活動では，2 つの操作変数とも平均値は活動への参加の有無によって有意に異ならないので，操作変数として妥当であると考えられる。一方，レジャーとボランティア活動では，活動への参加の有無によって操作変数の値に有意な差が見られる場合がある。このことは，構造形の回帰式（前節の（1）式）の誤差項と操作変数が相関している可能性があることを示している。このような可能性がある場合，操作変数の妥当性を確認するための間接的な方法として，過剰識別制約の検定を行うことが考えられるが，今回の分析では，操作変数の数と内生変数の数が同じである（just identified）ので，過剰識別制約の検定を行うことができない。

表 3　社会生活行動別の子どもの頃の環境や経験の有無

	レジャー			地域社会		ボランティア活動		
	する N＝2402	しない N＝582		する N＝518	しない N＝2466	する N＝324	しない N＝2660	
子どもの頃，近所や登下校の道端にお地蔵様があった	0.5403 (0.4985)	0.4773 (0.5001)	**	0.5714 (0.4955)	0.5193 (0.4998)	0.5778 (0.4948)	0.5222 (0.4996)	
小中学生の頃，夕飯は家族そろって食べていた	0.8442 (0.3628)	0.8068 (0.3952)		0.8619 (0.3454)	0.8319 (0.3454)	0.8815 (0.3238)	0.8315 (0.3744)	**

注：1）行動別の平均値の差について，F 検定（Welch's test）により，**5%水準で有意であることを示す。
2）括弧内の数値は標準偏差を示す。

操作変数プロビットによる推定では，推定量にバイアスが生じている可能性があることを踏まえておく必要がある。

4　推　定　結　果

表 4 の(1)から(3)はプロビット・モデルによる推定結果である。利他性は 3 つの社会生活行動のいずれに対しても正に有意であるが，互酬性ではレジャーに対してのみ正に有意な結果となっている。ただし，利他性と互酬性について内生性の問題が考えられるため，操作変数プロビット・モデルによる推定を行った。説明変数の外生性に関する Wald 検定の結果から，説明変数が外生変数であるという帰無仮説を棄却している。操作変数プロビット・モデルの第 1 段階の推定（推定結果（4）(5)）では，子どもの頃に近所や登下校の道端にお地蔵様があったかどうかのダミー変数と小中学生の頃に夕飯を家族そろって食べていたかどうかのダミー変数が，ともに利他性と互酬性の両方に対して有意であり，子どもの頃にこれらの環境や経験があると，利他性や互酬性といった規範意識が高い結果となっている。一方，内生変数を操作変数に回帰したときの F 値が7.68（利他性）および11.41（互酬性）であり，Staiger and Stock（1997）が提示する基準に照らすと，操作変数と内生変数における弱相関の問題が考えられる。つまり，操作変数法による推定量には弱相関によるバイアスが生じている可能性がある。Staiger and Stock（1997）はまた，第 1 段階の推定において操作変数が有意であっても弱相関の問題が起こる可能性を指摘しており，操作変数の妥当性についてはより吟味する必要があるといえる。

互酬性に関しては，就労状態ダミーが負に有意に，週あたり労働時間が正に有意となっている。職場という組織・集団での労働規範としての協力・協調意識として互酬性が説明されている可能性が考えられる。

第 2 段階の推定結果（推定結果（6）(7)（8））を見ると，利他性と互酬性の内生性を考慮した結果，利他性はいずれの社会生活行動に対しても説明力を持たないことが確認された。互酬性については，レジャーでは有意ではなくなり，一方，地域社会関係の活動とボランティア活動では有意な結果となっている。また，限界効果の値は他のすべての外生変数と比べて最も大きい。レジャーについては世帯年収，就労状態，労働時間，世帯人数が有意であり，時間の消費としてのレジャー活動が正常財であること，また経済的，時間的な自由度や融通性が活動参加の選択に影響を与えることが考えられる。レジャーには複数の活動を含んでいるため，測定誤差が推定結果に影響を及ぼしている可能性も否定できないが，利己的なあるいは自己投資的な動機から参加する傾向が強い活動と考えられ，他者への配慮や規範などの意識の違いは活動選択とは無関係であると考えられる。ただし，本稿の分析で用いている利他性の変数は，（金銭による）寄付をどの程度行う意思があるかという回答情報によるもの

表4　推定結果

	プロビット・モデル						操作変数プロビット・モデル											
							第1段階						第2段階					
被説明変数	(1) レジャー		(2) 地域社会		(3) ボランティア活動		(4) 利他性		(5) 互酬性				(6) レジャー		(7) 地域社会		(8) ボランティア活動	
利他性	0.0237	***	0.0390	***	0.0312	***							0.0997		−0.6006		−0.5888	
	(0.0070)		(0.0059)		(0.0045)								(1.0609)		(0.3686)		(0.4137)	
互酬性	0.0487	***	0.0067		−0.0049								1.1379		0.9876	***	0.9233	***
	(0.0118)		(0.0109)		(0.0088)								(0.7196)		(0.2226)		(0.2458)	
性別（男性＝1）	−0.0083		0.0447	***	−0.0038		−0.0806	*	−0.1203	***			0.0947		0.1443		0.0441	
	(0.0160)		(0.0153)		(0.0120)		(0.0438)		(0.0253)				(0.0606)		(0.1182)		(0.0620)	
年齢	−0.0144	***	−0.0003		−0.0040		−0.0599	***	0.0174	***			−0.0568		−0.0583	***	−0.0685	***
	(0.0041)		(0.0037)		(0.0029)		(0.0105)		(0.0060)				(0.0659)		(0.0199)		(0.0143)	
年齢2乗	0.0002	***	0.0001		0.0001	***	0.0007	***	−0.0001	**			0.0006		0.0007	***	0.0008	***
	(0.00005)		(0.00004)		(0.00003)		(0.0001)		(0.0001)				(0.0007)		(0.0002)		(0.0001)	
学歴	0.0036		0.00003		0.0045	*	0.0075		0.0071				0.0029		−0.0018		0.0114	
	(0.0037)		(0.0034)		(0.0027)		(0.0101)		−0.0058				(0.0126)		(0.0111)		(0.0159)	
世帯年収	0.0002	***	0.00003		0.00002		0.0002	***	0.0001	**			0.0004	***	0.0001		0.0001	
	(0.00003)		(0.00003)		(0.00002)		(0.0001)		(0.00003)				(0.0001)		(0.0001)		(0.0001)	
就業状態（就業＝1）	0.0480	**	0.0022		−0.0307	*	−0.0107		−0.1391	***			0.2732	***	0.1317	*	0.0363	
	(0.0233)		(0.0219)		(0.0186)		(0.0619)		(0.0357)				(0.0931)		(0.0720)		(0.1173)	
週あたり労働時間	−0.0005		0.0002		0.0004		0.0008		0.0025	***			−0.0040	**	−0.0015		−0.0006	
	(0.0005)		(0.0005)		(0.0004)		(0.0013)		(0.0008)				(0.0017)		(0.0015)		(0.0020)	
世帯人数	−0.0273	***	0.0282	***	0.0080	*	−0.022		−0.0157	*			−0.0635	**	0.0539		0.0228	
	(0.0060)		(0.0055)		(0.0044)		(0.0164)		−0.0094				(0.0261)		(0.0594)		(0.0353)	
お地蔵様							0.0745	*	0.1065	***								
							(0.0398)		(0.0229)									
家族そろって食べていた							0.1456	***	0.0993	***								
							(0.0544)		(0.0314)									
定数項							2.8229	***	3.2092	***								
							(0.2598)		(0.1497)									
観測値	2984		2984		2984		2984		2984				2984		2984		2984	
対数尤度	−1414.1293		−1286.3847		−946.06267								−8653.7724		−8529.1586		−8189.7093	
擬似決定係数	0.0396		0.0660		0.0771													
LR検定													232.91	***	701.69	***	512.53	***
Wald検定（外生性の検定）													22.08	***	37.90	***	23.67	***
F値（弱相関の検定）							7.68	***	11.41	***								

注：1）括弧内の数値は標準誤差。
2）***，**，*はそれぞれ1％，5％，10％水準で有意であることを示す。
3）操作変数プロビット・モデルの第1段階の数値は操作変数と外生変数の係数，プロビット・モデルと操作変数プロビット・モデルの第2段階の数値は限界効果を示す。
4）その他の説明変数として，15歳時点の居住都道府県を調整した。

であり，動機や行動選好としての利他性を厳密に測ったものとはいえない。このことが，今回の推定結果に影響を及ぼしている可能性もある。

地域社会関係の活動では，その例示からも推測されるように，活動範囲がその地域に限定されていたり，活動による実質的な便益が活動参加者自身に返ってくるものが含まれると考えられる。活動参加者どうしの地理的・社会的距離も近く，活動に参加しているかいないかが周辺にも知られやすいと考えられる。社会集団（共同体）の一員として集団のルールや習慣に従って参加・行動することにより，将来的（長期的）に経済的・社会的な支援や協力，善意を受け得る機会を担保できると考えれば，協調や相互扶助の土台となる人間の性向のひとつである互酬性が，地域社会関係の活動への参加にプラスの影響を与えると考えられる。ボランティア活動に対しても，日本でのボランティア活動の多くがコミュニティ単位のボランティア活動が多く，地縁組織などを通じて活動している場合が多いことを踏まえると，同様のことが考えられる[6)]。また，ボランティア活動などの慈善的な社会行動では，機会費用仮説による経済的合理性で説明できる要因は多くなく，依頼や勧誘，社会的圧力などの要素が働くとする指摘がある（DellaVigna et al. 2012, Freeman 1997，坂本・山本 2012）。互酬性が有意である一方で，所得や労働供給（就業状態，労働時間）に関する変数が説明力を持たないことも踏まえると，経済合理性による説明ではなく（説明だけではなく），社会全体で支援しようとするリスクシェアリング機能が働いていると解釈することも可能である。

地域社会関係の活動やボランティア活動では，年齢が負に有意な影響を与えている一方，レジャーについては，内生性を考慮した結果，年齢は説明力を持たない。また，年齢は，操作変数プロビットの第 1 段階の推定で，利他性に対しては 1 乗項が負に，互酬性に対しては正に有意となっている。年齢が行動選択に及ぼす直接的な影響が認められる一方で，利他性や互酬性の形成に対して異なる効果を持ち得ることが考えられる。

5　結　　語

本稿では，利他性・互酬性と社会生活行動の関係について分析した。選好や価値観が，過去の社会環境，慣習，社会経験・学習などによって内在化することが考えられるため，利他性・互酬性が内生的に決定することを考慮して分析をする必要がある。利他性・互酬性が醸成される過去の環境や経験として，子どもの頃の地域環境（近所や登下校の道端にお地蔵様があったかどうか）と家庭環境（小中学生の頃に夕飯を家族そろって食べていたかどうか）を操作変数として推定した結果，利他性はいずれの社会生活行動に対しても説明力を持たず，互酬性は地域社会関係の活動とボランティア活動に対して有意であった。また，推定結果から，内生性に対処した操作変数法による推定が妥当であることが確認された。ただし，2 つの操作変数は利他性・互酬性のいずれに対しても有意ではあったが，弱相関の問題があり，

つまり操作変数法の第 1 段階推定でのバイアスの可能性が否定できない。無相関のあるいは相関の低い操作変数を多く用いることは，最小二乗法推定量よりもかえってバイアスが大きくなることや（Hahn and Hausman 2002），第 1 段階の推定で操作変数が有意であっても弱相関の問題が起こる場合がある（Staiger and Stock 1997）。今回の推定結果は，こうした問題に直面している可能性があり，より吟味した操作変数の選択と，より正確で頑健な推定のための精緻化が必要である。

また，社会生活行動に関する個人の選択について観察されない要素が存在するとき，それぞれの活動の決定式の誤差項どうしは相関する。また，時間配分の点でこれらの活動が同時に決定していることも考えられる。そのため，こうした誤差項どうしが相関することを認めたモデルによる推定を行い，結果の厳密な検証を行うことも今後の課題である。

注

＊ 本稿の分析にあたり，公益財団法人家計経済研究所より，同研究所が実施した「若年層の生活と家計に関する調査」の個票データの使用について許諾を受けた。

1）たとえば井堀他（2012）では，複数の研究トピックとそれらの研究成果から，社会保障における全世代的なリスクとそれらに対する世代横断的な対処制度について論点整理を行い，自助・互助・共助・公助のあり方について議論・提案している。

2）ただし，有限標本の場合には，操作変数法で推定された係数は，一致性は満たすが不偏性は担保されない（Wooldridge 2011，川口 2008）。

3）同調査の詳細については，大竹・水谷（2014）を参照されたい。

4）「社会生活基本調査」では，「各人の自由時間における活動（「３次活動」）」もしくは「積極的余暇活動」にあてはまる活動として，本稿の分析対象である社会生活行動を含んでいる（総務省統計局 1996）。

5）互酬性に関する調査項目は Dohmen et al.（2009）に従っている。

6）「社会生活基本調査」（2006年版，2011年版）によれば，「まちづくりのための活動」（ボランティア活動者総数の内41.7％），「安全な生活のための活動」（同18.2％），「自然や環境を守るための活動」（同18.1％）の行動者率が高く，活動形態では「地域社会とのつながりの強い町内会などの組織」（同61.4％）を通じて参加している割合が最も高い（総務省統計局 1996）。

参 考 文 献

Adriani, Fabrizio, and Silvia Sonderegger (2009). “Why Do Parents Socialize Their Children to Behave Pro-socially? An Information-Based Theory.” *Journal of Public Economics*, 93(11): 1119-24.

Bisin, Alberto, and Thierry Verdier (2010). “The Economics of Cultural Transmission and Socialization.” In *Handbook of Social Economics*, vol. 1A, edited by Jess Benhabib, Alberto Bisin, and Matthew O. Jackson, 339-403. Netherlands: North-Holland.

DellaVigna, Stefano, John A. List, and Ulrike Malmendier (2012). “Testing for Altruism and Social

Pressure in Charitable Giving." *The Quarterly Journal of Economics*, 127(1): 1-56.

Dohmen, Thomas, Armin Falk, David Huffman, and Uwe Sunde (2009). "Homo Reciprocans: Survey Evidence on Behavioural Outcomes." *Economic Journal*, 119(536): 592-612.

Eisenberg, Nancy (1992). *The Caring Child*. Cambridge: Harvard University Press.

Eisenberg, Nancy, Natalie D. Eggum-Wilkens, and Tracy L. Spinrad (2015). "The Development of Prosocial Behavior." In *The Oxford Handbook of Prosocial Behavior*, edited by David A. Schroeder, and William G. Graziano, 114-36. United States: Oxford University Press.

Freeman, Richard B. (1997). "Working for Nothing: The Supply of Volunteer Labor." *Journal of Labor Economics*, 15(1): 140-66.

Hahn, Jinyong, and Jerry Hausman (2002). "Notes on Bias in Estimators for Simultaneous Equation Models." *Economics Letters,* 75: 237-41.

Hansen, Lars P. (1982). "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators." *Econometrica,* 50(4): 1029-54.

Henrich, Joe, and Robert Boyd (1998). "The Evolution of Conformist Transmission and the Emergence of Between-Group Differences." *Evolution and Human Behavior*, 19(4): 215-41.

Ito, Takahiro, Kohei Kubota, and Fumio Ohtake (2014). "The Hidden Curriculum and Social Preferences." Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI) Discussion Paper, 14-E-024.

Staiger, Douglas O., and James H. Stock (1997). "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments." *Econometrica*, 65(3): 557-86.

Wilhelm, Mark O., Eleanor Brown, Patrick M. Rooney, and Richard Steinberg (2008). "The Intergenerational Transmission of Generosity." *Journal of Public Economics,* 92(10): 2146-56.

Wooldridge, Jeffrey M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Second edition, United States: MIT Press.

井堀利宏・金子能宏・野口晴子編 (2012).『新たなリスクと社会保障：生涯を通じた支援策の構築』東京大学出版会.

大島建彦 (1992).『民間の地蔵信仰』北辰堂.

大竹文雄・水谷綾 (2014).「「若年層の生活と家計に関する調査」の概要」『家計経済研究』102 : 13-21.

奥山尚子 (2014).「向社会性に関する規範意識の形成とその影響」『家計経済研究』102 : 57-70.

川口大司 (2008).「労働政策評価の計量経済学」『日本労働研究雑誌』50(10): 16-28.

坂本和靖・山本勲 (2012).「震災ボランティア活動参加の規定要因の変化」慶應/京都連携グローバル COE ディスカッションペーパー, DP2012-024.

敷島千鶴・山下絢・赤林英夫 (2012).「子どもの社会性・適応感と家庭背景―慶應子どもパネル調査2011から―」Keio University Joint Research Center for Panel Studies Discussion Paper Series, DP2011-009.

総務省統計局 (1996).「平成 8 年社会生活基本調査　用語と分類」(http://www.stat.go.jp/data/shakai/1996/4.htm) 2015/8/31.

渡浩一 (2011).『お地蔵さんの世界―救いの説話・歴史・民俗』慶友社.