

Refereed
Paper

世論調査における 回答の不安定性をめぐって

On instability in survey responses

齊藤慎一 SAITO Shinichi

東京女子大学現代教養学部 教授

竹下俊郎 TAKESHITA Toshio

明治大学政治経済学部 教授

稲葉哲郎 INABA Tetsuro

一橋大学大学院社会学研究科 教授

本研究では、パネル調査において回答に不安定性が生じるメカニズムがRASモデルで説明できるのかどうかを、原発問題を事例に検討した。分析の結果、回答の不安定性はおおむねRASモデルで説明できるものの政治意識の高い層では回答が安定するという予測は支持されず、モデルに一定の見なおしが必要であることも明らかとなった

キーワード 世論調査, 回答の不安定性, RASモデル, 原発問題

1. 問題の所在

近年、世論調査に対する関心が高まっており、専門書のみならず、一般むけの関連書籍も増えていて(たとえば、岩本, 2015; 吉田, 2008)、調査の信頼性など世論調査に関するさまざまな問題が論じられている。政治との関連でいえば、メディアの政治報道において世論調査の活用度が高まっている。佐藤(2007:17)は「小泉政権以降、日本は『世論調査政治』になりつつある」と述べている。報道機関が毎月のように発表する内閣支持率は、政権存続を示すバロメーターと見なされ、支持率が一定水準を割りこむと、それを根拠に野党やメディアが政権の退陣を唱えはじめる(前田, 2012)。こうした現象は、世論調査がいまや一定の政治的影響力をもつに至ったことを示唆している。

しかしながら、世論調査は本来どの程度確固とした民意を反映しているのだろうか。この問題は専門家のあいだでも長年論争的となってきた。本稿では、こうした問題の一環として、世

論調査や意識調査における「回答の不安定性」(response instability) についてとりあげたい。これまでの研究で、パネル調査法などの時系列調査において、同一回答者が同一質問に異なる時点で異なる回答をすることが少なくないことが知られている(Achen, 1975; Bishop *et al.*, 1980; Converse, 1964; Zaller, 1992; Zaller and Feldman, 1992)。

この回答の不安定性という問題について、Converse(1964)は、政治的関心の高い一部の人びとを除いた多くの有権者は、政治的争点に関して一貫した安定的な「真の態度」をもっているわけではなく、世論調査において調査員にたずねられたときに、選択肢のなかからランダムに回答を選んで答えているだけだとして、こうしたランダムで意味のない回答を「非態度」(nonattitudes) とよんだ¹⁾。同様に、Bishop *et al.* (1980)は「疑似世論」(pseudo-opinions) という用語を用いて、世論調査の回答の不安定性の問題を検討している。

それに対して、Achen(1975)は回答の不安定

性は主に質問の仕方のあいまいさや選択肢の不適切さなどに由来する測定誤差によるもので、パネル調査データの回答に安定性がないのは人びとが争点に対して真の態度をもっていないからではないと反論している(ほかに、Judd and Milburn, 1980なども同様の主張を行っている)。

Zaller and Feldman (1992) および Zaller (1992) は、これら双方の主張にはいずれも不十分な点があるとして、パネル調査における回答の不安定性を説明する独自のモデルを呈示している。Zaller and Feldman (1992) では「3つの公理モデル」(Three-axiom model)、Zaller (1992) ではその発展型と考えられる RAS (Receive-Accept-Sample) モデルと、異なるモデル名が用いられているが、回答の不安定性を説明するという点においては、この二つのモデルは基本的に同じとみなせる。そこで、本稿では便宜上、RAS モデルという用語の方を用いることにする²⁾。

Zallerらのモデルの要点をまとめると以下のようになるだろう。まず、(1) たいていの人びとは、多くの政治的争点に対して白黒はっきりした単純な賛成ないしは反対の意見をもっているわけではなく、調査回答時にたまたま記憶のなかから想起された当該争点に関する(それも相互に対立する)いくつかの「考慮事項」(considerations)を全体として吟味している。そして、(2) それらの想起されたいくつかの考慮事項を均したうえで(あるいは差引勘定したうえで)、肯定的ないし否定的側面のどちらの考慮事項の数が勝っているかをもとにして、選択肢のなかから回答を選んでいる³⁾。また、(3) たいていの人びとは、調査時点からみて比較的近い時期にその争点について思い浮かべた事項が、調査回答時に記憶のなかでアクセス可能性が高くなり、結果として、回答時に考慮の対象になりやすい。そして、(4) その想起された考慮事項が、同じ人でも調査のたびに異なる程度異なることが多いため、パネル調査データで表面的には回答に一貫性ないしは安定性がないようにみえる原因となってい

る⁴⁾。(5) ただし、政治意識の高い人は、そうでない人にくらべてより多くの事柄を比較的安定して想起できるため(つまり、複数回にわたって同じ質問をされた場合、各回に共通した考慮事項を想起しやすい)、パネルデータにおいても回答の安定性が高い。

したがって Zallerらによると、回答の不安定性は、Converse (1964) がいうように、回答者が調査のたびにランダムに回答しているからでもなければ、Achen (1975) などが主張するように測定誤差にだけ帰せられるものでもない。

認知心理学や認知社会心理学がこれまで明らかにしてきたとおり、人がものごとを判断するさいに、可能なかぎりのエネルギーをつかって最大限合理的な判断をしているわけではなく、たとえば世論調査に回答する時のように、必ずしも関与度が高いわけではない場合、関連するすべての情報を検索し考慮するようなシステムティック処理ではなく、なるべく認知的タスクの少ないヒューリスティック処理を行っていると考えられる(Chaiken, 1980; Sherman and Corty, 1984)。したがって、調査への回答にさいして考慮される事項は、たまたまそのときに想起できる一部のことがらに限られることになる。こうした心理学における知見が Zallerらの議論のベースとなっている。

Zallerらがモデルを発表して以降、彼らのものと類似したあるいはベースにしたモデルがいくつか提起されている(たとえば、Tourangeau *et al.*, 2000; Van der Veld and Saris, 2004)。Zallerらのモデルとそれに続くモデルには、当然ながら異なる点もあるが、それぞれのモデルの根幹をなす部分の主張には共通性が高い。そこで、本稿ではパネル調査において個人レベルでの回答に不安定性が生じる原因が、Zallerらのモデルで説明できるのかどうかの検討を主な目的とする。

政策争点に関する態度について、Zallerらや彼らの類似モデルを提起している研究者たちは、争点態度の多くはすでに記憶のなかに定着して



いて、それが調査時に記憶のなかからよび起こされるというようなものではなく、調査回答時に形成されるものだと主張している。この考え方は、社会心理学における伝統的な態度（形成）観に対する反論を試みている Schwarz (Schwarz and Bohner, 2001; Schwarz, 2007) の主張とも合致するものである。ただし、そのように主張したからといって、彼らは世論調査で示される意見を Converse (1964) が非態度とよんだようなランダムで意味のないものだとしているわけではない。さまざまな争点に関して、多くの有権者のなかには容易には変化しない揺るぎない「真の態度」というものは存在しないが、争点態度はまったくランダムに選択される無意味なものでもない。それは、経験やメディア情報をもとにした考慮事項に基づいて吟味された意見ではあるが、調査回答時に微調整されて表明されるものだという (Zallerらのモデルでは、調査のたびに想起できる考慮事項はある程度異なると仮定している点が重要である)。

欧米では比較的多くの研究がなされてきたこの回答の不安定性に関する問題（たとえば、なぜパネル調査などで回答が不安定であるのか、不安定性が生じるメカニズムは何かなど）について、日本ではこれまでこの問題を真正面から実証的に検討した文献はほとんど見あたらない⁵⁾。前述したとおり近年の世論調査に対する関心の高まりを考えると、パネル調査における回答の不安定性のメカニズムを解明することには、重要な意義があるだろう。

そこで、本研究では、東日本大震災にともなう福島原発事故の結果、国民の重大関心事となり、かつ国論を二分している争点である原発問題を事例として、人びとが意識調査で意見を表明するさい、RASモデルが主張するようなメカニズムが働いていることを前提に以下の仮説をたて、パネル調査データで検証する。

仮説1 人びとは政治的争点に関する質問項目に答えるさい、当該争点に係わる賛否双方の考慮事項を差引勘定した結果をもとに選択肢のなかから回答を選んでいる。

仮説2-1 当該争点に関する考慮事項としての賛成意見と反対意見の比率について、調査時点1より調査時点2で賛成意見の比率が増加した人は、当該争点に対する回答も賛成方向に変化している。

仮説2-2 当該争点に関する考慮事項としての賛成意見と反対意見の比率について、調査時点1より調査時点2で反対意見の比率が増加した人は、当該争点に対する回答も反対方向に変化している。

仮説3 政治意識が高い人は低い人に比べて、回答の安定性が高い。

2. 方法

上記の仮説を検証するにあたり、2013年7月に実施された参議院選挙（公示日7月4日、投票日7月21日）の前後である6月から8月にかけて、筆者らが東京都在住の成人を対象として留置法（抽出はエリアサンプリング）で実施したパネル調査データを用いる⁶⁾。

調査対象 東京都在住の有権者 20歳～69歳

調査方法 訪問留置回収法

調査期間 第1回調査 2013年6月12日(水)
～6月30日(日)

第2回調査 2013年7月22日(月)
～8月8日(木)

標本数 第1回調査 1,001票回収

第2回調査 885票回収(第1回調査
協力者のみ)

このうち、ここでは以下に述べる本稿に直接関係する諸項目に、第1回調査と第2回調査の両方で回答した856人を分析対象とする。回答者の性別、年代別構成は以下のとおりである。なお、カッコ内の数字は、住民基本台帳に基づく東京都の20～69歳人口の構成比率(2013年1

月1日時点)であり、両者がよく対応していることがわかる。男性 50.2% (51.1%), 女性 49.8% (48.9%)。20代16.4% (17.7%), 30代23.9% (23.7%), 40代23.7% (23.5%), 50代17.5% (16.6%), 60代18.5% (18.5%)。

なお、今回は、参議院選挙の公示日前と投票日後に実施したパネル調査データを利用したので、調査の間隔が約1か月となっているが、このデザインはRASモデルの検討にとっても適切なものと思われる。その理由は(1)第1回目と第2回目の調査期間が空きすぎると、意見や態度に正味の変化が起きる可能性が高くなるため、今回の研究目的である「回答の不安定性」の検討には適当でなくなる。また(2)本稿がベースにしたZaller(1992)およびZaller and Feldman(1992)の研究でも、調査間隔が約1か月であったためである。

本研究では、調査対象者の原発に対する考え方を聞くために、以下の質問項目群を用意した。まず、関心度について「あなたは、原発、エネルギー政策の問題にどのくらい関心がありますか」という設問に対し「全く関心がない」(1点)から「非常に関心がある」(10点)までの10段階でたずねた(第1回調査M=6.69, SD=2.19; 第2回調査M=6.50, SD=2.26)。

次に、原発に対する賛成意見や反対意見のなかから主なものを複数項目選び、原発に対する態度をたずねる直前に、それぞれの意見について「見たり聞いたりしたことがあるか」(以下「認知度」とする)と「同意するかどうか」(以下「受容度」とする)についてたずねた。具体的には、原発に対する反対理由として「原子力は人間が制御できないものである」「地震が多い日本では原発は不向きである」「維持費、解体費、事故時の補償など原発の経済的コストは大きい」「原発が生み出す放射性廃棄物の処理に課題がある」「他の電力源で電気は十分まかなえる」「原発の安全対策が不十分である」「軍事転用の可能性や非核三原則への矛盾がある」の7項目、一方、原

発に賛成する理由として「原発を止めてしまうと電力不足になる」「温暖化対策として原子力発電は火力発電などより有効な電力源である」「原発技術の輸出など、原発は産業として有力なものである」「他のエネルギー源と比べて、原発は安定した電力供給が可能である」「原発があることで、核の潜在的抑止力になる」「エネルギーの海外依存度(例えば、石油の中東依存)が抑制できる」「今ある原発を止めたままでは、LNG(液化天然ガス)輸入など余分な燃料費がかさみ、貿易赤字や電気料金の値上げを招く」の7項目の合計14項目を用いた。

Zallerら(1992)の研究では、考慮事項の測定にさいし、回答者が争点に対する態度項目に回答する直前ないしは直後にその争点に関して想起したものを自由に答えてもらう方法(オープンエンド型)をとっている。それに対して、今回の研究では、われわれが事前に用意した争点に関する代表的な賛否意見を呈示し、それに対する認知度および受容度を回答者全員にたずねるというクローズエンド型の測定方法をとっている。そのような違いはあるが、本稿では回答者が認知および同意した項目を「考慮事項」と定義することにする。したがって、態度項目に回答するさいに、上記の賛否意見(のうち回答者が同意したもの)が主な考慮事項として利用されると推測される。なお、Zallerら(1992)によれば、態度項目についてたずねる直前に考慮事項を測定する場合の目的として、態度項目に回答するにさいして、通常より詳細に関連する記憶を探ってもらうためとしている。彼らの研究では、直前に考慮事項を測定した場合の方が、直後に測定した場合より、より多くのことから(=考慮事項)を想起していることが明らかとなっている。こうした理由により、今回の研究では、回答者が争点に関する態度項目に回答する直前に考慮事項を測定することにした⁷⁾。

それに続いて、今後原発をどうすべきかに関与する考え(以下「原発に対する意見」とする)を



表1 2つの調査時点における原発に対する態度のクロス集計結果

第2回調査	第1回調査				
	原発推進	原発維持	減原発	脱原発	DK
原発推進	52.9%(9)	0.0%(0)	0.3%(1)	0.0%(0)	0.0%(0)
原発維持	41.2%(7)	66.7%(102)	7.1%(25)	2.2%(4)	11.8%(18)
減原発	5.9%(1)	20.3%(31)	68.4%(240)	20.8%(38)	26.3%(40)
脱原発	0.0%(0)	1.3%(2)	13.1%(46)	69.9%(128)	7.2%(11)
DK	0.0%(0)	11.8%(18)	11.1%(39)	7.1%(13)	54.6%(83)
合計	100%(17)	100%(153)	100%(351)	100%(183)	100%(152)

Fisherの正確確率検定 $p < .001, V = .58$

四捨五入したため、合計欄は100%にならない場合がある

調べるため「あなたは、今後国内の原子力発電所をどうした方がよいと思いますか」という設問に対して、「増やした方がよい」(以下「原発推進」とする)、「現状を維持するのがよい」(以下「原発維持」とする)、「減らした方がよい」(以下「減原発」とする)、「すべてなくした方がよい」(以下「脱原発」とする)、「わからない」の5つの選択肢のなかから1つだけ回答を選んでもらった(回答結果の詳細は後述)。いうまでもないが、これら原発問題に関する諸項目は、2回の調査でまったく同一のワーディングを用いた。

ところで、Zallerら(Zaller and Feldman, 1992; Zaller, 1992)は、政治意識の高低は客観的事実に関する政治知識の量で測れるとしている(たとえば、Zaller, 1992: 21)。そこで、仮説3の検証にあたって、本調査でたずねた政治知識を問う項目を利用する。具体的には、「小さな政府」に関する設問、「一票の格差」に関する設問、「インターネット選挙」に関する設問など計6つの知識項目について、それぞれ正解をふくむ5つの選択肢のなかから回答を選んでもらった⁸⁾。これら6項目について、正解を1、不正解を0としたダミー変数を作成し、主成分分析を行った結果、次元性が確認された。そこで、回答者ごとの主成分得点を利用し、平均値+1SD以上の144人を政治知識高群として、のちの分析に使用する。

また、これまでの態度に関する社会心理学的研究から、特定争点など個別事項に関する態度は、政治的イデオロギーのようなより一般的で

抽象的な態度から派生することが指摘されている(Eagly and Chaiken, 1998)。そこで、本研究では、「保守」「どちらかといえば保守」「中間」「どちらかといえば革新」「革新」の5件法でたずねた保革自己イメージをコントロール変数として用いる。

3. 結果

仮説を検討するまえに、まず第1回調査と第2回調査で回答者の原発に対する意見がどの程度安定しているのかを調べてみた。表1に示すとおり、まずサンプル全体でみた場合、第1回調査と第2回調査の両方で同一の選択肢を選んだ回答者は65.9%(562人)であり、この2時点での回答者の選択には中程度の関連性(クラメールの $V = .58$)はみられるものの、約34%の回答者はなんらかの方向へ意見を変化させていた。ちなみに、アグリゲートレベルでみた場合では、2回の調査で各選択肢の回答の割合にはほとんど違いがみられなかった。たとえば、原発維持を選択した人の数は第1回調査153人、第2回調査156人で、人数だけみるとほぼ同じ人のように見えるが、実際には表1でみたとおり、両方の回で原発維持を選択した人は102人である。この個人レベルでみた場合には回答はある程度不安定であるがアグリゲートレベルでみると結果が安定しているという現象は学術的に非常に興味ぶかいものであるが、この問題の解明は本稿の目的を超えているため、ここでは立ち入らない。

本稿の中心的課題は、なぜ約1か月のあいだ

に3割以上もの回答者の回答が変化した(=不安定であった)のかを明らかにすることにある。そこで、まず調査で原発に関して意見を聞かれたとき、そのつど呈示された賛否意見のうちどの項目に同意できるかを考え、原発に賛成意見と反対意見で同意できる項目の差引勘定をして、それをもとに自分の回答を5つの選択肢のなかから選択しているという仮説1を検証してゆく。

そのために、本稿では以下のような分析を試みた。まず、原発反対意見のうちで同意した項目の合計、原発賛成意見のうちで同意した項目の合計をそれぞれ算出し、「原発反対意見の受容度得点」および「原発賛成意見の受容度得点」を算出した。次に、この原発に対する賛否意見の受容度得点の差をとった。すなわち、「原発反対意見の受容度得点」から「原発賛成意見の受容度得点」を差し引いた得点を算出した⁹⁾。しかし、このままだと賛否意見のそれぞれについて何項目同意したかという情報が得点に反映されない。たとえば、原発反対意見に7項目同意し、原発賛成意見には5項目同意した場合、得点は2となる。同様に、原発反対意見に3項目同意し、原発賛成意見には1項目のみ同意した場合でも得点は2となる。しかし前者の場合、合計12項目に同意しているが、後者では4項目にすぎない。したがって、本稿では同意した項目数の情報を反映させるため、以下のような手続きで得点の調整を行い、第1回調査および第2回調査それぞれについて「考慮事項得点」というものを算出した。

考慮事項得点=(原発反対意見の受容度得点-原発賛成意見の受容度得点)÷(原発反対意見の受容度得点+原発賛成意見の受容度得点)

その結果、第1回調査考慮事項得点でM=.388(SD=.549)、最大値=1.0、最小値=-1.0、第2回調査考慮事項得点でM=.379(SD=.549)、最大値=1.0、最小値=-1.0という変数が作成された。

この得点がプラスに高いほど、原発反対の意

見には同意するが、原発賛成の意見には同意しないことを示す。同様に、得点がマイナスに高いほど、原発賛成の意見には同意するが、原発反対の意見には同意しないことを示す。

仮説1の検証にさいし、まず第1回調査、第2回調査別に、原発に対する意見と考慮事項得点の関連をみるため一元配置分散分析および多重比較(Scheffe法)を行った。この分析では、原発に対する意見が説明変数で、考慮事項得点が目的変数となっているが、これはあくまで結果を視覚的にわかりやすく呈示することを目的として行ったものであり(図1)、本研究では、原発に対する意見の方を原因と考えているわけではない¹⁰⁾。分析の結果、いずれの調査においても選択肢5つすべてのカテゴリ間に有意差がみられた(第1回調査F(4,851)=74.68, $p<.001$, $\eta^2=.26$; 第2回調査F(4,851)=69.01, $p<.001$, $\eta^2=.25$)。図1に示すとおり、第1回調査でも第2回調査でも、考慮事項得点の平均がマイナス0.5程度の場合が原発推進、ほぼゼロの場合が原発維持、0.45の場合が減原発、0.75前後の場合が脱原発、0.3弱の場合がDKとなっている。

次に、基本属性や原発に対する関心度などを統制しても考慮事項得点の効果がみられるかどうかを確認するため、多項ロジスティック回帰分析を行った(基準カテゴリは「原発維持」)。ここでは、2回の調査それぞれについて原発に対する意見項目への回答を目的変数とし、基本属性や原発に対する関心度、政治知識度、保革自己イメージおよび考慮事項得点を説明変数とした分析を行った。その結果、表2に示すとおり、多項ロジスティック回帰分析の結果から、基本属性や原発に対する関心度などを統制しても、考慮事項得点の効果が確認できた。たとえば、第1回調査で減原発を選択した回答者についてみると、考慮事項得点が正で統計的に有意(B=1.829, $p<.001$)であり、考慮事項得点が高いほど原発維持より減原発を選ぶ傾向にあることがわかる。同様に、第1回調査で脱原発を選択し

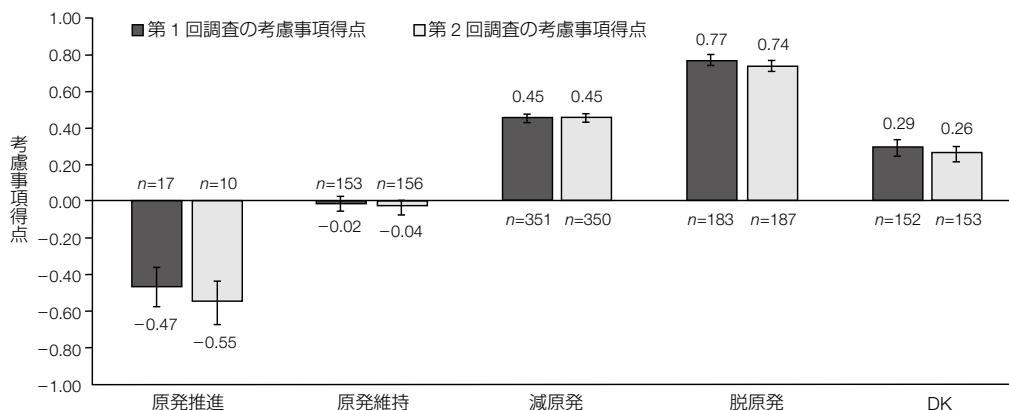


図1 2つの調査時点における原発問題に対する考慮事項得点の平均値の比較 (エラーバーは標準誤差)

表2 原発政策に対する意見を目的変数とした多項ロジスティック回帰分析の結果

	第1回調査			第2回調査			
	B	S.E.	オッズ比	B	S.E.	オッズ比	
減原発	性別 (男=1, 女=0)	-.254	.218	.776	-.370†	.218	.690
	年齢	.027**	.008	1.028	.016†	.008	1.016
	教育年数	.079	.052	1.082	.054	.050	1.055
	原発問題関心度	.024	.056	1.024	-.004	.053	.996
	保革自己イメージ	.192†	.104	1.212	.104	.102	1.109
	政治知識	-.104	.125	.901	-.005	.121	.995
	考慮事項得点 (定数)	1.829***	.226	6.227	1.868***	.223	6.472
脱原発	性別 (男=1, 女=0)	-.426	.271	.653	-.345	.264	.709
	年齢	.038***	.010	1.039	.034**	.010	1.035
	教育年数	.065	.065	1.067	.032	.061	1.032
	原発問題関心度	.283***	.071	1.327	.216**	.067	1.241
	保革自己イメージ	.619***	.134	1.857	.379**	.127	1.461
	政治知識	-.045	.152	.956	-.004	.147	.996
	考慮事項得点 (定数)	3.446***	.307	31.365	3.217***	.290	24.946
わからない	性別 (男=1, 女=0)	-.363	.249	.695	-.285	.251	.752
	年齢	.017†	.010	1.017	-.005	.010	.995
	教育年数	.048	.061	1.049	.002	.061	1.002
	原発問題関心度	-.182**	.063	.833	-.242**	.060	.785
	保革自己イメージ	.100	.121	1.105	.126	.121	1.134
	政治知識	-.471**	.145	.625	-.443**	.144	.642
	考慮事項得点 (定数)	1.095***	.249	2.989	.986***	.248	2.681
			N=837, -2LL=1833.32,				
			モデル $\chi^2=369.55$ ($p<.001$),	N=844, -2LL=1857.49,			
			Nagelkerke $R^2=.385$	モデル $\chi^2=369.03$ ($p<.001$),			
				Nagelkerke $R^2=.381$			

† $p<.10$, * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$

原発政策に対する意見は「原発推進」について度数が少なかったため、この回答のみ除外して分析を行った。

基準カテゴリは「原発維持」

表3 回答者のカテゴリ×調査回の二元配置分散分析の結果

変動因	SS	df	MS	F	p	η_p^2
回答者のカテゴリ	1.226	3	0.409	0.885	0.448	0.003
誤差	384.831	834	0.461			
調査回	0.461	1	0.461	3.407	0.065	0.004
カテゴリ×調査回	2.921	3	0.974	7.200	0.000	0.025
誤差(調査回)	112.789	834	0.135			
合計	502.228	1675				

た回答者 ($B=3.446, p<.001$) および「わからない」を選択した回答者 ($B=1.095, p<.001$) でも考慮事項得点の係数はいずれも正で有意であり、考慮事項得点が高いほど原発維持より脱原発、ないしは原発維持より「わからない」を選びやすい。また、考慮事項得点のオッズ比をみると、脱原発を選択した回答者で31.365、減原発を選択した回答者で6.227、「わからない」を選択した回答者で2.989、とこの順に考慮事項得点の効果が大きくなっている。

第2回調査についても、減原発を選択した回答者の考慮事項得点 ($B=1.868, p<.001$)、脱原発を選択した回答者の考慮事項得点 ($B=3.217, p<.001$)、「わからない」を選択した回答者の考慮事項得点 ($B=.986, p<.001$) の係数はいずれも正で有意であり、オッズ比についても第1回調査とほぼ同様の結果がみられた。

したがって、これらの分析結果から仮説1は支持されたといえる。つまり、この結果をみるかぎり、RASモデルが想定しているメカニズムが働いて選択肢を選んでいると考えられる。

では次に、第1回調査と第2回調査で約3割の回答者がなんらかの方向に回答を変えているのはなぜかについて考えてみる。RASモデルに従えば、第1回調査と第2回調査で選択した回答に変化のなかった回答者では、賛成意見と反対意見の同意事項の比率に変化はないが、回答に変化のあった回答者は賛成意見と反対意見で同意できる事項の比率に変化が生じた結果(つまり考慮事項得点がプラスないしはマイナスの方向に変化した結果)、2つの調査時点で回答が異

なると考えることができる(仮説2-1および仮説2-2)。

そこで、次に以下のような分析を行った。まず、回答者全体を第1回調査と第2回調査で回答に変化のなかった人たち(以下「意見変化なし群」)、第1回調査から第2回調査にかけて原発に賛成方向に回答がシフトした人たち(以下「賛成方向へ変化した群」)、第1回調査から第2回調査にかけて原発に反対方向に回答がシフトした人たち(以下「反対方向へ変化した群」)、および第1回調査ではDK以外の回答を選択していたが第2回調査ではDKを選択した人たち(以下「DKへ変化した群」)の4つのカテゴリに分類した¹¹⁾。

そして、それぞれのカテゴリごとに考慮事項得点が第1回調査と第2回調査で変化しているかどうかを、回答者のカテゴリ(対応なし要因:意見変化なし群、賛成方向へ変化した群、反対方向へ変化した群、DKへ変化した群)および調査回(対応あり要因:第1回調査・第2回調査)を用いて二元配置分散分析を行った。その結果、表3に示すとおり、カテゴリ×調査回の交互作用が有意であった($F(3,834)=7.20, p<.001, \eta_p^2=.025$)。なお、調査回の主効果に有意傾向が見られたが($F(1,834)=3.41, p<.10, \eta_p^2=.004$)、カテゴリの主効果は有意ではなかった($F(3,834)=.89, n.s., \eta_p^2=.003$)。

回答者のカテゴリ別に第1回調査と第2回調査の考慮事項得点の差を単純主効果検定により検討した結果、図2に示すとおり、意見変化なし群以外のすべての群で2回の調査間で考慮事項得点に有意差(ないしは有意傾向)がみら

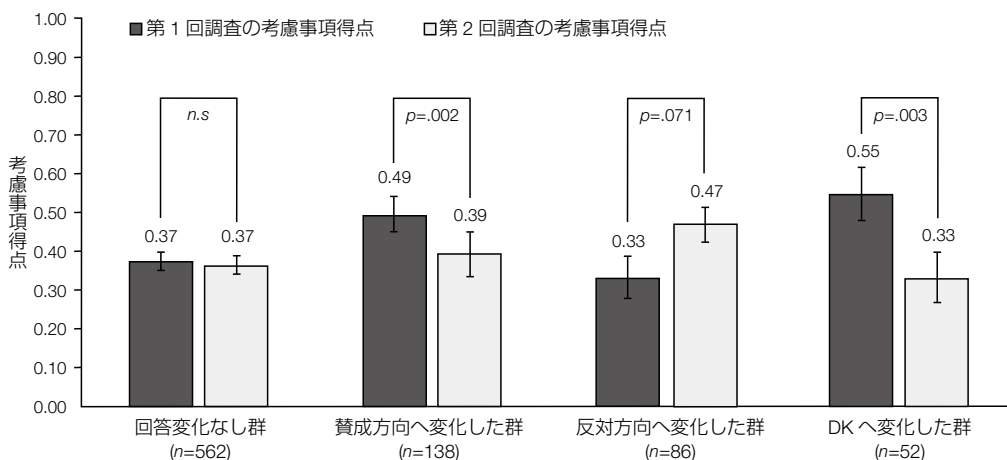


図2 回答変化の方向別にみた考慮事項得点の平均値の比較（エラーバーは標準誤差）

れた。第1回調査から第2回調査にかけて原発に対して反対方向へ回答が変化した群では、考慮事項得点が高くなっている ($F(1,834)=3.27, p<.10$)。つまり、第1回調査より第2回調査の方が同意できる項目の比率がより原発反対よりになっている。逆に、原発賛成方向へ回答が変化した群では、第2回調査の考慮事項得点が第1回調査の得点より有意に低くなっている ($F(1,834)=9.33, p<.01$)。さらに、第1回調査ではDK以外の回答（具体的には減原発もしくは脱原発）を選択していたが約1か月後には意見を保留した人でも得点が下がっている ($F(1,834)=9.02, p<.01$)。この結果から、仮説2-1および仮説2-2はいずれも支持されたと見える。

二つの調査時点で約3割の人の回答がなんらかの方向に変化したわけだが、この分析から回答が変化した者についてどのようなメカニズムが働いた結果であるかわかる。さらに付け加えるならば、3つのカテゴリの考慮事項得点の変化が相殺しあって、第1回調査と第2回調査のあいだにアグリゲートレベルでは回答に変化がみられない理由となっていることもわかる。

最後に、政治意識の高い層では回答が安定しているのかどうかを検証してみた（仮説3）。まず、前述の政治知識高群のみを対象に2回の調

査時における原発に対する意見の比較を行った。その結果、サンプル全体でみた場合と同様、2つの調査時点で回答者の選択に中程度の関連性 ($V=.59$) はみられるものの、政治知識度の高い層だけでみても、回答が変化していない者は約7割で、約3割の回答者(119人)がなんらかの方向に回答を変化させていた。同様に、第1回調査で原発に対する関心度が10段階で9以上(平均値+1SD以上の人)の171人を対象にして、2回の調査時における原発に対する意見の比較を行った。その結果、サンプル全体でみた場合と同様、2つの調査時点で回答者の選択に中程度の関連性 ($V=.56$) はみられるものの、高関心度群だけで調べても、回答が変化していない者は約7割で、約3割(119人)がなんらかの方向に回答を変化させていた。これらの分析結果は、RASモデルの予測とは矛盾するものであり、仮説3は支持されなかった。

付言すれば、Zallerらのモデルと基本的には類似しているものの、Tourangeauら(2000)の信念サンプリングモデル(the belief sampling model)は政治意識などの高低に関わらず、すべての調査回答者に対して同様の回答メカニズムを想定している。ZallerらのモデルとTourangeauらのモデルの比較検討は本稿の目的を超えるのでこ

ここでは詳細に立ち入らないが、今回の分析結果は Tourangeau らのモデルの方を支持する結果となっている。

4. 考察

仮説 1 および仮説 2 の検証で明らかになったように、今回の分析結果をみるかぎり、基本的には RAS モデルが主張しているようなメカニズムが働いて、原発に対する意見が表明されると考えられる。RAS モデルがいうように、態度項目への回答にさいして、直近に考慮した事項を主な判断材料として用いているとするなら、今回の調査で行ったように原発に対する意見を聞く直前に原発問題に関するさまざまな賛否意見について認知度や受容度をたずねた場合、そこで呈示された賛否意見が一種の手がかりとして働き、続く態度項目に反応したと考えられる。

ただし、それは今回呈示した原発に関する賛否意見が、原発に対する意見の形成や変化の直接的な刺激になったという意味ではない。なぜなら、すでに説明したとおり、今回の手続きではまず原発に対するそれぞれの賛否意見を知っているかどうか（認知度）をたずね、すでに知っている意見について、なおかつ同意できる項目を考慮事項と考えている。すなわち、今回の手続きでは、回答者は既知の知識をよびおこし、それについて同意するかどうかを判断したうえで、原発に対する意見を表明していたことになる。今回の調査の質問を受ける以前に、回答者の多くはすでに意識のなかに原発問題に関する一定の認知が形成されており、その認知を追認するために、あるいは記憶を想起する補助手段として 14 の賛否意見項目が用いられたと解釈できるであろう¹²⁾。

序論で述べたとおり、RAS モデルやその他類似のモデルでは、争点態度はその争点に関する考慮事項をもとにして、調査回答時に形成されるものだとしている。多くの有権者に対して確固たる「真の態度」というものを想定しない点

では Converse (1964) の議論に通じるものがあるが、Converse のように調査で示された争点態度をランダムで無意味なものとは考えない。なぜなら、それは当該争点に関するいくつかの賛否両論を考慮事項として吟味し、それらを均した結果として表明されるものだからである。今回の調査データの分析結果は、おおむねこの主張を支持するものといえよう。

一方、今回の分析結果では、政治意識が高い層は低い層にくらべて回答の安定性が高いという RAS モデルの予測に反して、政治知識高群においてもまた原発に対する関心度高群においても、回答者全体レベルでみられたのと同じ程度の割合で回答の変化が見られた。政治意識の高い人は、より多くのことがらを比較的安定して想起できるため回答の安定性が高いという予測は Zaller らのモデルにとって重要なものであるため、今回の結果はモデルの妥当性に対して、一定の見なおしを迫るものである。

これまでの研究で、複雑な争点の場合、そうでないものより有権者がその争点に関してもっている知識が不十分となり、結果として態度の安定性も弱くなるとされている (Krisi, 2004)。したがって、今回の結果について、原発問題が科学的側面、経済的側面、政治的側面など社会のあらゆる問題に絡んだ非常に複雑な側面をもっている一筋縄ではいかない争点であるため、たとえ政治知識度が高い層でもその全体像を十分に把握できていない回答者が一定程度いたということが原因として考えられるかもしれない¹³⁾。

また、前述したとおり、Tourangeau ら (2000) のモデルは基本部分では RAS モデルと同様であるが、Zaller ら (1992) と異なり、とくに政治意識の高低などによって態度項目への回答メカニズムに違いを想定していない。したがって、Zaller らのモデルと他の類似モデルとを比較検討しながら態度項目への回答メカニズムに関するモデルをさらに洗練させてゆくうえで、この問題は今後も継続して検討していく必要がある。



最後に、今回の分析で明らかになった点の1つとして、前述したとおり個人レベルでの回答はある程度不安定であるが、アグリゲートレベルでみると結果が安定しているという一種のパラドックスがある。すなわち、個人レベルの分析では約3割の回答者が意見を変えていたが、アグリゲートレベルでの分析では2時点のあいだで回答の分布に変化はみられなかった。一般にマスメディアや政府が発表する世論調査結果は、通常アグリゲートレベルでの集計結果のみである。たとえば、ある月と翌月である争点に対する世論にほとんど変化がなかったとしても、個人レベルでは何割かの回答者の意見や態度が変化している可能性がある¹⁴⁾。このように、世論調査結果は Converse (1964) が主張するような

ランダムで意味のないものではけっしてない反面、流動的な要素もふくんでいる。世論調査結果を解釈する場合には、こうした移ろいやすい特性に充分注意を払う必要がある。

今回のパネル調査データを詳しくみると、個人レベルでみた場合、2時点で意見の変化のあった人たちの変化の方向が(あたかも「見えざる手」が働くかのごとく)互いに相殺しあった結果、アグリゲートレベルでは変化がみえないという結果になっていた。このアグリゲートレベルの集計結果と個人レベルの分析結果が不一致であるという問題、またなぜこうしたパラドックスが生じるのかの解明は、今後に残された重要な検討課題の1つである。

注

- 1) 調査回答者の多くは、実際には問われた争点に対する明確な態度などもっていないが、調査員にたずねられたときに、自分の無知を晒すのがいやで、とりあえず選択肢のなかから適当に回答を選んでいるという。
- 2) Zaller (1992) および Zaller and Feldman (1992) は、これらの公理から多くの検証可能な仮説を導きだし、調査データを用いて検討している。
- 3) 要するに、争点態度の形成は、メモリーベースの情報処理による判断ではなく、オンライン処理での判断によると考えられている。
- 4) Zallerらのモデルによれば、回答にさいして考慮される事項は調査のたびにあるていど異なっているはずなので、パネル調査で同じ人が同一の調査項目に回答するさいに、1回目と2回目であたかも異なる質問に回答しているのと同じであると考えられることができるという。なお日本でも林 (1984) が、調査回答者は政治的争点について白黒はっきりした態度をもっているわけではなく、ある争点に関する賛否の対立する意見が同時に心のなかに存在することを指摘している。林によれば、「少数意見は外にあるのではなく各人の心の内部にある」(89ページ) という。
- 5) 関連する研究として、山崎・荒井 (2011)、鈴木

(1968) などがある。

- 6) 本論文で用いるデータは、JSPS科研費23330167の助成を受けて実施された質問紙調査の一部である。なお、回収サンプルは2013年1月1日現在の東京都人口比率にあわせて設定した。具体的には、調査地域内の人口比によって市町村区40地点を一次抽出し、抽出された市町村区(地点)において個人(1地点21~22標本)を二次抽出した。住民基本台帳からの抽出と同様に、等間隔(該当町丁の世帯数等から算出したインターバル)ごとに訪問をくり返し、対象条件の人に調査を依頼した。等間隔に抽出された世帯が不在の場合は、時間や曜日を変えて数回訪問、それでも不在の場合はほかの世帯をあらたに訪問して条件の確認と調査の依頼を回収設定に達するまで行った。なお、エリアサンプリングでは「現地で目的回収数に達するまで訪問するため、計画標本に基づく通常の回収率の概念は適用できず、擬似的な無作為抽出」(社会調査協会編, 2014: 159) である。なお、実査は民間の調査機関に委託した。

- 7) Zaller and Feldman (1992) および Zaller (1992) の報告によると、考慮事項を態度項目の直前に聞いた場合と直後に聞いた場合で、争点に関する回答の安定性、不安定性に関して顕著な違いはみられていない。今後の追試などでさらに詳細に検討

してゆく必要はあるが、今回かりに考慮事項を態度項目の直後にたずねていたとしても、結果に大きな違いがあったとは考えにくい。

8) 具体的な質問項目は「日本国憲法で、戦争放棄条項を含むのは第何条だと思いますか」「仕事をできるだけ民間に任せ、公的規制や公的企業の占める割合を小さくし、財政支出と税など国民負担を少なくすることを目指す政府のことを一般に何というのでしょうか」「衆議院の小選挙区における一票の格差(議員1人あたりの有権者数が少ない選挙区と多い選挙区との格差)について、許容される水準に言及している法律があります。どの程度以上にならないようにすることとされているかご存知ですか」「4月に中国を訪問した際に、国会の承認を得ずに出張期間を延長した結果、参議院環境委員会の委員長を解任されることになったのは、どなたかご存知ですか」「こんどの参院選は、国政選挙として初めてインターネットを利用した選挙運動が認められることとなりました。次にあげることのうち、選挙運動として認められていることはどれですか」「『アベノミクス』と呼ばれている政策にあてはまるものとしてあげられるのは、以下にあげるものうち、どれでしょうか」の6つである。

9) そのさい、(1)「受容」している項目のみを用いた分析、(2)「認知」もして「受容」している項目を用いた分析、(3)さらに各項目を標準化したのちに項目得点を合計して用いた分析の3通りを検討した結果、いずれにおいても結果にほとんど違いがみられなかったため、本稿では(2)の場合の結果を報告する。

10) 分散分析は実験計画法とともに発展してきたため、主に実験データに対して用いられることが多く、一般にはカテゴリ変数である独立変数が原因で、量的変数である従属変数が結果とみなされる。しかし、分散分析の結果自体は因果関係を示すのではなく、2変量間の相関関係の有無を示すだけである。ここでは、カテゴリ変数である「原発に対する意見」を原因、量的変数である考慮事項得点を結果と考えて分析を行ったのではなく、あくまで仮説1の検証にさいして(他の分析手法より)結果を視覚的にわかりやすく呈示できるために行ったものである。

以降の分析もふくめ、今回はZallerらおよびそれに続く諸研究に倣って、同時点で測定された考慮事項得点を原因とみなし、原発に対する意見を結果とみなして分析を行ったが、論理的には逆の因果関係の可能性も否定はできない。本稿ではその点について十分な検討ができなかった。因果関係に関する厳密な検証は今後の課題の一つである。

11) 具体的には、「賛成方向へ変化群」は減原発から原発推進もしくは原発維持に変化した26名、脱原発から原発維持もしくは減原発に変化した42名、DKから原発維持に変化した18名の計86人、「反対方向へ変化群」は原発推進から原発維持もしくは減原発に変化した8名、原発維持から減原発もしくは脱原発に変化した33名、減原発から脱原発に変化した46名、DKから減原発もしくは脱原発に変化した51名の計138人である。なお、「DKへ変化群」については、6月にDK以外の選択肢を選んでしたが7月にはDKを選択した回答者が70人いたが、「賛成方向からDKへ変化」した回答者は18名と少数だったので、ここでは「減原発からDKへ変化」もしくは「脱原発からDKへ変化」した52名のみを分析対象にした(表1を参照のこと)。

12) なお、本稿ではその点まで踏みこんだ分析はしていないが、どの意見に同意できるかを考えるさい、回答者がふだんよく接しているメディアの原発報道が一定ていど影響を与えていると思われる。なお、念のため付け加えるならば、今回の結果はたんなるキャリアオーバー効果とはみなせないであろう。山口(2005)が指摘しているとおり、キャリアオーバー効果は個人レベルのもの集計(アグリゲート)レベルに分けられるが「集計レベルの効果は、回答者の大多数が先行項目から同種の影響を受けてはじめて生じる。(中略)調査論で主に問題となるのはこの集計レベルの効果である」(50ページ)。今回、われわれは原発に対する意見を聞く直前に、賛成意見のみあるいは反対意見のみをリストアップして同意事項をたずねているわけではないので、特定方向に意見を誘導したわけではない。

13) ほかに、原発に対する各自の意見を聞かれる直前に、筆者らが事前に用意した原発に関するさまざまな賛否意見に対する認知度や受容度をたずねるといふ今回の調査手続きに由来する可能性も否定できないが、今回はその点について検証することはできなかった。

14) この点について、Zaller and Feldman (1992)は自分たちのモデルに従えば、たとえばある世論調査で55%の回答者が大統領の支持を表明したとしても、その55%の回答は揺るぎないもの“unequivocally supportive”(612ページ)ではなく、回答者は“on balance”(612ページ)(言い換えると、いくつかの考慮事項を均した結果として)でその大統領を支持しているのであって、次の調査でやはり55%の回答者にその大統領が支持されたとしても、(調査のたびに考慮される事項が一定ていど異なるため)その55%の何割かは入れ替わっていると考えるべきであるとしている。



文献

- Achen, C. H., 1975. "Mass political attitudes and the survey response", *American Political Science Review* 69: 1218-1231.
- Bishop, G., Hamilton, D. L. and McConahay, J. B., 1980. "Attitudes and nonattitudes in the belief systems of mass publics", *The Journal of Social Psychology* 110: 53-64.
- Chaiken, S., 1980. "Heuristic versus systematic information processing and the use of source versus message cues in persuasion", *Journal of Personality and Social Psychology* 39(5): 752-766.
- Converse, P. E., 1964. "The nature of belief systems in mass publics", Apter D.E. (Ed.), *Ideology and Discontent*. Free Press: 206-261.
- Eagly, A.H. and Chaiken, C., 1998. "Attitude structures and function", Gilbert, D.T., Fiske, S.T. and G. Lindzey (Ed.), *The Handbook of Social Psychology (fourth edition)* Vol. 1. McGraw-Hill: 269-322.
- 林 知己夫, 1984, 『調査の科学——社会調査の考え方と方法』講談社。
- 岩本 裕, 2015, 『世論調査とは何だろうか』岩波書店。
- Judd, C.M. and Milburn, M.A., 1980. "The structure of attitude systems in the general public: Comparisons of a structural equation model", *American Sociological Review* 45: 627-643.
- Kriesi, H., 2004. "Stability and change of opinion: The case of Swiss policy against pollution caused by cars", Saris W. E. and P.M. Sniderman (Ed.), *Studies in Public Opinion: Attitudes, Nonattitudes, Measurement Error, and Change*. Princeton University Press: 243-267.
- 前田幸男, 2012, 「内閣支持率の危険水域」東京大学社会科学研究所『2011年度参加者公募型二次分析研究会 朝日新聞 3000人世論調査「あなたにとって政治とは」データの二次分析 研究成果報告書』1-17。 <http://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/rps/RPS047.pdf>より2016年2月17日に取得。
- 佐藤俊樹, 2007, 「言論の行方 匿名『世論』が動かす社会」朝日新聞2007年4月14日付朝刊17面。
- Schwarz, N., 2007. "Attitude construction: Evaluation in context", *Social Cognition* 25(5): 638-656.
- Schwarz, N. and Bohner, G., 2001. "The construction of attitudes", Tesser A. and Schwarz N. (Ed.), *Blackwell Handbook of Social Psychology: Intraindividual Processes*. Blackwell Publishers: 436-457.
- Sherman, S. J. and Corty, E., 1984. "Cognitive heuristics", Wyer, R. S. Jr. and Srull, T. K. (Ed.), *Handbook of Social Cognition* Vol. 1. Erlbaum: 189-286.
- 社会調査協会編, 2014, 『社会調査事典』丸善出版。
- 鈴木達三, 1968, 「調査における意見の安定性 (研究会記録)」日本世論調査協会報11: 1-63。
- Tourangeau, R., Rips, L.J. and K. Rasinski, 2000. *The Psychology of Survey Response*. Cambridge University Press.
- Van der Veld, W. M. and Saris, W.E., 2004. "Separation of Error, Method Effects, Instability, and attitude Strength", Saris W. E. and Sniderman P. M. (Ed.), *Studies in Public Opinion: Attitudes, Nonattitudes, Measurement Error, and Change*. Princeton University Press: 37-62.
- 山崎 新・荒井紀一郎, 2011, 「政治的洗練性が規定する態度の安定性」『選挙研究』27 (1) : 120-134。
- 山口 洋, 2005, 「キャリアオーバー効果をめぐる二つのジレンマ」『社会学部論集 (佛敎大学)』41: 49-60。
- 吉田貴文, 2008, 『世論調査と政治——数字はどこまで信用できるのか』講談社。
- Zaller, J. R., 1992. *The Nature and Origins of Mass Opinion*. Cambridge University Press.
- Zaller, J. R. and Feldman, S., 1992. "A simple theory of the survey response: Answering questions versus revealing preferences", *American Journal of Political Science* 36(3): 579-616.

オンラインゲームの仮想世界が 現実世界の対人関係の 質および量に及ぼす影響

Effects of Virtual Worlds in Online Games on the Quality and
Quantity of Real-World Interpersonal Relationships

高田佳輔 TAKADA Keisuke

中京大学現代社会学部フィールドリサーチセンター

本研究は、ゲーム内に仮想の世界が存在するオンラインゲームをプレイすることが現実の対人関係の量や質に及ぼす影響を、仮想世界が存在しないオンラインゲームと比較した。その結果、一般的な対人関係特性変数を統制した上でも、仮想世界をもつゲームが対人関係に有意な負の影響を及ぼすことが示された

キーワード MMORPG, ソーシャルサポート, 愛着

1. はじめに

近年、日本ではオンラインゲームプレイヤーの増加が顕著である。2012年のオンラインゲーム市場規模は、2005年の2倍超となる1,421億円に達した(日本オンラインゲーム協会, 2012)。オンラインゲームとは、インターネットを經由して、複数の人が同時に同じゲームの進行を共有できるゲームであり、そのジャンルは多岐にわたる(株式会社メディアクリエイト, 2011)。

オンラインゲームがより身近なものになった結果、プレイヤーの現実世界の対人関係が希薄になるという問題が顕在化してきた(芦崎, 2009)。たとえば、Lo et al. (2005) は、Interpersonal Relationship Scale を用いて対人関係の質を測定し、没頭度高群、没頭度低群およびオンラインゲーム未経験群のあいだの平均差の検討を行い、プレイ時間が増加すると、現実世界における対人関係の質が低下することを示している。以上のように、ゲームの没頭度やプレイ時間などのいわば「ゲームへの関わり方の程度」が、対

人関係に及ぼす負の影響が繰り返し検討されてきた。

また、同じオンラインゲームでも、ゲームジャンルが異なれば、ゲームの内容も大きく異なるため、その影響にも差異が生じてくる。たとえば、近年多くの人々にプレイされているものとして国際的な広がりを見せている Massively Multiplayer Online Role-Playing Game (以下、MMORPG) と、主に我が国で流行している課金型モバイルゲームの2つを比較してみよう。この2つのゲームは、ゲーム内にプレイヤーのアバター¹⁾ 同士の密なコミュニケーションが可能な世界(以下、仮想世界)をもつかどうかで区別できる。つまり、MMORPGは、自身が作成したアバターを介して仮想世界のなかで他のプレイヤーとの社会的ネットワークを築きながら行うゲームであり、プレイヤーは、仮想世界の中で現実とは異なる人格としてふるまうことにより、実際の性別、年齢や職業にとらわれることなく、冒険やチャットを用いたコミュニケーションが可能である。仮想世界内での各プレイヤーの役



割は相互補完的であり、互いに助け合いながら冒険を行う。同時に、他のプレイヤーは、競争相手でもあり、プレイヤーは、他のプレイヤーよりも早く取得難易度の高いアイテムを獲得することが、一つのモチベーションとなっている。他方、課金型モバイルゲームは、たとえばパズルのように個人でプレイするゲームシステムが大半を占めており、多くが仮想世界をもたないためMMORPGにみられるようなアバターを介した他のプレイヤーとの密な交流はほとんど存在しない。MMORPGと同様にゲーム内に競争相手と見物人は存在するが、あくまでも個人間でゲーム内での強さを競い合うシステムがとられている。また、ゲーム内での強さを高める手段の1つとして、ゲーム内アイテムへの課金²⁾が存在する。このように、仮想世界の有無によって、オンラインゲームにおける人間関係は大きく異なる。

これまで、仮想世界をもつオンラインゲームは、没頭しやすく、現実の対人関係への影響も大きいことが示されてきた。たとえば、Ng & Wiemer-Hastings (2005) は、MMORPGをプレイしないオフラインゲームプレイヤーとMMORPGプレイヤーの2群間で、様々な比較を行い、MMORPGプレイヤーはゲームのプレイ時間が長時間化し、対人関係の機会を犠牲にする傾向があることから対人関係の量の少なさを示しており、Longman et al. (2009) は、週の総プレイ時間が長いMMORPGプレイヤーのほうが、現実世界におけるソーシャルサポート³⁾の入手可能性が少ないことから対人関係の質の低さを示している。このように、仮想世界をもつMMORPGは、プレイヤーをいっそうゲームへ没頭させ、現実世界における対人関係の質と量に悪影響を及ぼすとされる。

しかしながら、2つのゲームのあいだにおいて、対人関係の質や量に及ぼされる影響に差があったとしても、因果の有無、あるいは、因果の方向に関する課題は残る。たとえば、仮想世界をもつMMORPGに没頭したために対人関係が希

薄化したのか、もともとの対人関係特性の影響で現在の対人関係が希薄であるのかは、単なる相関関係からは明らかにならない。また、先行研究においても、この検討は十分に行われていない。しかし、発達のにより早い段階で成立すると思われる対人関係の個人差の測定が可能であれば、個人がゲームに没頭する以前の対人関係の質を統制して、ゲームへの没頭による影響を検証するための1つの手段となろう。そのような変数の候補として、愛着 (attachment) がある。

Bowlby (1969; 1973; 1979) によれば、幼児は養育者を愛着対象として接近し、相互作用することによって、愛着対象と自己に関する心的表象を内在化するという。この心的表象は、内的作業モデル (Internal Working Models; IWM) と呼ばれ、年齢とともに次第に可塑性が減るとされる。そのため、のちの対人関係において、長期にわたり一貫した対人関係のパターンや対人情報処理の個人的特性の指標となる可能性がある。

内的作業モデルにもとづいて、自分は他者に受容される価値のある存在かどうか、いかなる時も自分を助けてくれる人物が存在するかどうかを判断するようになる (Bowlby, 1973)。内的作業モデルには、Ainsworth et al. (1978) が示す愛着スタイルに対応した、secure (安定)、ambivalent (不安)、avoidant (回避) の3種類のパターンが存在し、戸田 (1990) は、この3パターンを対立する類型としてではなく、同一個人内に併存する相互に独立した特性として捉えている。すなわち、安定した内的作業モデルは、自分が他者から援助を受ける価値ある人間であると認識し、いかなる時も自分を助けてくれる人物の存在を確信できるようにさせる一方で、不安定な内的作業モデルは、援助を受けられると期待するものの、他者が本当に自分のことを好ましく思っているのかどうか不安にさせる。さらに、回避的な内的作業モデルは、他者の援助に期待せず、孤立に向かう傾向があることが示されている。実際、愛着がソーシャルサポート

に有意な影響を及ぼすことは、これまでに幾度も確認が行われている (Kobak & Sceery, 1988; Ognibene & Collins, 1998; Collins & Feeney, 2004)。

したがって、本研究の目的は、次のように要約される。第1に、ゲーム参加以前の対人関係における個人差次元の1つである愛着の差による影響を統制した上で、仮想世界をもつMMORPGが、それをもたない課金型モバイルゲームと比べて、どれほど対人関係の質を表すソーシャルサポートや対人関係の量を表す対人関係頻度に負の影響を及ぼすかを検証する。第2に、ゲームへの関わり方の程度を表すゲームの没頭度やプレイ時間が、対人関係の質および量に及ぼす影響について、仮想世界をもつMMORPGと仮想世界をもたない課金型モバイルゲームにおいてそれぞれ検討を行う。

2. 方法

調査対象ゲームの選定

上述のように、本研究における主要な要因は、オンラインゲームにおける仮想世界の有無である。したがって、オンラインゲームの内容を精査した上で、調査対象とするゲームをそれぞれ選定する必要がある。

まず、MMORPGについては、上述の通り、大半のタイトルにおいて仮想世界を有する設計がなされており、アバターを介した他者とのコミュニケーションが重要な要因であることから、これらの特徴が確認され、また調査実施時点で流行していた主要なMMORPGタイトルを本研究の調査対象とした。

他方、課金型モバイルゲームにおいては、大半が仮想世界をもたないゲームであるが、わずかに仮想世界をもつゲームも存在するため、あらかじめゲーム内容の調査を行ったのちに調査対象を選択した。その結果、MMORPGと同じくロールプレイングゲームではあるが、MMORPGと同様のアバターは作成できず、他者とのコミュ

ニケーションもとることができない一方で、見物人や競争相手としては他者の存在を認識できる課金型のモバイルゲームを、仮想世界をもたないゲームとして本研究の調査対象として採用した。

以上の2つのジャンルのゲームは、仮想世界の有無を除き、目的を達成して自分の分身の強化を目指す点や、他のプレイヤーが競争相手として存在する点など、ゲームの概略においては、大筋の一致がみられた。

想定する母集団

本研究では、次の3種類の集団を想定した調査を行った。第1に、オンラインゲームプレイヤーの内、上述の特徴をもつMMORPGを主にプレイしている人々である。第2に、オンラインゲームプレイヤーの内、上述の特徴をもつ課金型モバイルゲームを主にプレイしている人々である。第3に、これまでオンラインゲームのプレイ経験のない人々である。なお、この集団は、上記の2種類のオンラインゲームプレイヤーの対人関係の質および量を、一般の人々と比較する基準として用いる。

また、オンラインゲームプレイヤーの年齢構成については、20歳から25歳前後の範囲で22歳付近に最頻値のある分布をなしていることが、インターネット調査において得られた27,614名のサンプルから目安として示されている(株式会社メディアクリエイト, 2012)。したがって、本研究において扱う2種のオンラインゲームプレイヤーに関しても、20歳から20歳代半ばの集団を想定する。またそれに伴い、オンラインゲームのプレイ経験のない集団についても、同年齢層の人々を想定した調査を目指す。

調査手続き

本研究では、オンラインゲームプレイヤーを対象とした調査における無作為抽出の困難性を考慮し⁴⁾、目的に合致した分析可能な対象者を抽



出す手法として、バイアスの問題を認識した上で、日常的にオンラインゲームをプレイしている人々を募るインターネット調査とオンラインゲーム未経験の人々を対象とした集合調査を併用して行った⁵⁾。第1に、2種のオンラインゲームプレイヤーを対象にした調査については、質問紙をインターネット上に提示し、Twitterやゲーム攻略フォーラムなどのSNSにおいてURLを掲載することで参加者を募った。参加者は、掲載されたURLから、調査票が掲載されたページへと移動し、回答を行った。掲載期間中、使用サーバーの数十分間のメンテナンスが何度かあった以外は、誰もが調査票を掲載しているURLにアクセスが可能な状態であった。回答結果は、自動的にサーバー内に保存される仕組みをとった。回答中に次のページへ移る際、回答漏れがあった場合には、その旨を伝えるポップアップを表示させた。また、希望者には謝礼として、ゲームの月額使用料やアイテム購入の支払いに利用できるWebMoney1,000ポイント分を、希望者に対して抽選で20名に送信した⁶⁾。このような確率報酬型の調査は、これまで繰り返し用いられている(福井・藤井・北村, 2002)。これにより、調査対象外となる個人が、報酬のみを目的に回答を行う事態を極力排除することを目指した。第2に、オンラインゲーム未経験の人々を対象にした調査については、中部圏内にあるC大学に在学する学部生を対象に質問紙を配布し、正規の授業時間中に実施した⁷⁾。なお、C大学は、大学受験予備校の入試難易予想ランキング表において、中堅の私立大学であることが例年示されており、大学生の中で全国的に平均レベルの学力を有する対象の集合であると言える。

以上の手続きによって、インターネット上以外の会合がほとんど存在しないオンラインゲームプレイヤーに関して、時間的・空間的制約が少ないインターネット調査を行うことにより、インターネット上以外で行う調査よりも、分析可能な人数の比較的多様な調査対象者が得られた

といえる。また、オンラインゲーム未経験の人々に関して、想定する年齢層において、学力の側面から見て、平均的な対象者を得られたと言える⁸⁾。

調査期間

MMORPGの調査は、2011年8月20日から9月30日まで、課金型モバイルゲームの調査は2013年3月1日から4月1日まで行った。また、大学生を対象にした調査は、2013年1月に複数回に分けて行った⁹⁾。

抽出された調査対象者

MMORPGを主にプレイしている1,076名(平均25.74歳、標準偏差6.08)、仮想世界をもたない課金型モバイルゲームを主にプレイしている922名(平均23.40歳、標準偏差6.57)、大学生307名(平均19.68歳、標準偏差0.83)の回答がそれぞれ得られた。2種のオンラインゲームプレイヤーに関しては、上述のオンラインゲームプレイヤーの年齢構成において高い割合を示す20歳から20歳代半ばの対象者を収集できたといえる。同様に、比較の基準として用いるオンラインゲームのプレイ経験がない集団についても、オンラインゲームプレイヤーと比較的年齢層が近い対象者が得られたといえる。

分析に用いた調査対象者

検討の際に、年齢ごとの日中の生活環境の差異が、対人関係の質や量へ及ぼす影響も予測されたため、あらかじめ対象者のうち、年齢から学生と想定される22歳以下のケースのみを選択し、さらに大学生に関しては、オンラインゲームのプレイ経験がないケースのみを選択し、1,084人(MMORPGプレイヤー342人;課金型モバイルゲームプレイヤー511人;大学生231人)を対象とし、以降の分析を行った。

調査票の構成

(1) オンラインゲーム没頭度

Young (1998) が作成したインターネット依存尺度を、平井・葛西 (2006) がオンラインゲーム依存用に改訂したものを、本研究に合うように改訂し用いた。本研究では、平井・葛西 (2006) が最終的に下位尺度を作成する際に用いた 9 項目それぞれについて、“1. まったくあてはまらない - 5. 非常によくあてはまる” の 5 件法で評定を求めた。なお、オンラインゲームのプレイングに関する尺度のため、回答者はオンラインゲームプレイヤーに限られた。

(2) ソーシャルサポート

対人関係の質を測定する尺度として、Cohen & Hoberman (1983) が作成した Interpersonal Support Evaluation List に木村 (1997) や今村・高橋 (2004) が修正を加えた対人相互サポート評価リストを本研究に合うように改訂し用いた。対人相互サポート評価リストには、実質サポート、帰属サポート、評価サポート、および、自尊心サポートのサブスケールが含まれており、計 20 項目とした。各項目について、“1. 全くあてはまらない - 7. 非常にあてはまる” の 7 件法で評定を求めた。

(3) 愛着

戸田 (1990) の Internal Working Models を用いた。IWM には、secure, ambivalent, avoidant の 3 つのサブスケールが含まれている。各サブスケールは 6 つの項目から成り、計 18 項目で構成された。それぞれの項目について、“1. 全くあてはまらない - 6. 非常によくあてはまる” の 6 件法で評定を求めた。

(4) 対人関係頻度

対人関係の量を測定するために、対人関係頻度を尋ねた。対人関係頻度は、友人との付き合いの程度を“1. 日常的にある - 5. 全くない” の 1 項目で尋ねるものであり、5 件法で評定を求めた¹⁰⁾。

(5) デモグラフィック変数

年齢、主にプレイしているオンラインゲーム

表1 オンラインゲーム没頭度尺度の因子負荷量表

項目	因子1
他にしなくてはいけないことがあっても、ゲームにログインする	.71
ゲームに時間をかけすぎて、仕事や学校の成績・勉強に悪影響が出ている	.66
ゲームをしているときに誰かにやめさせられると、きげんが悪くなったり、いらいらしたりする	.65
深夜にゲームをするため、睡眠不足になることがある	.63
ゲームのない生活はたいくつでむなしいだろう	.62
友人と出かけたり遊びに行ったりするよりも、ゲームをするほうが楽しいことがある	.59
ゲームをしていないときに、ゲームの事を考えてぼんやりしたり、ゲームをしているところを思い浮かべたりする	.52
次にゲームをするのを楽しみにしている自分に気付くことがある	.52
ゲームをする時間をへらそうとして、できなかったことがある	.45

ジャンル、および、週のオンラインゲームプレイ時間を尋ねた。また、大学生を対象にした調査に関しては、オンラインゲームのプレイ経験の有無を追加して尋ねた。

3. 結果

尺度の構成

(1) オンラインゲーム没頭度の尺度構成

オンラインゲーム依存に関する 9 項目について、因子分析 (最尤法) を行った (表 1)。相関行列の固有値は降順に、3.84, 0.87, 0.81, 0.71, 0.70, ... となり、さらに、平井・葛西 (2006) が示す 2 因子構造と本分析の因子構造を比較したところ、因子を構成する項目が完全には一致しないことが示され、また、大半のオンラインゲームの先行研究においてはオンラインゲーム没頭度が単一次元的に捉えられていることから、本研究においては、平井・葛西 (2006) による 2 因子構造ではなく、1 因子構造を採用した。また、この因子は、全分散の 42.76% を説明した。第 1 因子は、典型的なゲームへの没頭を示していると解釈し、オンラインゲーム没頭度と命名を行った。

また、因子に高い負荷を示す項目への回答を



加算して下位尺度を構成した。Cronbach の α 係数は .830 であった。また、平均値および標準偏差は、2.81 (0.80) であった。

(2) ソーシャルサポートの尺度構成

現実世界における対人関係に関する 16 項目について、因子分析 (最尤法, プロマックス回転) を行った (表 2)。相関行列の固有値は降順に、6.44, 1.90, 1.25, 0.88, 0.69, ... となり、さらに、Cohen & Hoberman (1983) によるオリジナルの 4 因子構造とのあいだで因子を構成する項目に大きな一致が見られたことから、今村・高橋 (2004) による 2 因子構造ではなく、4 因子構造が適当であると考えられた。また、この 4 因子は、全分散の 65.40% を説明した。第 1 因子は、実質的に得られるサポートであり、実質性サポートに相当する。第 2 因子は、日常的な交友関係の中で生じる所属感の入手可能性であり、所属感サポートに相当する。第 3 因子は、自分の問題について話すことができる他者の入手可能性であり、情緒的サポートに相当する。第 4 因子は、他人と比べ自分が優れているという感覚の入手可能性であり、自尊心サポートに相当する。

また、各因子に高い負荷を示す項目への回答を加算して下位尺度を構成した。Cronbach の α 係数は、第 1 から第 4 因子に対応する尺度がそれぞれ、.740, .733, .877, .871 であった。また、平均値および標準偏差はそれぞれ、5.09 (1.36), 4.64 (1.47), 4.66 (1.70), 3.69 (1.21) であった。

(3) 愛着の尺度構成

現実世界における愛着を測定する IWM 尺度に関する 18 項目について、因子分析 (最尤法, プロマックス回転) を行った (表 3)。相関行列の固有値は降順に、4.55, 2.65, 1.93, 1.10, 0.90, ... となり、さらに、各因子に高い負荷量を示す項目が、戸田 (1990) と一致していたため、同様の 3 因子構造が適当であると考えられた。また、この 3 因子は、全分散の 50.73% を説明した。上述のように、因子構造が、戸田 (1990) と一致していたため、第 1 から第 3 因子をそれぞれ、secure,

ambivalent, avoidant とした。これにより、3 つの次元上で愛着の個人差の測定が可能となった。

また、各因子に高い負荷を示す項目への回答を加算して下位尺度を構成した。第 1 から第 3 因子に対応する尺度の Cronbach の α 係数は、それぞれ、.860, .818, .675 であった。また、平均値および標準偏差はそれぞれ、3.29 (0.99), 3.95 (0.95), 3.25 (0.84) であった。

オンラインゲームが対人関係に及ぼす影響

MMORPG, および、課金型モバイルゲームをプレイすることが、対人関係やゲームへの関わり方の程度に関する変数に及ぼす影響について検討を行った。なお、オンラインゲーム没頭度、ソーシャルサポート、および、愛着に関しては、上述の因子分析において各因子に高い負荷を示す項目への回答を加算して算出した下位尺度を用いて以降の分析を行った。また、対人関係頻度については、評定を逆転させた。さらに、週のプレイ時間については、分布を正規分布に近づけ、分散を群間で等質にするために、10 を底とする対数変換を行い、以下の分析に用いた。

また、仮想世界の存在がプレイヤーの対人関係に及ぼす影響を検討するために、MMORPG プレイヤーを 1、それ以外を 0 とした MMORPG ダミー変数を作成した。同様に、オンラインゲーム未経験なら 1、経験している場合には 0 としたオンラインゲーム未経験ダミー変数の作成も行った。その結果、課金型モバイルゲームのプレイヤーが、比較のベースラインとなる。

(1) 仮想世界が対人関係の質や量に及ぼす影響

ゲーム参加以前の対人関係における個人差の影響を統制した上で、仮想世界をもつ MMORPG が、それをもたない課金型モバイルゲームと比べて、対人関係の質や量により大きな負の影響を及ぼすか否かについて、重回帰分析を用いて検証を行った。具体的には、愛着の 3 つの下位尺度を、MMORPG ダミーおよびオン

表2 ソーシャルサポート尺度の因子負荷量表

項目	因子1	因子2	因子3	因子4
引越しをするときには手伝ってくれる人がいる	.90	-.13	.07	-.04
もし私の家でパーティや飲み会をしたら準備を手伝ってくれる人がいる	.57	.26	-.09	.07
病気をしたら私を病院までつれていってくれる人がいる	.57	.04	-.02	-.01
私にはいつも連絡を取りあっている友だちがいる	.04	.75	.04	-.09
私には趣味や勉強をいっしょにする仲間がいる	-.04	.66	.12	.01
私のところにはよく友だちが遊びにくる	.02	.56	-.03	.12
私には個人的な悩みについて安心して話せる人がいる	.00	-.07	1.03	-.05
私には日常生活のストレスについて遠慮せずに話せる人がいる	-.03	.17	.73	-.01
将来のことなど、どうしたらよいか信頼して相談しに行ける人がいる	.03	.03	.63	.14
私は人の役に立っていると感じる	-.01	.01	-.06	.80
私のまわりには、私の助けを必要としている人がいる	-.04	.05	.00	.75
友達の多くは私を努力家だと思っている	-.08	-.06	.01	.72
友達の多くは私を魅力的だと思っている	.01	.02	.02	.70
友達の多くは私のことを話し上手・聞き上手だと思っている	.04	.02	-.05	.68
私がいるだけで喜んでくれる人がいる	.08	-.06	.10	.67
私は友達の多くよりもしあわせで満足している	.02	.03	.04	.55
因子間相関(左下) および下位尺度間相関(右上)	—	.50	.42	.36
	.62	—	.58	.50
	.47	.64	—	.49
	.41	.59	.51	—

表3 IWM尺度の因子負荷量表

項目	因子1	因子2	因子3
私はすぐに人と親しくなるほうだ	.88	.11	-.03
私は知り合いができやすいほうだ	.83	.10	-.02
はじめて会った人とでもうまくやっつけていける自信がある	.75	.05	.03
私は人に好かれやすい性質だと思う	.69	-.11	.07
たいてい人は私のことを好いてくれていると思う	.59	-.24	.13
気軽に頼ったり頼られたりすることができる	.55	.03	-.18
時々友達が、本当は私を好いてくれているのではないかと、私と一緒にいたくないのではと心配になることがある	.03	.75	.04
人は本当はいいやながら私と親しくしてくれているのではないかと思うことがある	.02	.71	.01
あまり自分に自信がもてないほうだ	-.12	.61	-.12
自分を信用できないことがよくある	.12	.60	.04
ちょっとしたことですぐに自信をなくしてしまう	-.06	.59	-.04
私は誤解されやすいほうだ	.05	.42	.09
あまりにも親しくされたり、こちらが望む以上に親しくなることを求められたりするとイライラしてしまう	.01	.03	.59
あまり人と親しくなるのは好きではない	-.25	-.02	.57
どんなに親しい間柄であろうと、あまりなれなれしい態度をとられると嫌になってしまう	.01	.02	.57
私は人に頼らなくても、自分一人で十分にうまくやっけて行けると思う	.15	-.12	.45
人は全面的には信用できないと思う	.00	.32	.39
人に頼るのは好きでない	.01	.21	.31
因子間相関(左下) および下位尺度間相関(右上)	—	-.25	-.13
	-.32	—	.28
	-.10	.24	—



ラインゲーム未経験ゲームとともに独立変数とし、ソーシャルサポートの4つの下位尺度および対人関係頻度を従属変数とした(表4)。

その結果、仮想世界の存在が及ぼす影響については、MMORPGゲームがソーシャルサポートの4つの下位尺度および対人関係頻度に対して有意な負の係数、オンラインゲーム未経験ゲームが情緒的サポートおよび自尊心サポートに対して有意な正の係数を示した。以上から、課金型モバイルゲームと比較すると、MMORPGは、ソーシャルサポートおよび対人関係頻度に及ぼす負の影響が大きく、オンラインゲーム経験のないことは、情緒的サポートおよび自尊心サポートといった一部のソーシャルサポートに及ぼす正の影響が大きいたことが示された。つまり、MMORPGおよび課金型モバイルゲームといったオンラインゲームをプレイすること自体が対人関係に負の影響を及ぼすことが示され、さらに、オンラインゲームの中でも、仮想世界をもつMMORPGは、仮想世界をもたない課金型モバイルゲームよりも、対人関係の質および量に及ぼす負の影響が大きいたことが示された。

他方、愛着が及ぼす影響については、secureおよびavoidantがソーシャルサポートの4つの下位尺度および対人関係頻度への係数が有意であり、ambivalentが自尊心サポートへの係数が有意であった。つまり、ゲーム参加以前から存在する対人関係の個人差次元の1つである愛着が、現在の対人関係の質や量に有意な影響を及ぼすという先行研究における知見と整合性のある結果が得られた。

したがって、MMORPG、および、課金型モバイルゲームといったオンラインゲームのプレイングは、既に対人関係の質との関係が明らかにされている愛着の影響を統制した上で、対人関係に負の影響を及ぼすことが示された。さらに、仮想世界をもつMMORPGは、仮想世界をもたない課金型モバイルゲームよりも、対人関係の質および量に及ぼす負の影響が大きいたことが示

された。

また、対人関係の質や量に影響を及ぼす要因としては、愛着や仮想世界の存在の他にも、オンラインゲームに費やす時間の長短が考えられる。したがって、愛着の3つの下位尺度および週のプレイ時間を統制変数とするために、MMORPGゲームとともに独立変数とし、ソーシャルサポートの4つの下位尺度および対人関係頻度を従属変数とする重回帰分析を、オンラインゲーム経験者853人(MMORPGプレイヤー342人;課金型モバイルゲームプレイヤー511人)を対象に行った(表5)。

その結果、仮想世界の存在が及ぼす影響については、MMORPGゲームが実質性サポート、所属感サポート、自尊心サポートおよび対人関係頻度に対して有意な負の係数を示した。つまり、仮想世界の存在が対人関係の質や量に及ぼす影響は確かに存在することが示された。

他方、オンラインゲームに費やす時間の長短が及ぼす影響については、週のプレイ時間が自尊心サポートおよび対人関係頻度に対して有意な負の係数を示した。また、愛着が及ぼす影響については、secureおよびavoidantがソーシャルサポートの4つの下位尺度および対人関係頻度への係数が有意であり、ambivalentが自尊心サポートへの係数が有意であった。すなわち、仮想世界をもつMMORPGは、仮想世界をもたない課金型モバイルゲームよりも、対人関係の質や量に及ぼす負の影響が大きいたことが示された。

(2) ゲームへの関わり方の程度が対人関係の質や量に及ぼす影響

同じジャンルのオンラインゲームをプレイしているとはいえ、ゲームへの関わり方の程度には個人差があることから、それが対人関係の質や量に及ぼす影響の大きさを明らかにするため、仮想世界をもつMMORPGとそれをもたない課金型モバイルゲームにおいて、愛着の3つの下位尺度、オンラインゲーム没頭度下位尺度および週のプレイ時間を独立変数とし、ソーシャ

表4 ソーシャルサポートおよび対人関係頻度を従属変数とした重回帰分析結果 (n=1084)

Variable	実質性サポート		所属感サポート		情緒的サポート		自尊心サポート		対人関係頻度	
	β	p	β	p	β	p	β	p	β	p
secure	.33	.000	.43	.000	.36	.000	.59	.000	.30	.000
ambivalent	.01	.647	-.01	.700	-.06	.062	-.17	.000	-.05	.099
avoidant	-.07	.021	-.09	.002	-.16	.000	.05	.034	-.10	.001
MMORPGダミー	-.15	.000	-.11	.000	-.06	.032	-.09	.000	-.13	.000
オンラインゲーム 未経験ダミー	.06	.056	.04	.190	.14	.000	.09	.000	.01	.770
R ²	.15	.000	.22	.000	.22	.000	.45	.000	.14	.000

表5 オンラインゲーム経験者を対象としたソーシャルサポートおよび対人関係頻度を従属変数とした重回帰分析結果 (n=853)

Variable	実質性サポート		所属感サポート		情緒的サポート		自尊心サポート		対人関係頻度	
	β	p	β	p	β	p	β	p	β	p
secure	.35	.000	.42	.000	.34	.000	.59	.000	.30	.000
ambivalent	.01	.812	-.02	.638	-.07	.052	-.17	.000	-.04	.194
avoidant	-.03	.323	-.08	.014	-.17	.000	.02	.415	-.12	.001
週のプレイ時間	.02	.602	-.04	.178	-.04	.197	-.06	.020	-.10	.002
MMORPGダミー	-.16	.000	-.10	.001	-.05	.123	-.07	.007	-.11	.001
R ²	.15	.000	.21	.000	.19	.000	.44	.000	.15	.000

表6 MMORPGプレイヤーを対象にしたソーシャルサポートおよび対人関係頻度を従属変数とした重回帰分析結果 (n=342)

Variable	実質性サポート		所属感サポート		情緒的サポート		自尊心サポート		対人関係頻度	
	β	p	β	p	β	p	β	p	β	p
secure	.37	.000	.39	.000	.25	.000	.61	.000	.31	.000
ambivalent	-.01	.922	-.04	.470	-.10	.082	-.16	.001	-.09	.130
avoidant	-.09	.103	-.02	.681	-.22	.000	.08	.067	-.05	.320
オンラインゲーム 没頭度	-.08	.191	-.21	.000	-.20	.000	-.06	.189	-.13	.022
週のプレイ時間	.00	.982	-.02	.717	-.04	.506	-.11	.016	-.08	.178
R ²	.18	.000	.23	.000	.27	.000	.48	.000	.19	.000

表7 課金型モバイルゲームプレイヤーを対象にしたソーシャルサポートおよび対人関係頻度を従属変数とした重回帰分析結果 (n=511)

Variable	実質性サポート		所属感サポート		情緒的サポート		自尊心サポート		対人関係頻度	
	β	p	β	p	β	p	β	p	β	p
secure	.34	.000	.45	.000	.39	.000	.58	.000	.29	.000
ambivalent	.03	.542	.04	.313	-.02	.692	-.18	.000	.01	.805
avoidant	.01	.889	-.11	.010	-.13	.003	-.02	.592	-.15	.001
オンラインゲーム 没頭度	.04	.383	-.08	.064	-.03	.482	.06	.139	-.02	.692
週のプレイ時間	.03	.476	.04	.397	.03	.540	-.03	.458	-.07	.143
R ²	.11	.000	.22	.000	.18	.000	.41	.000	.12	.000



ルサポートの4つの下位尺度および対人関係頻度を従属変数とする重回帰分析をそれぞれ行った(表6・表7)。

その結果、愛着が及ぼす影響については、上述の分析結果と比べ、MMORPGおよび課金型モバイルゲームともに大きな変化はみられなかった。

また、ゲームへの関わり方の程度が及ぼす影響については、MMORPGに関してはオンラインゲーム没頭度が所属感サポート、情緒的サポート、および、対人関係頻度に対して有意な負の係数、週のプレイ時間が自尊心サポートに対して有意な負の係数を示した(表6)。他方、課金型モバイルゲームに関しては、オンラインゲーム没頭度および週のプレイ時間ともに、有意な係数は見られなかった(表7)。また、このMMORPGと課金型モバイルゲームにおける影響の大きさの差の有意性を検定するために、オンラインゲーム経験者を対象に、交互作用効果を含めた重回帰分析を行った。具体的には、愛着の3つの下位尺度、MMORPGダミー、オンラインゲーム没頭度下位尺度、週のプレイ時間に加え、MMORPGダミー×オンラインゲーム没頭度、および、MMORPGダミー×週のプレイ時間の2つの交互作用項を独立変数とし、ソーシャルサポートの4つの下位尺度および対人関係頻度を従属変数とした。その結果、MMORPGダミー×オンラインゲーム没頭度は、情緒的サポートに対して負の係数($\beta = -.09, p = .008$)が有意、所属感サポートおよび対人関係頻度に対して負の係数(所属感サポート $\beta = -.06, p = .084$; 対人関係頻度 $\beta = -.06, p = .078$)が有意傾向を示した。他方、MMORPGダミー×週のプレイ時間から自尊心サポートに対する係数($\beta = -.05, p = .109$)は有意でなかった。したがって、仮想世界をもつMMORPGは、仮想世界をもたない課金型モバイルゲームと比べ、ソーシャルサポートのいくつかの側面および対人関係頻度において、ゲームへの没頭が対人関係の質および量に及ぼす影響が大きいことが示された。

以上から、仮想世界をもつMMORPGにおいては、既に対人関係の質との関係が明らかにされている愛着の影響を統制した上で、ゲームへの関わり方の程度が対人関係の質や量に有意な負の影響を及ぼすことが認められた一方で、仮想世界をもたない課金型モバイルゲームにおいては、ゲームへの関わり方の程度が対人関係の質や量へ及ぼす影響が認められないことが示された。

4. 考察

本研究は、オンラインゲームの仮想世界が、プレイヤーの対人関係の質や量、および、ゲームへの関わり方の程度に与える影響について検討するために、仮想世界をもつMMORPGとそれをもたない課金型モバイルゲームのプレイヤーのあいだで、重回帰分析を行った。

その結果、次の2つの知見が得られた。第1に、ゲーム開始以前から存在する一種の対人関係特性の個人差を統制した上で、ゲームのプレイングが対人関係の質や量に及ぼす影響が明らかにされた(表4・表5)。つまり、オンラインゲームプレイヤーの現在の対人関係の希薄さは、もともとの対人関係特性の個人差による部分も大きいですが、オンラインゲームをプレイすることによる影響が存在することが示された。さらに、同じオンラインゲームというジャンルのなかでも、仮想世界をもつゲームは、それをもたないゲームと比べて、ゲームのプレイングが対人関係の質や量に及ぼす負の影響が大きいことが示された。第2に、仮想世界をもつオンラインゲームとそれをもたないオンラインゲームごとに、ゲームへの関わり方の程度が対人関係の質や量に及ぼす影響を検討したところ、仮想世界をもつゲームは、ゲームへの関わりの方の程度が対人関係の質や量に及ぼす負の影響が認められたが、他方で、仮想世界をもたないゲームにおいては、それらの影響が認められず、オンラインゲームすべてが上述の影響をもつわけではないことが示

された(表6・表7)。

以上のように、仮想世界の存在が対人関係の質や量に負の影響を及ぼすことについては、仮想世界の特徴から説明ができよう。オンラインゲームの仮想世界は、少なくとも同じゲームが好きな、趣味を同じくする人々が集まる環境である。さらに、仮想世界は、現実では出会うことがなかったであろう相手との交流を可能とすることから、多様な交友関係の構築を促進しよう。また、ゲームを攻略するためには、対人関係の構築・維持が必要不可欠であるため、仮想世界は、プレイヤー間のコミュニケーションをいっそう促す環境であるといえる。したがって、仮想世界は、プレイヤーにとって、非常に魅力的かつ現実味を帯びる対人的環境であり、親密な友人関係を築くための社交の場になっていると考えられる。さらに、関係を構築した先には、互いに協力して目標を達成する機会が多く存在するため、その関係はいっそう濃密になろう。それゆえに、仮想世界をもつゲームは、ゲーム自体への没頭に加え、仮想の社会への没頭が生じることになる。このような仮想の社会への没頭が、現実世界における対人関係をいっそう希薄化させる1つの要因であると考えられる。

本研究の限界として以下の4点が指摘される。第1に、本研究では、対人関係の質には着目したが、それを規定していると考えられる個人の対人関係の能力は直接測定を行っていないことである。しかしながら、本研究の目的は、ゲーム参加以前の対人関係の個人的特性を統制した上で、オンラインゲームが対人関係に及ぼす影響を明らかにすることであり、先行研究において愛着やオンラインゲーム没頭度との関係が繰り返し検討されているソーシャルサポートを測度として用いることで、その影響を検証できたといえよう。対人関係能力については、本研究の射程を超えているが、今後の研究で検討を行う必要はあろう。

第2に、調査手続きにおいて無作為抽出が用

いられていないことが指摘されよう。そのため、本研究の標本には、少なからぬバイアスが生じている可能性がある。オンラインゲームプレイヤーを対象とする先行研究の大半は、有意抽出によって対象者を選出し、バイアスを認識した上で統計的手法を用いた検討を行っているが、バイアスの問題に対する根本的解決はできていない。なぜなら、上述のように、オンラインゲームプレイヤーは、境界のはっきりしない母集団の成員であるという点で、住民票等からの標本抽出が可能な世論調査等における対象とは異なり、無作為抽出を行うことが困難な対象であるからである。本研究においても、先行研究と同様、統計的検定によって結論を導いているが、これは、同様な手法により研究を反復した場合の再現性についての情報にとどまり、分析の対象となったデータにおける事実の母集団への一般化可能性と見ることはできない。このサンプリングから生ずる問題は、本研究のみならず、オンラインゲーム研究全体の課題である。

第3に、本研究では、先行研究において考慮されなかった愛着を統制し、上述の検討を行ったが、それ以外にも未統制の変数は存在しよう。たとえば、本研究では、年齢が22歳以下の対象者に絞った検討を行っているが、それに含まれる全ての個人の職業が学生とは限らない。したがって、本研究で行った検討は、あくまで年齢的に学生と想定される個人を対象に行ったものであり、完全に職業を統制しているとはいえない。その他にも、統制すべき変数としては、性別や友人の数などが挙げられよう。その点については、今後の研究で検討する必要がある。

第4に、MMORPGと課金型モバイルゲームとのあいだには、仮想世界の有無の他にも、プレイする際に必要なハードウェアの差異があるとの指摘がされるかもしれない。しかしながら、Smyth(2007)は、MMORPGと同じハードウェアを用いて行う一人用のPCゲームのプレイヤーとMMORPGプレイヤーとの比較を行っており、



MMORPGプレイヤーは、一人用PCゲームのプレイヤーと比べて、現実の社交や学業成績に対する負の影響を報告したことを示している。つまり、同じハードウェアを用いたゲームであっても、現実世界の対人関係に及ぼされる影響には差異が生じていることが明らかにされているため、ゲームのプレイングが及ぼす影響を検討する際に、ソフトウェアの差異として仮想世界の存在に焦点を当てることには大きな意義があると考えられる。しかしながら、ハードウェアによる差異についても、現実の対人関係に影響を及ぼす1つの要因であることは認識しておく必要があろう。

上述のような限界はあるものの、本研究は、これまで考慮されていなかったゲーム参加以前から存在する対人関係の個人的特性の1つである愛着を統制した上で、先行研究において示唆される、仮想世界をもつオンラインゲームのプレイングが対人関係の質や量に及ぼすネガティブな影響を明らかにしたことに意義があろう。

最後に、今後の課題を挙げておこう。本研究は、オンラインゲームプレイヤーの現実世界における対人関係の質や量には着目したが、彼らの仮想世界における対人関係には目を向けていない。MMORPGが及ぼす影響が示された今、その大きな特徴の一つである仮想世界における対人関係が、現実世界の対人関係に及ぼす影響に注目

する必要がある。たとえば、MMORPGを趣味とすることは、そのプレイ時間を確保するために、現実世界の対人関係を幾らか犠牲にすることとなるが、他方で、現実の対人関係の時間が、仮想の対人関係の時間に充てられているとの見方もできる。つまり、MMORPGプレイヤーは、現実世界における対人関係の代替として、実際には出会う機会のないような多様な人々とコミュニケーションが可能な仮想世界において、対人経験を積んでいるともいえよう。このような仮想世界における対人経験が、現実の対人関係の能力に及ぼす影響の検討は、今後必要とされる。さらに、本研究で示された、オンラインゲームのプレイングから現実世界の対人関係の質や量への因果の方向性については、時間的に先行する要因との相関関係から導出されたにすぎず、厳密な因果の方向の検討については、少なくとも縦断的データが必要になる。以上の点の検討は、別の研究で行われる。

【謝辞】執筆にあたり、ご指導をいただきました村上 隆先生 (中京大学) に深く感謝申し上げます。また、貴重なご示唆をいただきました査読者の方々に深く感謝申し上げます。さいごに、本研究にご協力をいただきました多くの皆様に深く感謝申し上げます。

注

1) アバターとは、インターネットコミュニティのなかで用いられる、自分の分身となるキャラクターを指す。定義としては以上となるが、アバターの特徴は、環境によって大きく異なる。たとえば、SNSにおいては、1枚の絵や写真が利用者のアバターとなるが、自分が発言した際に表示されたりするのみで、アバターを自由に動かして他者のアバターと交流することはできない。他方、MMORPGでは、3Dモデリングを用いたアバターが作成可能であり、アバターを仮想世界のなかで自由に操作して、他者のアバターとの現実に近い交流が可能である。また、MMORPGプレイヤーは、ゲーム制作者が用意した数十種類の目の形や、鼻の高さ、髪型、身長、体型など容姿に関わるパーツの中から自由に選択し、他のプレイヤーとは容姿が異なる自分だけのアバターの作成が可能となっている。アバターの容姿は、現実の自分に模して作られる場合もあるが、大半は、プレイするゲームの仮想世界に適した容姿端麗なキャラクターを目指して作成される。そのため、アバターは、仮想世界において、現実のアイデンティティに捕らわれず、現実とは異なる人格としての活動を促進する。また、MMORPGにおいては、アバターを介在することによって、通常のインターネットコミュニケーションにおいて困難であった、表情を用いたコミュニケーションや、体の全体を用いたジェスチャーが可能となっている。

2) MMORPGにおいてもゲーム内のアイテム課金が存在することはあるが、購入できるのは大半がアバターを装飾するためのアイテムであり、直接ゲーム内での強さを向上させる手段とはならないことがほとんどである。

3) ソーシャルサポートとは、他者、あるいは社会的ネットワークを通じて実際にもたらされる、道具的、情報的および情緒的援助と定義される(Baumeister & Vohs, 2007)。

4) 本研究で想定される対象者である2種のオンラインゲームプレイヤーの母集団からは、次の2つの理由で無作為抽出が困難である。第1に、オンラインゲームプレイヤー全員をリストアップする方法が存在しないことが挙げられる。また、対象を特定のMMORPGタイトルのプレイヤーに絞ったとしても、プレイヤーのリストを保管するのはそのゲームの運営会社であり、リストの閲覧は困難である。また仮に、リストが入手可能であったとしても、個人が家族の名義を使用して複数回ゲームに登録することができることから、リストの中に同一の個人が複数存在する可能性があり、完全な無作為抽出は難しい。第2に、オンラインゲームプレイヤーのゲームに対する関わり方、中でも、特にプレイ時間の差異は大きく、さらに、プレイヤーは1つのゲームを一貫してプレイし続ける訳ではないことから、そもそも特定のゲームのプレイヤーの母集団は、境界がは

きりとしなないファジー集合であることも問題となる。

5) 本研究には、複数の調査法を用いたことによる、バイアスの可能性が存在する。しかしながら、松本(2003)は、世論調査の結果に付随するノイズやバイアスを考えると、サンプリング誤差を中心とする理論的誤差よりも、調査不能バイアスなどの運用誤差のほうがはるかに影響が大きいと主張している。これに反し、本研究では、調査対象者の特性を理解した上で、分析可能な数の参加者を得るために、複合的な調査を行った。実際に、本研究とは別に大学生($n=417$)を対象とした調査を行ったところ、MMORPGプレイヤーからの回答は全体の1割に満たず、Arrindel & Ende(1985)が示す、因子分析を行う際に必要であると考えられるサンプル数の一種の基準である、抽出された因子数の20倍以上の数の対象者が得られなかったことから、分析可能な数の回答を現実世界で得ることは困難であると判断した。しかしながら、本研究には、複合的な調査を行うことによって、オンラインゲーム経験者と未経験者とのあいだに、調査法の差異によるバイアスが生じている可能性が残ることは認識しておくなければならない。

6) 報酬希望者と非希望者とのあいだで各下位尺度の平均差の検定を行い、大きな差がないことを確認した。

7) 20歳から20歳代半ばの人々を住民基本台帳や選挙人名簿から無作為抽出し、面接・郵送調査を行ったとしても、回収率が極めて低いことが予想され、調査に回答する若者は、同年代の代表とは言えない可能性がある。したがって、本研究においては、上記の年齢層を効率よくサンプリング可能である大学生をサンプルとして用いた。

8) 本研究の対象者であるオンラインゲームプレイヤーと大学生とのあいだには学力の差が生じている可能性がある。本研究における上記両者の比較検討には、学力差によるバイアスが生じている可能性が残ることは認識しておく必要がある。

9) MMORPGプレイヤーの調査時期において、他の対象者の調査とのあいだで差異があるが、MMORPGにおける仮想世界の環境には、経年による大きな変化がみられないことから、調査時期の差異が大きな問題となることはない判断した。

10) 親類との付き合いの程度を尋ねる項目も別に存在したが、対象者の居住形態(一人暮らし、もしくは、実家暮らし)によってその頻度に大きく差異が生じることが確認されたため、本研究では、その影響を比較的受けにくい「友人」との対人関係頻度の項目を用いて検討を行った。



文献

- Ainsworth, M. D. S., Blehar, M. C., Waters, E. and Wall, S., 1978, *Patterns of attachment: A psychological study of strange situation*, Hillsdale, Erlbaum.
- Arrindell, W. A. and Ende, van der J., 1985, "An empirical test of the utility of the observations-to-variables ratio in factor and components analysis", *Applied Psychological Measurement*, 9(2): 165-178.
- 芦崎 治, 2009, 『ネットゲ廃人』リーダーズノート株式会社。
- Baumeister, R. F. and Vohs, K. D. eds., 2007, *Encyclopedia of Social Psychology*, Thousand Oaks, SAGE Publications.
- Bowlby, J., 1969, *Attachment and loss. vol. 1. Attachment*, New York: Basic Books. (黒田実郎・大羽 葵・岡田洋子・黒田聖一訳, 1991, 『母子関係の理論 I 愛着行動』岩崎学術出版社。)
- Bowlby, J., 1973, *Attachment and loss. vol. 2. Separation*, New York: Basic Books. (黒田実郎・岡田洋子・吉田恒子訳, 1995, 『母子関係の理論 II 分離不安』岩崎学術出版社。)
- Bowlby, J., 1979, *The making and breaking of affectional bonds*, London: Tavistock. (作田 勉訳, 1981, 『ボウルビイ母子関係入門』星和書店。)
- Cohen, S. and Hoberman, H. M., 1983, "Positive events and social support as buffers of life change stress", *Journal of Applied Social Psychology*, 13(2): 99-125.
- Collins, N. L. and Feeney, B. C., 2004, "Working models of attachment shape perceptions of social support: Evidence from experimental and observational studies", *Journal of Personality and Social Psychology*, 87(3): 363-383.
- 福井賢一郎・藤井聡・北村隆一, 2002, 「内発的動機に基づく協力行動——社会調査における報酬の功罪」, 『土木計画学研究 論文集』19(1): 137-143.
- 平井大祐・葛西真記子, 2006, 「オンラインゲームへの依存傾向が引き起こす心理臨床的課題——潜在的な不登校・ひきこもり心性との関連性」, 『心理臨床学研究』24(4): 430-441.
- 今村祐子・高橋道子, 2004, 「外国人母親の精神的健康に育児ストレスとソーシャルサポートが与える影響——日本人母親との比較」, 『東京学芸大学紀要第1部門教育科学』55: 53-64.
- 株式会社メディアクリエイト, 2011, 『2011 オンラインゲーム白書』株式会社メディアクリエイト。
- 株式会社メディアクリエイト, 2012, 『2012 オンラインゲーム白書』株式会社メディアクリエイト。
- 木村真理子, 1997, 『文化変容ストレスとソーシャルサポート』東海大学出版会。
- Kobak, R. R. and Sceery, A., 1988, "Attachment in late adolescence: Working models, affect regulation, and representations of self and others", *Child Development*, 59(1): 135-146.
- Lo, S. K., Wang, C. C. and Fang, W., 2005, "Physical interpersonal relationships and social anxiety among online game players", *Cyberpsychology & Behavior*, 8(1): 15-20.
- Longman, H., O'Conner, E. and Obst, P., 2009, "The effect of social support derived from world of warcraft on negative psychological symptoms", *Cyberpsychology & Behavior*, 12(5): 563-566.
- 松本正生, 2003, 『「世論調査」のゆくえ』中央公論新社。
- Ng, B. D. and Wiemer-Hastings, P., 2005, "Addiction to the Internet and online gaming", *Cyberpsychology & Behavior*, 8(2): 110-113.
- 日本オンラインゲーム協会, 2012, 『JOGA オンラインゲーム市場調査レポート 2012』株式会社エンターブレイン。
- Ognibene, T. C. and Collins, N. L., 1998, "Adult attachment styles, perceived social support and coping strategies", *Journal of Social and Personal Relationships*, 15(3): 323-345.
- Smyth, J. M., 2007, "Beyond self-selection in video game play: An experimental examination of the consequences of massively multiplayer online role-playing game play", *Cyberpsychology & Behavior*, 10(5): 717-721.
- 戸田弘二, 1990, 「女子青年における親の養育態度の認知と Internal Working Models との関連」, 『北海道教育大学紀要第1部 C 教育科学編』41(1): 91-100.
- Young, K. S., 1998, *Caught in the net: How to recognize the signs of Internet addiction and a winning strategy for recovery*, New York: John Wiley & Sons. (小田嶋由美子訳, 1998, 『インターネット中毒——まじめな警告です』毎日新聞社。)