

《調査報告》

オンラインゲーム・プレイヤーのコミュニケーション特性： オンラインゲーム場面と日常場面における 協調的コミュニケーションの比較

福島大学地域創造支援センター（人間・心理学系） 木暮 照正

1. はじめに

インターネットのブロードバンド化に伴い、多数のユーザが同時にネット接続してゲームをプレイすることができる Massively Multiplayer Online Role Playing Game (MMORPG) 等のオンラインゲームが日本においても普及している。日本オンラインゲーム協会の調査によると、2004年の段階でユーザアカウント数は1,942万であったが、その後毎年順調に増大し、2009年の段階では8,608万と4倍を超える伸びとなっている（インターネット白書2011）。

一口にオンラインゲームといっても、その種類・類型は数多く、将棋や囲碁といったボードゲームをインターネット経由で楽しむものから、前述のMMORPGのように一つのゲーム空間に多数のユーザが同時にログインして、ときとしてチームを組んで「城攻め」のような集団行動をとる場合まで多岐にわたる。本報告では、とくにMMORPGに代表されるようなゲーム内で他のプレイヤーと交流が行えるタイプのオンラインゲームに着目する。

Stetina, Kothgassner, Lehenbauer, & Kryspin-Exner (2011) は、オンラインゲームの代表的な類型として、MMORPGと一人称シューティングゲーム、戦略型ゲームの3つを区別し、それぞれのゲーム類型を好んでプレイする傾向とゲーム上の問題行動（例：ゲームをしていると自制心がなくなる）、抑うつ傾向、自尊心との関係性を調査している。なお、一人称シューティングゲームとは、プレイヤーは例えば戦車や戦闘機の兵士の視点となり、敵を撃ち落とすといったタイプのゲームであり、戦略型ゲームとは、プレイヤーが指揮官等の立場で兵士等に指示を与えることで、敵を倒すことを目指すゲームである。調査の結果、MMORPGのプレイヤーは、他のゲーム・プレイヤーと比べて、ゲーム上の問題行動が多く、抑うつ傾向が高く、さらに自尊心が低いという傾向が認められた。これは、他のゲーム類型と比べて、MMORPGは複数

のプレイヤーが同時にゲームに参加しているという性質上、自分の都合だけでゲームを中断しにくいという特徴があり、結果としてゲーム時間が増長し、過剰なゲーム依存を引き起こしやすいためではないかと Stetina et al. では解釈されている。

上の研究事例は欧米での報告ではあるが、日本においても近接した事例が報告されている（芦崎, 2009；西村, 2010）。例えば、MMORPGの愛好家のケースで、夜間の方が他のプレイヤーのログイン数は増加することから夜間にゲームに親しみ、結果として昼夜逆転の生活を送るようになり、最終的にはオンラインゲームを通じたバーチャルなコミュニケーションは維持されているものの、日常的な対人コミュニケーション、リアルなコミュニケーションは満足にとれなくなったといった事例が報告されている。これらの報告は必ずしも科学的な見地からのそれではなく、飽くまでもジャーナリズム的な報告であり、極めて極端な事例を収集したものであろう点は注意を要するが（同じオンラインゲームの愛好家でかなりのヘビーユーザでも、日常生活は通常通り問題なく過ごしているといった事例も同時に報告されている）、確かに過剰なオンラインゲーム（インターネットゲームを略して「ネットゲ」とも呼ばれる）への依存により、様々な社会的不適応が生じうる可能性は考えられる。

科学的・臨床的な見地からも、このようなオンラインゲームの過度な利用・没入的な利用は日常生活に対して負の影響を及ぼしうるとして批判的な見解がある。平井・葛西（2006）はオンラインゲームへの依存が引きこもりの傾向を促進するのではないかと指摘している。しかしながらその一方で、小林・池田（2006）は別の可能性も指摘している。彼らは、オンラインゲーム内で形成された仲間関係がオフラインの現実世界にもよい波及効果をもたらす、例えば、オンラインの世界で知り合いとなった人々がオフ会を通じて対面での交流を始めるようになるといったポジティブな可能性を示唆している。また、藤・吉田（2010）

は、オンラインゲーム利用が現実生活に正の影響を及ぼすのか、負の影響を及ぼすのかは各個人がもつ志向性、すなわち個人志向で自分が楽しむためにプレイするのか、対人志向で他者との交流を求めてプレイするのかといった期待感に依存すると指摘している。対人志向でゲームをプレイするタイプは、日常場面でも対人志向的に行動する傾向があり、決して問題行動にはつながらないが、個人志向でゲームをプレイするタイプは（ゲーム上で他者と競い合うことから）他者への攻撃傾向が増長し、さらにこれが日常場面にも反映されるという可能性が考えられる。

以上のように、一般にオンラインゲームが心理面や対人コミュニケーションに及ぼす影響については、ネガティブな側面が強調されがちであるが、ポジティブな効果の可能性も一部指摘されている。また、オンラインゲームという環境は一義的に影響を決定しているわけではなく、プレイヤー自身の心理傾向（性格等）がまず背景要因にあって、これがオンラインゲーム環境に曝されることによって、増長するという可能性も指摘されている（Davis, 2001も参照）。

しかし過去の研究では、オンラインゲーム・プレイヤーのみに焦点を当てる傾向にあり、他のインターネット・ユーザとの比較や同じ年齢層でゲームをしていないサンプルとの比較を試みる研究はあまり多くはない。本報告では、この点に着目し、1) まず研究1において、大学生を対象にオンラインゲームの経験の有無と性格特性との関係性を調査し、両者の間に何か大きな相違があるのか検討した。次に、2) 研究2では、対人志向に関わるようなコミュニケーション特性（「他の人と広くつきあうのが好きである」「初対面の人とでも気軽に話することができる」等の協調的な対人交流）に着目し、オンラインゲーム経験の有無が日常場面での協調的コミュニケーションに影響を及ぼすのか検討するとともに、日常場面とオンラインゲーム場面でのコミュニケーション特性の関係性についても検討した。

本報告の仮説は以下のようにまとめられる。

仮説A：オンラインゲーム・プレイヤーは、同年代のオンラインゲーム非経験群や他のインターネット・ユーザと比較して、特別な性格特性やコミュニケーション特性をもつ（先行研究から考えると、内向的で情緒不安定性が高い、革新性が高い、他者・運命依存傾向があると予想される）。

仮説B（仮説Aの対立仮説）：オンラインゲーム・プレ

イヤーは、同年代のオンラインゲーム非経験群や他のインターネット・ユーザと比較して、特別な性格特性やコミュニケーション特性をもつわけではない。

2. 研究1

2.1. 目的

研究1では、大学生を対象に、オンラインゲームのプレイ経験と一般性格（Big Five性格検査（和田, 1996）とLocus of control尺度（鎌原・樋口・清水, 1982））との関係性を検討した。なお、Big Five尺度とは特性論の立場に立つ性格検査で、一般性格を5つの次元（外向性・情緒不安定性・開放性・誠実性・調和性）で捉えようとする検査であり、Locus of control尺度とは、性格のうち、とくに自分の行動を決定しているのは自分自身か、それとも他者や運命のような外部の要因によるものなのか、という感覚を測定するものである。

2.2. 方法

2.2.1. 調査対象者

愛知県内の大学生167名が調査に参加した（平均19.0歳、 $SD=1.12$ ）。このうち男性は54名（平均19.0歳、 $SD=1.03$ ）、女性は100名（平均19.0歳、 $SD=1.18$ ）であった（残り13名は性別回答がなかった）。

2.2.2. 質問紙構成

本調査は、複数の心理学的調査項目を一冊に綴じ込み、一括して配布回収した調査の一部として実施された。本調査に関係する質問項目は、1) まず、年齢と性別を尋ねるフェースシート、2) オンラインゲームのプレイ経験（「今現在、オンラインゲームに参加している」、「過去にオンラインゲームに参加したことがあるが、現在は参加していない」、「これまでオンラインゲームに参加したことはない」の3択）と（経験がある場合には）参加している（していた）オンラインゲーム名の回答、一般性格検査として、3) 和田（1996）のBig Five尺度60項目7件法、及び4) 鎌原・樋口・清水（1982）のLocus of control尺度18項目4件法の4つであった。

2.2.3. 実施方法・期日

講義内で質問紙を配布し、回答後に提出を求めた。この調査は2008年7月に実施した。

2.3. 結果と考察

2.3.1. オンラインゲーム経験の人数分布

「今現在、オンラインゲームに参加している」のは

全体の4.6% ($N=8$) で「過去にオンラインゲームに参加したことがあるが、現在は参加していない」のは21.6% ($N=36$) であった。「これまでオンラインゲームに参加したことはない」のは残りの73.1% ($N=122$) であった(回答なし者が1名あり)。オンラインゲーム経験者にはゲーム名も合わせて回答を求めたが、おおよそMMORGPやそれに類するタイプのゲームがほとんどであった。

オンラインゲームに参加中という回答者が少数であったことから、以降の分析では参加中と過去経験ありをまとめて経験あり群 ($N=44$) として扱うこととした。なお、オンラインゲーム経験について回答のなかった者 ($N=1$) は経験なし群 ($N=123$) に含めた。

2.3.2. Big Five 尺度及び Locus of control 尺度の因子分析

Big Five 尺度とは特性論の立場に立つ性格検査で、一般性格を5つの次元(外向性・情緒不安定性・開放性・誠実性・調和性)で捉えようとする検査であるが、まず本研究においてもこの5次元が確認できるか、確認的因子分析(主成分分析、バリマックス回転)を実施したところ、おおよそ5因子解が得られたが(固有値は8.6, 6.7, 5.5, 4.0, 3.0、寄与率=46.4%)、誠実性の「飽きっぽい(逆転項目)」という項目のみが別の因子(調和性)に位置づいたため、この項目のみ取り除いて5次元の各平均得点を算出することとした(最小1~最大7)。なお、クロンバックの α 係数は、外向性.89、情緒不安定性.89、開放性.82、誠実性.83、調和性.81と、全て高い値であった。

Locus of control 尺度とは、自分の行動を決定しているのは自分自身か、それとも他者や運命のような外部の要因によるものなのか、という感覚を測定するもので、得点が高ければそれだけ「自分自身で行動を決定できている」と信じているということになる。先行研究では1因子と想定されているので、1因子として確認的因子分析(主成分分析)を実施した。結果として固有値は4.2であり、寄与率は23.2%と低いものの、項目のまとまりはおおよそ先行研究どおりで、クロンバックの α 係数は.79と高いことから、1因子解として平均得点を算出することとした(最小1~最大4)。

2.3.3. オンラインゲーム経験と一般性格との関係

Table 1にオンラインゲーム経験の有無ごとのBig Five 尺度及びLocus of control 尺度の平均得点を示す。

Table 1. 研究1：オンラインゲーム経験の有無ごとのBig Five 尺度及び Locus of control 尺度平均得点

	経験あり ($N=44$)		経験なし ($N=123$)	
外向性	4.34	(1.055)	4.20	(.929)
情緒不安定性	4.74	(.866)	4.91	(.913)
開放性	4.25	(.747)	4.04	(.813)
誠実性	3.63	(.693)	3.78	(.839)
調和性	4.22	(.597)	4.23	(.755)
Locus of control	2.67	(.375)	2.65	(.380)

注) Big Five 尺度平均得点の分布は最小1~最大7。Locus of control 尺度平均得点の分布は最小1~最大4。括弧内は標準偏差。

オンラインゲームの経験の有無ごとに各性格得点の差異をt検定により検討したが、有意となった条件はなかった。

さらに、性別を要因として加えて、性別×オンラインゲーム経験の2要因分散分析を実施したが、有意となったのは調和性を従属変数とした分析の性別の主効果のみであった($F(1,150)=4.18, p<.05$)。男性 ($M=4.4$)の方が女性 ($M=4.1$)よりも調和性が高かった。

以上のことより、今回のケース(大学生を対象としたスモールサンプル調査)では、仮説A(「オンラインゲーム・プレイヤーは、同年代のオンラインゲーム非経験群と比較して、特別な性格特性をもつ」)は支持されず、むしろ仮説B(「特別な性格特性をもつわけではない」)の方を採択せざるをえない結果となった。しかしながら、研究1の調査はスモールサンプルであるし、また質問項目も一般性格に限定されていた。そこで研究2ではオンラインゲーム上の行動パターン、とくに対人志向に関わるようなコミュニケーション特性・協調的な対人交流を想定した質問項目を作成し(例:「他のプレイヤーと広くつきあうのが好きである」「知らないプレイヤーとでも平気で話ができる」)、これに対応する日常場面(「他の人と広くつきあうのが好きである」「初対面の人とでも気軽に話すことができる」)の質問項目を準備し、これらを尋ねることとした。また、サンプルとしては大学生に加えて、一般のインターネット・ユーザ(500名規模)を対象とした。

3. 研究2

3.1. 目的

研究2では、大学生に加えて、一般のインターネット・ユーザを対象に、オンラインゲームのプレイ経験

とコミュニケーション特性、対人志向に関わるような側面、協調的な対人交流に着目して検討した。

3.2. 方法

3.2.1. 調査対象者

研究2では、質問紙による調査（オフライン調査）とwebによる調査（オンライン調査）の両方を実施した。オフライン調査には福島県内の大学生148名（男性84名、女性63名、不明1名；平均18.6歳、 $SD=0.95$ ）が、オンライン調査にはgooリサーチ（株）NTTレゾナント）の消費者モニター531名（男性269名、女性262名；平均40.9歳、 $SD=11.38$ ）が参加した。

3.2.2. オフライン調査

オフライン調査では、1) 年齢・性別・バイトの有無を尋ね、次に、2) 研究1と同様にオンラインゲーム経験の有無を3択で尋ねた後、3) 参加経験がある場合はそのゲーム名と1週間・1セッションあたりのプレイ時間（時間）を回答するように指示し、さらに、オンラインゲーム上での行動や人前での振舞いについて、とくに対人志向に関わるような側面、協調的な対人交流に関する6項目を質問した（「私は他のプレイヤーの人目に立つようなことは好まない（逆転項目）」「私はプレイヤーの集まる所ではいつも、後ろのほうに引っ込んでいます（逆転項目）」「私は他のプレイヤーと広くつきあうのが好きである」「私は知らないプレイヤーとでも平気で話ができる」「私はどちらかといえば一人で狩りに行くほうだ（逆転項目）」「私は率先してPT（パーティー）を組むほうだ」、当てはまる(5)～当てはまらない(1)の5件法）。オンラインゲーム経験の有無に関わらず、全ての回答者に対して、4) 日常場面でのコミュニケーションについても同様の質問をした（オンラインゲーム場面の質問項目を日常場面に置き換えたもの。例えば「私は人目に立つようなことは好まない（逆転項目）」等）。この質問紙を大学の授業中に配布し回答を求め、その場で回収した。この調査は2009年5月に実施した。

3.2.3. オンライン調査

オフライン調査とほぼ同じ内容でweb調査を実施した。調査実施はgooリサーチ（株）NTTレゾナント）に委託し、gooリサーチの消費者モニターを回答専用webページに誘導する形式で実施された。なお、web調査を実施するにあたり、職業欄を設ける等、一部質問内容の表現を改めた。この調査は2009年9月に実施した。

3.3. 結果と考察

3.3.1. オンラインゲーム経験の人数分布

Table 2に調査対象者のオンラインゲーム参加経験及び年齢、職業分布を示す。

Table 2. 研究2：調査対象者のオンラインゲーム参加経験及び年齢、職業分布

	オンラインゲーム参加中					計
	学生	社会人	主婦・扶	無職	その他	
10歳代	9	—	—	—	—	9
20歳代	5	2	2	1	—	10
30歳代	—	13	1	1	—	15
40歳代	—	12	2	1	1	16
50歳代	—	5	—	2	—	7
60歳代超	—	2	—	—	—	2
計	14	34	5	5	1	59
	オンラインゲーム過去経験あり					計
	学生	社会人	主婦・扶	無職	その他	
10歳代	30	—	—	—	—	30
20歳代	4	8	2	2	—	16
30歳代	—	38	7	—	—	45
40歳代	—	31	10	—	1	42
50歳代	—	11	1	—	—	12
60歳代超	—	1	1	3	—	5
計	34	89	21	5	1	150
	オンラインゲーム経験なし					計
	学生	社会人	主婦・扶	無職	その他	
10歳代	101	—	—	—	—	101
20歳代	23	25	7	2	1	58
30歳代	—	64	53	3	1	121
40歳代	—	64	27	1	7	99
50歳代	—	41	9	8	2	60
60歳代超	—	12	5	13	—	30
計	124	206	101	27	11	469

現在オンラインゲームに参加している者は59名、過去に経験したことがある者が150名であり、残りは非経験者であった（469名、回答なし1名あり）。

3.3.2. 日常場面でのコミュニケーション特性質問の因子分析

日常場面でのコミュニケーション特性質問（6項目）について因子分析（主成分分析、バリマックス回転）を実施したところ、2因子解が得られた（固有値は2.6, 1.1、寄与率=61.5%）。「私はどちらかといえば一人で遊びに行くほうだ（逆転項目）」（「一人で狩りに行くほうだ（逆転項目）」の対応項目）という項目のみが独立し、後の5項目が一つの因子を形成した（クロンバックの α 係数=.76）。よって、5項目のま

とまりを交流因子とし、得点を平均化した（最小1～最大5）。

3.3.3. オンラインゲーム経験の有無と日常場面でのコミュニケーション特性との関係

オンラインゲーム経験の有無（3水準）を独立変数とし、交流因子平均得点を従属変数とした1要因分散分析を実施したところ、とくに有意となった効果はなかった（参加中=2.8、過去経験=2.9、経験なし=2.7）。

年齢と性別の影響を確認するために、上の分散分析モデルに年齢群と性別を独立変数として投入した。なお、年齢群はデータサンプルの特徴を鑑み、全体としてサンプル数が3分割になるように14-30歳までを第一群（ $N=238$ ）、31-42歳を第二群（ $N=222$ ）、43-77歳までを第三群（ $N=218$ ）とした。

3要因分散分析を実施したところ、性別の主効果のみが有意となったが（ $F(1,660)=4.44, p<.05$ ）、それ以外の効果は認められなかった。男性（ $M=2.81$ ）の方が女性（ $M=2.73$ ）よりも日常場面での交流の程度が高かった。

次に、職業（有職か否か）の効果を検討するために、オンラインゲーム経験の有無×有職（有職か否かの2水準）×性別の3要因分散分析を実施した。上の分析と同様に、性別の主効果のみであり（ $F(1,666)=4.83, p<.05$ ）、他の効果は認められなかった。

以上の結果より、オンラインゲームの経験が、日常場面のコミュニケーションに何らかの影響を及ぼしている証拠は得られず、仮説A（「オンラインゲーム・プレイヤーは、同年代のオンラインゲーム非経験群や他のインターネット・ユーザと比較して、特性のコミュニケーション特性をもつ」）は支持されず、研究1と同様に、むしろ仮説B（「特別なコミュニケーション特性をもつわけではない」）の方を採択せざるをえない結果となった。

3.3.4. オンラインゲーム場面と日常場面のコミュニケーションの比較

以上の分析より、仮説A（「オンラインゲーム・プレイヤーは、同年代のオンラインゲーム非経験群や他のインターネット・ユーザと比較して、特性のコミュニケーション特性をもつ」）を支持するようなデータ・パターンは認められなかった。以降では探索的にオンラインゲーム場面と日常場面のコミュニケーション特性について検討する。

まず、日常場面の交流因子と対応するオンラインゲーム場面での質問項目（5項目）の得点を平均化し、

オンラインゲーム場面の交流因子得点とした。

デモグラフィック変数（年齢・性別・有職）及びオンラインゲームのプレイ時間（1週間あたり・1セッションあたり）と両交流因子得点との相関係数を算出した（Table 3）。

Table 3. 研究2：相関係数表

	年齢	性別	有職	1週間のプレイ時間	1セッションあたりのプレイ時間	オンラインゲーム交流因子
性別 [男性=0, 女性=1]		-.12*				
	678					
有職 [有職=1, それ以外=0]	.38*	-.34*				
	678	678				
1週間のプレイ時間 (時間)	.16	.06	-.15			
	59	59	59			
1セッションあたりプレイ時間 (時間)	.04	.12	-.19	.72*		
	59	59	59	59		
オンラインゲーム交流因子得点	-.16	-.21	.06	.09	.25	
	59	59	59	59	59	
日常場面交流因子得点	-.03	-.05	-.002	-.18	-.12	.58*
	678	678	679	59	59	59

注) * $p<.01$ 各セルの上段は相関係数値、下段は N 。

デモグラフィック変数（年齢・性別・有職）の間において認められる有意な相関はサンプリングが一様でないことによるものであり、2種類のオンラインゲームのプレイ時間（1週間あたり・1セッションあたり）の間の相関も当然認められるものであるが、それ以外に有意となった相関値は1か所のみであり、両交流因子間の相関であった（ $r=.58, p<.01$ ）。その散布図を Figure 1. に示す。

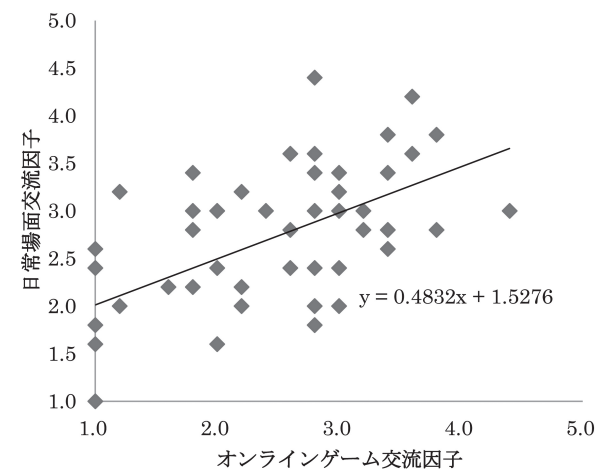


Figure1. 研究2：オンラインゲーム場面及び日常場面の交流因子の散布図

散布図を見る限り、分布にとくに顕著な歪みは認められず、オンラインゲーム場面で協調的なコミュニケーションをとれるものは、日常場面でもやはり協調的なコミュニケーションをとれることが示唆される。オンラインゲーム依存者の行動パターンとして指摘されることの一つに、オンラインゲームのようなバーチャルな空間では適切なコミュニケーションがとれても、リアルな対面場面では適切なコミュニケーションがとれない（内向的になる等）というものがある（芦崎, 2009; 西村, 2010）。しかし、今回のデータ・パターンを見る限りにおいては、リアルとバーチャルのコミュニケーション特性が著しく異なるというケースはごく少数の例外例を考えた方が妥当であろう。

4. 結 語

本報告では、大学生を対象としたスモールサンプル調査（研究1）と大学生及びインターネット消費者モニターを対象としたオフライン・オンライン調査（研究2）の2つの調査を通して、「オンラインゲーム・プレイヤーは、同年代のオンラインゲーム非経験群や他のインターネット・ユーザと比較して、特性の性格特性やコミュニケーション特性をもつのか否か」という仮説について検討した。両調査を通じて、この仮説は支持されず、本研究のデータ・パターンから判断する限りにおいては、一般に報告されるようなオンラインゲーム依存者の行動傾向（「オンラインゲームのようなバーチャルな空間では適切なコミュニケーションがとれても、リアルな対面場面では適切なコミュニケーションがとれない」等）はごく少数の例外例であって、通常のゲーム・プレイヤーは一般性格及びコミュニケーション特性において特別な傾向は持っていないといえる。オンラインゲームをプレイすることによってネガティブな効果があることを指摘する研究の多くは、オンラインゲーム・プレイヤーにのみ着目し、データを集積する傾向があり、一部の例外例を相対的に重く評価している可能性がある。今後は広く同世代・ネットユーザの行動パターンとの比較からオンラインゲームがもつネガティブな（あるいはポジティブな）効用について検討していく必要があるだろう。

5. 備 考

本研究は平成22年度福島大学プロジェクト研究推進経費（「コミュニケーション能力の向上に関する心理学的研究」）の助成を受けた。本研究のデータの一部は、平成21年度福島大学人間発達文化学類卒業論文（沼沢武之氏「オンラインゲーム場面と日常場面との関係についての研究」）のデータを再分析したものである。

引用文献

- 芦崎治 (2009). ネットゲ廃人 リーダーズノート
- Davis, R. A. (2001). A cognitive-behavioral model of pathological Internet use. *Computers in Human Behavior*, 17, 187-195.
- 藤桂・吉田富二郎 (2010). オンラインゲーム上の対人関係が現実生活の社会性および攻撃性に及ぼす影響 心理学研究, 80, 494-503.
- 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, 430-441.
- (財)インターネット協会 [監修] インプレスR&D インターネットメディア研究所 [編] (2011). インターネット白書2011 インプレスジャパン
- 鎌原雅彦・樋口一辰・清水直治 (1982). Locus of Control 尺度の作成と、信頼性、妥当性の検討 教育心理学研究, 30, 302-307.
- 小林哲郎・池田謙一 (2006). オンラインゲーム内のコミュニティにおける社会関係資本の醸成：オフライン世界への汎化効果を視野に 社会心理学研究, 22, 58-71.
- 西村本気 (2010). 僕の見たネットゲ廃神 リーダーズノート
- Stetina, B. U., Kothgassner, O. D., Lehenbauer, M., & Kryspin-Exner, I. (2011). Beyond the fascination of online-games: Probing addictive behavior and depression in the world of online-gaming. *Computers in Human Behavior*, 27, 473-479.
- 和田さゆり (1996). 性格特性用語を用いた BigFive 尺度の作成 心理学研究, 67, 61-67.