

中高年・シニア層の情報通信技術不安と ネット利用との関係

北 村 智

1. はじめに

「インターネット元年」と呼ばれた1995年からすでに四半世紀以上が経過した。20世紀末からのインターネットの普及や利用デバイスとしての携帯電話・スマートフォンの普及はメディア環境を大きく変えたと言われる（北村，2025）。しかし，総務省の通信利用動向調査（総務省，2025）や総務省情報通信政策研究所による「情報通信メディアの利用時間と情報行動に関する調査」（総務省情報通信政策研究所，2025）などの各種の調査結果から，中高年・シニア層におけるインターネット利用（ネット利用）をはじめとする情報通信技術（information and communication technology; ICT）の利用が若年層に比べて遅れていることがわかっている。そして，この中高年・シニア層におけるICT利用の遅れは時点を問わず観察されるものであることも指摘されている（北村，2025）。

こうした中高年・シニア層におけるICT利用あるいはネット利用に対する阻害要因として考えられているものの一つが「不安」である。ICT利用やインターネット利用に対する不安が存在していることを示す調査結果があり（e.g., 橋元・山本・関谷・天野・堀川，2016），恐怖心や心配が高齢者のスマートフォン使用の阻害要因として働いていたことを示す定性的調査結果もある（竹村，2022）。しかし，これまでの研究の多くは横断的調査によるものであり，因果関係を検討するには不十分である。特に，情報通信技術に関する不安（ICT不安）が技術の利用を妨げるだけでなく，技術の利用経験が不安を低減させるという双方向的な因果関係の検討はほとんどなされていない。

そこで，本研究は中高年・シニア層におけるICT不安とネット利用の関係について，2022年と2023年の2時点で行なわれたパネル調査データを用いて実証的に検討する。具体的には，第1にICT不安はネット利用を阻害するのか，阻害するとすればどのようなICT不安がどのようなネット利用を阻害するのかを明らかにすることを目的とする。第2に，ネット利用をすることでICT不安は減少するのか，増加するのか，関係があるとすればどのようなネット利用がどのようなICT不安を増減させるのかを明らかにすることを目的とする。

本研究で用いるパネル調査は，オンライン調査ではなく訪問留置法によって行なわれたものであり，両時点で同一対象者のICT不安とネット利用に関する回答が得られている。本

研究は、中高年・シニア層のデジタル包摂を進める上での実証的知見を提供するものであり、政策的・実務的観点からも重要な示唆を与えることが期待される。

2. 先行研究

2.1. 情報通信技術利用に関する不安の関連概念

本研究では、情報通信技術（ICT）の利用に伴う不安を表す用語として「ICT 不安」を用いているが、より一般的には「テクノロジー不安（technology anxiety）」という概念が広く用いられている。Kim, Freddolino, and Greenhow（2023）は、高齢者のテクノロジーに対する感情的・心理的反応を説明する際、「テクノフォビア」や「抵抗」といった用語ではなく、「不安」という語がより頻繁に用いられていたことを指摘している。

テクノロジー不安とは、テクノロジーに対する不安、恐れ、または否定的反応を指す包括的な概念として位置づけられる（Meuter, Ostrom, Bitner, & Roundtree, 2003）。Meuter ら（2003）は9項目からなるテクノロジー不安尺度を作成し、テクノロジー不安の得点が高いほどセルフサービス技術の利用度が低く、またデモグラフィック変数よりもこの尺度の得点のほうが利用度をよく予測することを示した。Gunasinghe and Nanayakkara（2021）は、スリランカの大学教員を対象に、仮想学習環境（virtual learning environment: VLE）の導入意図を、UTAUT（Unified Theory of Acceptance and Use of Technology）モデルの枠組みで分析し、外的要因としてテクノロジー不安を加えることでモデルの説明力を高めている。同研究では、テクノロジー不安がVLE 導入意図と有意な負の関連を示すことが明らかにされた。さらに、Talukder, Sorwar, Bao, Ahmed, and Palash（2020）も、UTAUTを拡張したモデルを用いて、高齢者によるウェアラブルヘルスケア技術の受容に対し、テクノロジー不安が負の影響を与えることを示している。

テクノフォビア（technophobia）は、コンピュータ恐怖やコンピュータ不安とほぼ同義で用いられることもあり、不安の要素を含む概念と捉えられる。Khasawneh（2018）は、テクノフォビアを「ある仕事や作業を遂行する際の個人の通常または従来のルーティンを変化させる技術という新しい刺激に対して、人が抱く非合理的な恐怖や不安」と定義し、因子分析によって、テクノフォビアを「テクノパラノイア」「テクノフィア」「テクノ不安」「サイバネティック反乱」「携帯電話回避」という5つの因子に分類している。また、Nimrod（2018）はテクノフォビアを「現代技術や複雑な技術機器に対する恐怖、嫌悪、あるいは不快感」と定義し、「コンピュータ恐怖」や「コンピュータ不安」はその同義語であると述べている。Nimrod（2018）では、Sinkovics, Stöttinger, Schlegelmilch, and Ram（2002）が開発したATM利用に関するテクノフォビア尺度を応用しており、この尺度ではテクノフォビアを「個人の失敗」「人間と機械の曖昧さ」「利便性」という3つの次元で捉えている。

テクノロジー不安やテクノフォビアのような概念に関して、先行研究においてコンピュータの役割が大きく、1980年代には「コンピュータ恐怖 (computer phobia)」が検討されていた。Jay (1981) は、コンピュータに関する話題や思考に対する抵抗、恐怖、不安、さらには敵意や攻撃的な考えを含むものとして、コンピュータ恐怖を定義している。この定義が示すように、コンピュータ恐怖はコンピュータ不安を包含する上位概念であるとされ、Rosen, Sears, and Weil (1987) は、コンピュータ恐怖を「コンピュータ不安」「コンピュータに対する態度」「コンピュータに関する認知と感情」の3次元で測定する尺度を開発している。彼らの調査では、年齢の高い学生のほうが若年層よりもコンピュータ不安が強いことが示されている。

コンピュータ不安 (computer anxiety) は、上述の Rosen ら (1987) ではコンピュータ恐怖の構成要素として扱われていたが、独立した概念としても研究されている。コンピュータ不安はテクノロジー不安と互換的に用いられることも多いが、特に研究対象が明確にコンピュータである場合には「コンピュータ不安」という用語が用いられる傾向がある (Kim, Freddolino, & Greenhow, 2023)。Heinssen, Glass, and Knight (1987) は、コンピュータ不安を単なる否定的態度とは区別し、より情動的な反応を含むものとして、行動的・認知的・情動的な側面から検討している。また、Bozionelos (2001) は、コンピュータベースの技術との実際または想像上の相互作用によって喚起される否定的な感情や認知」と定義し、コンピュータ不安尺度を作成して実証的研究を行なっている。さらに、Powell (2013) は、1990年代と2000年代に発表されたコンピュータ不安に関する276件の研究を包括的にレビューし、利用意図に関する研究は両年代を通じて継続して行われている一方、パフォーマンスとの関連を扱う研究は2000年代に減少したこと、また自己効力感との関連に注目する研究が2000年代に増加したことを報告している。例えば、Thatcher & Perrewe (2002) は米国の大学生を対象とした調査により、コンピュータ不安とコンピュータ利用に関する自己効力感の間に負の関係があることを示している。また、Durndell & Haag (2002) もルーマニアの大学生を対象とした調査でコンピュータ不安とコンピュータ利用に関する自己効力感の間に強い負の相関関係があり、コンピュータ利用に関する自己効力感の低さはインターネット利用を抑制することを示唆している。

近年では、「テクノロジー」「コンピュータ」に加え、不安の対象として「デジタル」も重要視されている。Perim, Sousa, and Damásio (2025) は、デジタル技術への長期的関与を促進する要因として「デジタル不安の軽減」が重要であると指摘している。Kim, Oh, and Kim (2021) は、高齢者のデジタル音楽サービス利用とデジタル自己効力感との関係において、デジタル不安が媒介要因として機能しており、デジタル音楽サービス利用経験および自己効力感の双方と負の関係にあることを示している。

このように、情報通信技術の利用に関する不安と関連し、あるいは互換的に用いられる概

念としては、「テクノロジー不安」「テクノフォビア」「コンピュータ不安」「コンピュータ恐怖」「デジタル不安」などが挙げられる。特にインターネットの利用を想定する場合、スタンドアロンのコンピュータに限定されず、ネットワーク技術の利用に伴う不安も含まれることから、「コンピュータ不安」や「コンピュータ恐怖」といった用語は対象を狭めすぎる可能性がある。一方、「テクノロジー不安」や「テクノフォビア」、「デジタル不安」は概念的により一般的であるがゆえに、不安の具体的対象が曖昧になりやすい。現在の ICT 利用における不安は多面的であると考えられるため、本研究では対象領域が明確である「ICT 不安（情報通信技術不安）」という用語を用いる。ただし、理論的にはここまで述べた諸概念と密接な関連性をもち、重なり合う領域を含む概念として「ICT 不安」は位置づけられる。

2.2. 高齢者・シニア層の情報通信技術に関する不安とデジタルデバイド

デジタルデバイド (digital divide) はインターネットに代表されるデジタル技術、あるいは情報通信技術の利用者と非利用者の間にある格差のことをいうものであった。しかし、この概念は時間の経過とともに拡張的に扱われるようになっており、複数のレベルで捉えられる概念となっている。例えば、Ragnedda & Ruiu (2017) はデジタルデバイドを三段階でとらえている。第1レベルはアクセス可能性 (accessibility) におけるものであり、これは当初のデジタルデバイドにあたる。つまり、情報通信技術へのアクセスの有無による、「持つものと持たざるもの」の格差に焦点をあてるものである。次に第2レベルは利用に関する格差である。ここでいう利用にはいくつかのものが含まれており、情報通信技術の利用スキルや利用方法、利用動機などの不平等・不均等に注目するのがこの第2レベルの格差である (Hargittai & Walejko, 2008; Van Dijk, 2006)。そして、第3レベルでは成果に関する格差に着目し、インターネット利用や情報通信技術利用から得られる社会的、文化的、経済的、個人的な「利益」における不平等が扱われる (Ragnedda & Ruiu, 2017)。この第3レベルではオンラインで取得した貴重な情報や知識を社会的領域に再投資する際の不平等を強調している。

高齢者におけるデジタルデバイドはグレイデジタルデバイド (gray/grey digital divide) と呼ばれ (北村, 2025)、日本以外の国でも問題視されている (Huxhold, Hees, & Webster, 2020, Millward, 2003)。また、高齢者においてはデジタル化された社会への参加から人々が排除されることを意味するデジタル排除 (digital exclusion) として概念化されることもある (Gallistl, Rohner, Hengl, & Kolland, 2021; Reisdorf, 2013)。インターネットを利用しない高齢者はインターネットを利用しないことによる社会的排除感を、インターネットを利用する高齢者に比べて感じていないものの、インターネットを利用しないことは特定の情報へのアクセスや特定のサービス利用からの排除を意味し、デジタル社会からの疎外感を悪化させる可能性もある (Seifert, Hofer, & Rössel, 2018)。

高齢者層あるいはシニア層において、デジタルデバイドとテクノロジー不安、またはその

類似概念が関係していることがいくつかの研究で示されている。例えば, Czaja, Charness, Fisk, Hertzog, Nair, Rogers, & Sharit (2006) は, 高齢者は若年者よりもテクノロジー全般, コンピュータ, およびウェブを使用する可能性が低く, コンピュータ不安がテクノロジー利用の重要な予測因子の一つであることを示している。また, An, Zhu, Wan, Xiang, Shi, An, & Huang (2024) はテクノロジー不安が有用性知覚を媒介にして, 高齢者のデジタル公共サービスの利用意向に負の影響をもたらす可能性を示している。さらに, Di Giacomo, Ranieri, D'Amico, Guerra, & Passafiume (2019) は中高年・シニア層においてテクノロジー利用スキルの低さとコンピュータ不安の高さが関連していることを示している。

高齢者層において, テクノロジー不安あるいはその類似概念が情報通信技術利用の障壁となっていることを示す研究は多いが (Kim, et al., 2023), テクノロジー不安と情報通信技術利用が関連しないことを示す研究もある。例えば, Khan, Khan, Azhar, Shah, Uddin, & Khan (2022) は高齢者のモバイルヘルス (mHealth) 利用意図とテクノロジー不安の間に負の相関関係はみられなかったことを報告している。

2.3. リサーチクエスションと仮説

先行研究は情報通信技術に関する不安がインターネット利用の障壁となることを示唆している (Kim, et al., 2023)。だが, 多くの研究は1時点の調査データの分析にとどまっており, 不安と利用の因果関係は必ずしも明らかではない。UTAUTなどの理論モデルにもとづいてテクノロジー不安からテクノロジー利用へのパスを仮定しているけれども, テクノロジー利用からテクノロジー不安へのパスも考えられる。つまり, インターネットを利用したサービスやコミュニケーションを経験することで, 情報通信技術に関する不安が減少していくという因果関係も十分に考えられるだろう。したがって, 本研究のリサーチクエスション (RQ) は因果関係の向きを考慮して, 以下の二つにまとめられる。

RQ1: ICT 不安はネット利用を減少させるのか

RQ2: ネット利用によって ICT 不安は減少するか

この二つのリサーチクエスションに対し, 相関関係であるとしても多くの先行研究が不安と利用の負の関係を示していることから (Kim, et al., 2023), 肯定的な予測が立てられるだろう。つまり, 2波のパネル調査を行ない, 両時点において ICT 不安とネット利用の両方を測定した場合, 以下の二つの仮説が立てられる。

仮説1: 1波調査時点の ICT 不安得点が高いほど, 2波調査時点のネット利用得点は低い

仮説2: 1波調査時点のネット利用得点が高いほど, 2波調査時点の ICT 不安得点は低い

3. 方法

3.1. 調査方法

2022年10月に首都圏（東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県）、中京圏（愛知県、岐阜県、三重県）、近畿圏（京都府、大阪府、兵庫県）に居住する55～79歳の男女800名に対して、ランダムロケーション・クォータサンプリングによる訪問留置調査（1波調査）を実施した。調査地点の抽出は、東京23区を含む人口100万人以上の市、人口30万人以上の市、人口10万人以上の市、人口10万人未満の市、町村部と3地域（首都圏、中京圏、近畿圏）によって層化し、62地点を人口比例確率抽出によって行なった。調査対象者への依頼にあたっては、性別（男性、女性）および年齢層（55～59歳、60～69歳、70～79歳）による6セルに対して人口比例による割当を行なった。

この1波調査の結果、男性385名、女性415名から回答を得た。ただし、後述する2波調査時点で800名のうち女性5名に1波調査における年齢回答に不備のあったことが確認されたため、この5名は分析対象から除外し、有効回答は795名として扱った（男性385名、女性410名）。回答者の平均年齢は67.13歳（標準偏差7.18）であった。

この1波調査の回答者に対して、2023年10月に2波調査を実施し、665名（男性318名、女性347名）から有効回答を得た（回収率83.6%）。回答者の2波調査における平均年齢は67.93歳（標準偏差6.96）であった。

3.2. 分析項目と尺度構成

インターネット利用内容

インターネット利用内容（ネット利用内容）を16項目で利用頻度について、「ほぼ毎日する」（5点）、「週に数回」（4点）、「月に数回」（3点）、「月に一回以下」（2点）、「していない」（1点）の5件法で回答を求めた。質問で用いた16項目について、1波調査、2波調査の両方に回答した665名の平均値および標準偏差を表1に示す。

このインターネット利用内容16項目について、1波調査データ（ $n=795$ ）を用いて探索的因子分析（最尤法、プロマックス回転）を行なった。スクリープロット、固有値、対角SMC、MAPを総合的に判断し、3因子構造として分析を進めた。3因子構造とした場合にいずれの因子に対しても因子負荷量が0.30に満たなかった「オンラインゲームをする」および「シニア向けSNSを利用する」を分析から除外し、最終的な因子分析結果を表2とした。

第1因子は「ネットショッピングで商品・サービスを購入する」「ネットでの銀行口座管理や証券取引を利用する」「地図アプリを利用する」など、個人で利用するオンラインサービスやスマートフォンアプリに関する項目に因子負荷量が高かったことから、「アプリ・サ

表 1 インターネット利用内容 16 項目に関する記述統計量

	1 波調査 <i>n</i> = 795		2 波調査 <i>n</i> = 665	
	<i>Mean</i>	<i>S.D.</i>	<i>Mean</i>	<i>S.D.</i>
メールの読み書きをする	3.78	1.42	3.73	1.47
LINE でメッセージのやり取りをする	3.86	1.52	3.91	1.51
スカイプ, LINE などの音声通信を利用する	1.93	1.32	1.94	1.30
オンラインゲームをする	1.56	1.32	1.64	1.39
ネットでの銀行口座管理や証券取引を利用する	1.62	1.14	1.59	1.07
ネットショッピングで商品・サービスを購入する	1.83	1.02	1.84	0.95
ネットニュースを見たり, 読んだりする	3.61	1.70	3.70	1.64
他の人(個人)のブログ, ホームページを見る	1.91	1.41	1.90	1.38
地図アプリ(Google マップなど)を利用する	2.50	1.24	2.56	1.25
YouTube を見る	2.75	1.65	2.85	1.66
YouTube 以外の無料ネット動画(ニコニコ動画, AbemaTV など)を見る	1.46	1.02	1.50	1.05
有料ネット動画(ネットフリックスやアマゾンプライムビデオなど)を見る	1.47	1.11	1.51	1.15
SNS(フェイスブック, X(旧ツイッター), インスタグラムなど)を見る	1.96	1.54	2.01	1.53
SNS(フェイスブック, X(旧ツイッター), インスタグラムなど)に書き込み・投稿する	1.27	0.82	1.27	0.82
オンラインコミュニティ(趣味活動コミュニティ, 同窓会, Facebook グループ, オンラインゲームのコミュニティ等)を利用する	1.26	0.78	1.26	0.79
シニア向け SNS(趣味人倶楽部, おしるこ, オンライン通いの場など)を利用する	1.02	0.19	1.02	0.20

ービス利用」と解釈した。第 1 因子の 7 項目について, クロンバックの α 係数を算出すると, 1 波調査で $\alpha = .793$, 2 波調査で $\alpha = .775$ であった。

第 2 因子は「SNS に書き込み・投稿する」「SNS を見る」「オンラインコミュニティを利用する」「他の人(個人)のブログ, ホームページを見る」の 4 項目に因子負荷量が高かったこと。これらは複数の人々との交流を行なうネット利用内容であることから「ソーシャルメディア利用」と解釈した。第 2 因子の 4 項目について, クロンバックの α 係数を算出すると, 1 波調査で $\alpha = .747$, 2 波調査で $\alpha = .749$ であった。

第 3 因子は「LINE でメッセージのやり取りをする」「メールの読み書きをする」「スカイプ, LINE などの音声通信を利用する」の 3 項目に因子負荷量が高かった。これらは主に 1 対 1 のコミュニケーションに用いられるアプリ, サービスであることから, 「対人コミュニケーション利用」と解釈した。第 3 因子の 3 項目について, クロンバックの α 係数を算出すると,

表2 ネット利用に関する因子分析結果（1波）

$n=795$	項目	Factor1	Factor2	Factor3	共通性
ネット利用 F1：アプリ・サービス利用（ $\alpha=.793$ ）					
	ネットショッピングで商品・サービスを購入する	.797	-.048	-.053	.543
	ネットでの銀行口座管理や証券取引を利用する	.749	-.091	-.140	.386
	地図アプリを利用する	.579	-.023	.195	.496
	ネットニュースを見たり，読んだりする	.502	-.100	.332	.492
	YouTube を見る	.500	.053	.128	.388
	有料ネット動画を見る	.423	.094	-.011	.229
	YouTube 以外の無料ネット動画を見る	.372	.107	-.001	.197
ネット利用 F2：ソーシャルメディア利用（ $\alpha=.747$ ）					
	SNS に書き込み・投稿する	-.126	.802	-.019	.527
	SNS を見る	.121	.696	.058	.648
	オンラインコミュニティを利用する	-.046	.530	.026	.265
	他の人（個人）のブログ，ホームページを見る	.409	.453	-.045	.557
ネット利用 F3：対人コミュニケーション利用（ $\alpha=.642$ ）					
	LINE でメッセージのやり取りをする	-.187	.019	.913	.666
	メールの読み書きをする	.155	-.030	.526	.385
	スカイプ，LINE などの音声通信を利用する	.044	.073	.394	.213
因子寄与		4.041	3.056	2.996	

1 波調査で $\alpha=.642$ ，2 波調査で $\alpha=.596$ であった。クロンバックの α 係数はいずれも 0.7 に満たない値であったが，項目数の少なさが影響していると考えられることから許容可能であると判断した。

分析では 3 つの因子ごとに項目得点の平均値を算出し，1 波，2 波それぞれにおける各ネット利用得点として用いた。

情報通信技術に対する不安

情報通信技術に対する不安（ICT 不安）について，「スマートフォン・携帯電話やインターネットなどの利用に関わる以下のようなことについて，あなたのお気持ちに最も近いものに 1 つずつ○をつけてください。」という質問で，11 項目を示して「とても不安」（4 点），「やや不安」（3 点），「あまり不安ではない」（2 点），「全く不安ではない」（1 点）の 4 件法で回答を求めた。質問で用いた 11 項目について，1 波調査，2 波調査の両方に回答した 665 名の平均値および標準偏差を表 3 に示す。

この ICT 不安の 11 項目について，1 波調査データ（ $n=795$ ）を用いて探索的因子分析（最尤法，プロマックス回転）を行なった。スクリープロット，固有値，対角 SMC，MAP を総合的に判断し，3 因子構造として分析を進めた。最終的な因子分析結果を表 4 に示す。

表 3 ICT 不安 11 項目に関する記述統計量

	1 波調査 <i>n</i> = 795		2 波調査 <i>n</i> = 665	
	<i>Mean</i>	<i>S.D.</i>	<i>Mean</i>	<i>S.D.</i>
利用した覚えのないネットサービス利用料金を請求される	2.95	0.98	2.96	0.96
ネットショッピングで支払いに利用したクレジットカードの情報が悪用される	3.08	0.95	3.11	0.96
自分の ID やパスワードが勝手に使われる	3.15	0.93	3.14	0.96
住所や電話番号を登録したインターネットサービス事業者から、それらの情報が流出する	3.21	0.87	3.24	0.88
パスワードを忘れてしまう	2.99	0.87	3.03	0.88
パソコンやスマートフォンがウイルスに感染してしまう	3.07	0.92	3.08	0.92
自分には必要のないサービスの契約をしてしまう	2.63	1.01	2.63	1.02
間違った情報やニュースを信じてしまう	2.45	0.90	2.50	0.91
ネットを使った詐欺にひっかかる	2.71	1.01	2.76	1.02
新しいサービスについていけない	2.92	0.87	2.96	0.85
新しい機器の使い方がわからない	3.00	0.86	3.02	0.86

表 4 ICT 不安に関する因子分析結果 (1 波)

<i>n</i> = 795	項目	Factor1	Factor2	Factor3	共通性
ICT 不安 F1: セキュリティ・個人情報不安 ($\alpha = .927$)					
	自分の ID やパスワードが勝手に使われる	.990	-.061	-.002	.895
	ネットショッピングで支払いに利用したクレジットカードの情報が悪用される	.930	-.049	-.008	.797
	住所や電話番号を登録したインターネットサービス事業者から、それらの情報が流出する	.880	.006	-.023	.767
	利用した覚えのないネットサービス利用料金を請求される	.727	.091	.031	.653
	パソコンやスマートフォンがウイルスに感染してしまう	.483	.328	.030	.589
ICT 不安 F2: 情報リテラシー・判断力不安 ($\alpha = .871$)					
	ネットを使った詐欺にひっかかる	.071	.845	-.059	.750
	間違った情報やニュースを信じてしまう	-.093	.828	.063	.642
	自分には必要のないサービスの契約をしてしまう	.122	.750	.014	.719
ICT 不安 F3: ICT 利用スキル不安 ($\alpha = .832$)					
	新しい機器の使い方がわからない	-.042	-.069	1.022	.942
	新しいサービスについていけない	-.007	.057	.840	.756
	パスワードを忘れてしまう	.194	.128	.425	.396
	因子寄与	5.203	4.848	3.320	

第1因子は「自分のIDやパスワードが勝手に使われる」「ネットショッピングで支払いに使用したクレジットカードの情報が悪用される」「住所や電話番号を登録したインターネットサービス事業者から、それらの情報が流出する」など5項目に因子負荷量が高かった。これらの項目は、インターネット利用を通じてセキュリティの問題が生じたり、個人情報の流出や悪用の問題が生じたりするものであることから、第1因子を「セキュリティ・個人情報不安」と解釈した。第1因子の5項目について、クロンバックの α 係数を算出すると、1波調査で $\alpha = .927$ 、2波調査で $\alpha = .934$ であった。

第2因子は「ネットを使った詐欺にひっかかる」「間違った情報やニュースを信じてしまう」「自分には必要のないサービスの契約をしてしまう」という3項目に因子負荷量が高かった。これらの項目は、自分の情報リテラシーや判断力に対する不安を表す内容であることから、第2因子を「情報リテラシー・判断力不安」と解釈した。第2因子の3項目について、クロンバックの α 係数を算出すると、1波調査で $\alpha = .871$ 、2波調査で $\alpha = .882$ であった。

第3因子は「新しい機器の使い方がわからない」「新しいサービスについていけない」「パスワードを忘れてしまう」という3項目に因子負荷量が高かった。これらの項目は、いずれもICT利用における自信のなさや自己効力感の低さを表す内容であることから、第3因子を「ICT利用スキル不安」と解釈した。第3因子の3項目について、クロンバックの α 係数を算出すると、1波調査で $\alpha = .832$ 、2波調査で $\alpha = .788$ であった。

分析では3つの因子ごとに項目得点の平均値を算出し、1波、2波それぞれにおける各ICT不安得点として用いた。

統制変数

分析における統制変数として性別（女性ダミー）、年齢（1波）（平均値 66.98、標準偏差 6.99）、被教育年数（1波）、主観的健康度（1波）を用いた。被教育年数は最後に在籍した学校について、中学校、高校、短大・高専・専門学校、大学、大学院の5つの選択肢で尋ね、中学校を9年、高校を12年、短大・高専・専門学校を14年、大学を16年、大学院を18年としてコーディングして分析に用いた。被教育年数（1波）の平均値は13.57、標準偏差は1.99であった。主観的健康度は全般的な現在の健康状態について、「全く健康」「健康」「普通」「健康でない」「全く健康でない」の5つの選択肢で尋ね、「全く健康」を5点、「健康」を4点、「普通」を3点、「健康でない」を2点、「全く健康でない」を1点としてコーディングして分析に用いた。主観的健康度（1波）の平均値は3.30、標準偏差は0.82であった。

4. 結果

4.1. ネット利用と ICT 不安の記述統計量

ネット利用に関する 3 得点と ICT 不安に関する 3 得点について、1 波・2 波調査の両方に回答した 665 名の平均値・標準偏差を 1 波調査、2 波調査ごとにまとめた（表 5）。また、それぞれの得点ごとに対応のある t 検定（ $df=664$ ）を行ない、 t 値および p 値を表 5 に示した。

表 5 ネット利用と ICT 不安の平均値・標準偏差

<i>n</i> = 665	1 波調査		2 波調査		<i>t</i>	<i>p</i>
	<i>Mean</i>	<i>S.D.</i>	<i>Mean</i>	<i>S.D.</i>		
ネット利用						
アプリ・サービス利用	2.195	0.862	2.222	0.836	1.344	.180
ソーシャルメディア利用	1.605	0.890	1.609	0.888	0.161	.872
対人コミュニケーション利用	3.206	1.100	3.192	1.062	−0.418	.676
ICT 不安						
セキュリティ・プライバシー不安	3.110	0.798	3.105	0.833	−0.155	.877
情報リテラシー・判断力不安	2.597	0.864	2.629	0.886	0.871	.384
ICT 利用スキル不安	2.991	0.737	3.002	0.723	0.359	.719

表 5 で示したとおり、ネット利用に関して、1 波調査、2 波調査ともに 3 つのなかで対人コミュニケーション利用得点の平均値がもっとも高く（1 波調査：3.206；2 波調査：3.192）、ソーシャルメディア利用得点の平均値がもっとも低かった（1 波調査：1.605；2 波調査：1.609）。また、3 つのネット利用得点のいずれにおいても、1 波調査と 2 波調査の間での有意差は認められなかった。

また、ICT 不安に関しては、1 波調査、2 波調査ともに 3 つのなかでセキュリティ・プライバシー不安得点の平均値がもっとも高く（1 波調査：3.110；2 波調査：3.105）、情報リテラシー・判断力得点の平均値がもっとも低かった（1 波調査：2.597；2 波調査：2.629）。また、3 つの ICT 不安得点のいずれにおいても、1 波調査と 2 波調査の間での有意差は認められなかった。

4.2. ネット利用と ICT 不安の相関関係

1 波・2 波における 3 つのネット利用得点の間の関係を検討するために、相関係数を算出した（表 6）。まず、1 波時点および 2 波時点における 3 つのネット利用得点の間の相関関係はいずれもおおよそ中程度の正の相関関係にあることが示された（1 波：0.383～0.554；2 波：0.400～0.596）。1 波、2 波のどちらにおいてもソーシャルメディア利用と対人コミュニ

ケーション利用の間の相関係数をもっとも小さな値であった。そして、1波・2波間の同じネット利用得点の相関係数はいずれも強い正の相関関係にあることが示された（アプリ・サービス利用：0.819；ソーシャルメディア利用：0.770；対人コミュニケーション利用：0.702）。また、1波・2波間での異なるネット利用得点では弱い正の相関関係から中程度の正の相関関係にあった（0.346～0.526）。

表6 ネット利用（1波・2波）の相関関係

$n=665$	1)-1	1)-2	1)-3	2)-1	2)-2
1)-1 アプリ・サービス利用（1波）	1.000				
1)-2 ソーシャルメディア利用（1波）	.554***	1.000			
1)-3 対人コミュニケーション利用（1波）	.526***	.383***	1.000		
2)-1 アプリ・サービス利用（2波）	.819***	.526***	.518***	1.000	
2)-2 ソーシャルメディア利用（2波）	.490***	.770***	.361***	.592***	1.000
2)-3 対人コミュニケーション利用（2波）	.469***	.346***	.702***	.596***	.400***

*** $p<.001$

次に、1波・2波における3つのICT不安得点の間の関係を検討するために、相関係数を算出した（表7）。まず、1波時点および2波時点における3つのICT不安得点の間の相関関係はいずれも中程度から強い正の相関関係にあることが示された（1波：0.434～0.681；2波：0.485～0.720）。1波、2波のどちらにおいてもセキュリティ・プライバシー不安と情報リテラシー・判断力不安の間の相関係数をもっとも大きな値であり、セキュリティ・プライバシー不安とICT利用スキル不安の間の相関係数をもっとも小さな値であった。そして、1波・2波間の同じICT不安得点の相関係数はおおよそ中程度の正の相関関係にあることが示された（セキュリティ・プライバシー不安：0.387；情報リテラシー・判断力不安：0.429；ICT利用スキル不安：0.465）。また、1波・2波間での異なるICT不安得点では弱い正の相関関係にあることが示された（0.175～0.333）。

表7 ICT不安（1波・2波）の相関関係

$n=665$	3)-1	3)-2	3)-3	4)-1	4)-2
3)-1 セキュリティ・プライバシー不安（1波）	1.000				
3)-2 情報リテラシー・判断力不安（1波）	.681***	1.000			
3)-3 ICT利用スキル不安（1波）	.434***	.516***	1.000		
4)-1 セキュリティ・プライバシー不安（2波）	.387***	.333***	.175***	1.000	
4)-2 情報リテラシー・判断力不安（2波）	.273***	.429***	.265***	.720***	1.000
4)-3 ICT利用スキル不安（2波）	.246***	.268***	.465***	.485***	.550***

*** $p<.001$

そして、ネット利用とICT不安の間の相関関係を検討するために、1波・2波の3つのネッ

ト利用得点と1波・2波の3つのICT不安得点の間の相関係数を算出した(表8)。まず、1波のセキュリティ・プライバシー不安得点は1波・2波のそれぞれの対人コミュニケーション利用得点との間に有意な正の相関関係が認められたが(1波: $r=.113$; 2波: $r=.101$)、その他のネット利用得点との間には有意な相関関係は認められなかった。次に、1波の情報リテラシー・判断力不安得点は1波・2波のすべてのネット利用得点との間に有意な相関関係は認められなかった。そして、1波のICT利用スキル不安得点は、2波のソーシャルメディア利用得点を除いて、1波・2波のネット利用得点との間に有意な負の相関関係が認められた。

2波のICT不安に着目すると、まず2波のセキュリティ・プライバシー不安得点は2波のアプリ・サービス利用得点($r=.089$)および1波・2波の対人コミュニケーション利用得点との間に有意な正の相関関係が認められた(1波: $r=.166$; 2波: $r=.211$)。一方、2波の情報リテラシー・判断力不安得点は1波の場合と同様に、1波・2波のすべてのネット利用得点との間に有意な相関関係は認められなかった。そして、2波のICT利用スキル不安得点は、1波・2波のアプリ・サービス利用得点との間には有意な負の相関関係が認められたが(1波: $r=-.096$; 2波: $r=-.088$)、その他の2つのネット利用得点との間には1波・2波どちらとも有意な相関関係は認められなかった。

表8 ネット利用とICT不安の1波・2波における相関関係

	アプリ・サービス利用		ソーシャルメディア利用		対人コミュニケーション利用	
	1波	2波	1波	2波	1波	2波
セキュリティ・プライバシー不安(1波)	.014	.015	-.021	.029	.113**	.101**
情報リテラシー・判断力不安(1波)	-.067	-.053	-.045	-.007	.047	.025
ICT利用スキル不安(1波)	-.178***	-.183***	-.102**	-.075	-.081*	-.100*
セキュリティ・プライバシー不安(2波)	.064	.089*	.025	.057	.166***	.211***
情報リテラシー・判断力不安(2波)	-.062	-.013	-.026	.014	.064	.057
ICT利用スキル不安(2波)	-.096*	-.088*	-.062	-.030	.042	.056

*** $p<.001$; ** $p<.01$; * $p<.05$

4.3. ネット利用とICT不安の交差遅延効果モデル

1波と2波のネット利用の3尺度得点とICT不安の3尺度得点について、SEMを用いて交差遅延効果モデルによる分析を行なった。分析では性別(女性ダミー)、年齢、被教育年数、主観的健康度を統制変数として用い、ネット利用、ICT不安のそれぞれ、1波と2波ごとに3尺度得点間の相関を設定した(図1では省略)。図1に最終的な推定結果を示す(RMSEA=.031, CFI=.991, TLI=.985)。

まず、3つのネット利用の間では、1波のソーシャルメディア利用得点と対人コミュニケーション利用得点のそれぞれが高いほど、2波のアプリ・サービス利用得点が高かった(ソ

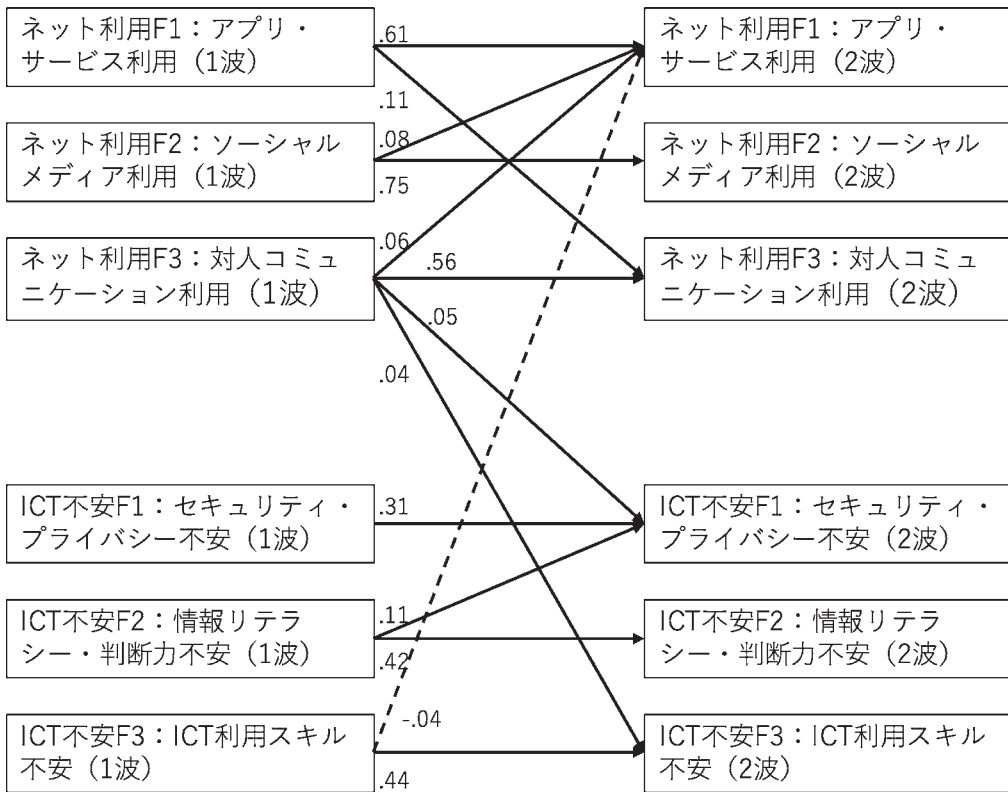


図1 ネット利用と ICT 不安の交差遅延効果モデルの推定結果

ーシャルメディア利用： $\beta = .075$, $z = 3.435$, $p = .001$ ；対人コミュニケーション利用： $\beta = .057$, $z = 3.255$, $p = .001$ ）。また、1波のアプリ・サービス利用得点が高いほど、2波の対人コミュニケーション利用得点が高かった。その一方で、2波のソーシャルメディア利用得点に対して1波の他の2つのネット利用得点から有意なパスは認められなかった。

また、3つのICT不安の間では、1波の情報リテラシー・判断力不安が高いほど、2波のセキュリティ・プライバシー不安が高かった（ $\beta = .106$, $z = 2.798$, $p = .005$ ）。2波の情報リテラシー・判断力不安およびICT利用スキル不安に対して1波の異なる2つのICT不安得点から有意なパスは認められなかった。

次に、RQ1および仮説1に関する1波のICT不安から2波のネット利用に対するパスでは、1波のICT利用スキル不安得点が高いほど2波のアプリ・サービス利用得点が低かった（ $\beta = -.042$, $z = -1.969$, $p = .049$ ）。その他のパスには統計的に有意な係数が認められなかった。これらの結果は仮説1を部分的に支持するもので、ICT利用スキル不安がアプリ・サービス利用を抑制することを示す結果であると解釈できる。

そして、RQ2および仮説2に関する1波のネット利用から2波のICT不安に対するパス

では、まず1波の対人コミュニケーション利用得点が高いほど2波のセキュリティ・プライバシー不安得点が高かった ($\beta = .054, z = 2.661, p = .008$)。また10%有意水準ではあるが、1波の対人コミュニケーション利用得点が高いほど2波のICT利用スキル不安得点が高かった ($\beta = .037, z = 1.915, p = .056$)。これらの結果は仮説2を支持するものではなく、むしろ部分的には仮説2の予測とは逆の結果を示しているといえる。つまり、ネット利用のうち、対人コミュニケーション利用はセキュリティ・プライバシー不安を高め、ICT利用スキル不安を高める可能性が示されたといえる。

5. 考察

本研究は、中高年・シニア層における情報通信技術 (ICT) に対する不安とインターネット利用との関係性について、2時点のパネルデータを用いて双方向的に検討することを目的とした。従来の研究ではICT不安がネット利用の阻害要因であるという一方向的な視点が主であったが、本研究ではネット利用の経験がICT不安を低減させる可能性にも着目し、ICT不安がネット利用を減少させるのか (RQ1 および仮説1)、およびネット利用がICT不安を減少させるのか (RQ2 および仮説2) という2つの因果関係に関する仮説を検証した。これにより、ICT不安とネット利用との因果的メカニズムをより実証的に明らかにすることを目指したものである。

交差遅延効果モデルによる分析の結果、仮説1「ICT不安がネット利用を減少させる」については、1波のICT利用スキル不安が2波のアプリ・サービス利用を有意に抑制する効果を示し、部分的に支持された。一方、仮説2「ネット利用がICT不安を減少させる」については、1波の対人コミュニケーション利用が2波のセキュリティ・プライバシー不安およびICT利用スキル不安 (10%水準) を高める方向に作用しており、ICT不安の低減という仮説とは逆方向の結果が一部示された。したがって、本研究においては、ICT不安がネット利用を抑制するという一方向の影響は一定程度確認されたものの、ネット利用によってICT不安が軽減されるという因果関係については支持されなかった。

仮説1で支持されなかった部分から、まず、セキュリティ・プライバシー不安や情報リテラシー・判断力不安については、アプリ・サービス利用、ソーシャルメディア利用、対人コミュニケーション利用のいずれも抑制することはなかったといえる。また、ICT利用スキル不安についても、アプリ・サービス利用以外のソーシャルメディア利用、対人コミュニケーション利用を抑制することはなかったということになる。

本研究におけるICT利用スキル不安はそれを構成する項目の内容から、ICT利用に関する自己効力感の低さと重複する概念と考えられる。「2. 先行研究」で述べたように、コンピュータ不安が高いほどコンピュータに関する自己効力感は低く (Thatcher & Perrewe,

2002), さらにこのコンピュータに関する自己効力感の低さはネット利用と負の関係にある (Durndell & Haag, 2002)。本研究で示された ICT 利用スキル不安がアプリ・サービス利用を抑制するという結果は, このような ICT 操作に対する自信のなさや不安が ICT 利用行動を抑制しようという知見と一致しており, ICT に対する自己効力感の低さが行動的障壁となることを再確認するものであるだろう。一方で, この ICT 利用スキル不安による抑制効果がみられなかったソーシャルメディア利用や対人コミュニケーション利用については, LINE や SNS 閲覧などの操作は簡便で直感的なものが多いために ICT スキル不安の影響を受けにくかった可能性がある。また, アプリ・サービス利用はネット利用のなかでも個人的な利用にとどまるものが多い一方で, ソーシャルメディア利用や対人コミュニケーション利用は対人関係のなかで求められるものであるため, ICT 利用スキル不安にかかわらず, 利用ニーズが生じる可能性も考えられるだろう。

ICT 利用スキル不安以外の ICT 不安であるセキュリティ・プライバシー不安や情報リテラシー・判断力不安がいずれのネット利用にも有意な抑制効果をもたなかったことは, Kim et al. (2023) が指摘したような ICT 不安が利用を阻害する傾向があるという知見とは異なる結果だといえる。この結果については, セキュリティや情報判断への不安はネット利用の抑制というよりは, 利用しながらも慎重に行動する姿勢として現れる可能性がある。つまり, これらの不安は利用の有無や利用頻度に直接作用するよりも, 利用の態度や行動のスタイルに影響を及ぼしている可能性があるだろう。

次に, 仮説 2 に関する分析結果は不安と利用の因果関係に対して重要な知見を示していると考えられる。アプリ・サービス利用とソーシャルメディア利用は ICT 不安を低める効果をもたず, 対人コミュニケーション利用にいたってはセキュリティ・プライバシー不安を高める効果をもっており, 10% 有意水準ではあるものの, ICT 利用スキル不安も高める可能性が示唆されている。これらの結果は「利用すれば不安が減る」という素朴な仮定に反し, 特定の利用形態が不安をむしろ高める可能性があるといえる。

この対人コミュニケーション利用がセキュリティ・プライバシー不安を高める効果をもっていた点については, いくつかの解釈が可能であろう。一つは, 対人コミュニケーション利用にともなう現実的なリスク認知の増加である。LINE やメールでのやり取りを積極的に行なうことで, 他者との接触や情報交換の機会が増えてセキュリティや詐欺被害に関する情報, ニュースや体験談に触れる機会が増えるため, それがりスク認知や不安の引き金になる可能性がありうる。もう一つは, 実際にセキュリティやプライバシーに関するリスクを経験する機会の増加もありうる。例えば, メッセージ交換のためのアプリを利用するなかで, 迷惑メッセージやフィッシング詐欺のメールを実際に目にしたりする機会も生じうる。こうした経験が, 情報流出や個人情報悪用の不安を高める要因になっている可能性が考えられるだろう。また, 対人コミュニケーション利用の増加にともなう不安の顕在化も考えられる。つ

まり、利用頻度が高くなることでセキュリティの脆弱性が気になり始めたり、個人情報の許可を求めるメッセージが気になったりするなど、利用の積極性がかえって不安を生む構造もありえるだろう。

対人コミュニケーション利用と ICT 利用スキル不安との関係については、社会的比較あるいは期待へのプレッシャーなどが、ICT 利用スキル不安の高まりに寄与する可能性が考えられる。対人コミュニケーション利用では、ネット利用をする他者とのコミュニケーションが行なわれることになる。これによって、自分よりも ICT を使いこなしている他者と接する機会が生じる可能性がある。また、対人コミュニケーション利用のなかで、メッセージの即応やスタンプなどの使用に対する期待へのプレッシャーが生じることもありうるだろう。これらのことが「自分は使いこなせていない」という感覚を増幅させる要因になっているかもしれない。また、実際に利用する中で操作の難しさを感じる機会が増加する可能性もあり、セキュリティ・プライバシー不安の場合と同様に、積極的な利用が不安を生じさせる側面も考えられる。

本研究にはいくつかの限界が存在する。第一に、本研究は日本の一部の地域における中高年・シニア層を対象としたパネル調査データにもとづいており、55～79 歳という対象年齢や首都圏・中京圏・近畿圏といった地域に限定された研究になっている。したがって、80 歳以上のより高齢の層を研究対象に含めたり、他地域に居住する高齢者を含めたりするなど、広範囲の対象を含むデータに拡張することでより一般化可能性を高められる余地があるといえる。第二に、ICT 不安およびネット利用内容はいずれも自己報告によって測定されており、主観的なバイアスや社会的望ましきバイアスの影響を受ける可能性がある。特にネット利用内容に関しては、ログデータなどの客観的な行動指標と組み合わせた分析を行なうことで、より精緻な理解が期待される。第三に、本研究の分析モデルは 2 時点間の交差遅延効果モデルによって因果的パスを推定しているが、測定は 1 年間隔の 2 時点のみであり、時間的変化の詳細な過程や短期的な変動は捉えられていない。より多波の縦断データを用いた分析であれば、不安と利用の関係が時間的にどのように推移するのかを精緻に検討することができるだろう。

今後の研究においては、中高年・シニア層の ICT 利用における不安の心理的メカニズムをより多角的に捉える必要がある。考察で述べたように、本研究の結果には自己効力感や社会的比較への意識など心理的要因が関係する可能性が考えられる。これらの要因を統合的にモデル化することで、ICT 利用やネット利用を促進する／阻害する要因の全体像がより明らかになると考えられる。また、実証的な因果分析に加えて、より実践的な知見の蓄積も、政策的貢献をするうえで今後の重要な課題となる。

謝辞

本研究は JSPS 科研費 JP 21H00779, JP 24H00155 の助成を受けたものである。また、東京経済大学共同研究助成費 (D24-03) を受けた研究成果である。

参 考 文 献

- An, J., Zhu, X., Wan, K., Xiang, Z., Shi, Z., An, J., & Huang, W. (2024). Older adults' self-perception, technology anxiety, and intention to use digital public services. *BMC Public Health*, 24 (1), 3533. <https://doi.org/10.1186/s12889-024-21088-2>
- Bozionelos, N. (2001). Computer anxiety: relationship with computer experience and prevalence. *Computers in Human Behavior*, 17 (2), 213-224. [https://doi.org/10.1016/S0747-5632\(00\)00039-X](https://doi.org/10.1016/S0747-5632(00)00039-X)
- Czaja, S. J., Charness, N., Fisk, A.D., Hertzog, C., Nair, S. N., Rogers, W. A., & Sharit, J. (2006). Factors predicting the use of technology: Findings from the center for research and education on aging and technology enhancement (create). *Psychology and Aging*, 21 (2), 333-352. <https://doi.org/10.1037/0882-7974.21.2.333>
- Di Giacomo, D., Ranieri, J., D'Amico, M., Guerra, F., & Passafiume, D. (2019). Psychological barriers to digital living in older adults: computer anxiety as predictive mechanism for technophobia. *Behavioral Sciences*, 9 (9), 96. <https://doi.org/10.3390/bs9090096>
- Durndell, A., & Haag, Z. (2002). Computer self efficacy, computer anxiety, attitudes towards the Internet and reported experience with the Internet, by gender, in an East European sample. *Computers in Human Behavior*, 18 (5), 521-535. [https://doi.org/10.1016/S0747-5632\(02\)00006-7](https://doi.org/10.1016/S0747-5632(02)00006-7)
- Gallistl, V., Rohner, R., Hengl, L., & Kolland, F. (2021). Doing digital exclusion-technology practices of older internet non-users. *Journal of Aging Studies*, 59, 100973. <https://doi.org/10.1016/j.jaging.2021.100973>
- Gunasinghe, A., & Nanayakkara, S. (2021). Role of technology anxiety within UTAUT in understanding non-user adoption intentions to virtual learning environments: the state university lecturers' perspective. *International Journal of Technology Enhanced Learning*, 13 (3), 284-308. <https://doi.org/10.1504/IJTEL.2021.115978>
- Hargittai, E. (2002). Second-level digital divide: Differences in people's online skills. *First Monday*, 7 (4). http://firstmonday.org/issues/issue7_4/hargittai/index.html (2025 年 7 月 16 日確認)
- Hargittai, E., & Walejko, G. (2008). The participation divide: Content creation and sharing in the digital age. *Information, Community and Society*, 11 (2), 239-256. <https://doi.org/10.1080/13691180801946150>
- 橋元良明・山本太郎・関谷直也・天野美穂子・堀川裕介 (2016). ネット利用に関する安心と不安. 東京大学大学院情報学環情報学研究 調査研究編, 32, 133-207.
- Heinssen Jr, R. K., Glass, C. R., & Knight, L. A. (1987). Assessing computer anxiety: Development and validation of the computer anxiety rating scale. *Computers in Human Behavior*, 3 (1), 49-59. [https://doi.org/10.1016/0747-5632\(87\)90010-0](https://doi.org/10.1016/0747-5632(87)90010-0)
- Hunsaker, A., & Hargittai, E. (2018). A review of Internet use among older adults. *New Media & Society*, 20 (10), 3937-3954. <https://doi.org/10.1177/1461444818787348>

- Huxhold, O., Hees, E., & Webster, N. J. (2020). Towards bridging the grey digital divide: changes in internet access and its predictors from 2002 to 2014 in Germany. *European Journal of Ageing*, 17, 271–280. <https://doi.org/10.1007/s10433-020-00552-z>
- Jay, T. B. (1981). Computerphobia: What to do about it. *Educational Technology*, 21 (1), 47–48.
- Khasawneh, O. Y. (2018). Technophobia: Examining its hidden factors and defining it. *Technology in Society*, 54, 93–100. <https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2018.03.008>
- Kim, H. N., Freddolino, P. P., & Greenhow, C. (2023). Older adults' technology anxiety as a barrier to digital inclusion: a scoping review. *Educational Gerontology*, 49 (12), 1021–1038. <https://doi.org/10.1080/03601277.2023.2202080>
- Kim, M., Oh, J., & Kim, B. (2021). Experience of digital music services and digital self-efficacy among older adults: Enjoyment and anxiety as mediators. *Technology in Society*, 67, 101773. <https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2021.101773>
- 北村智 (2025). メディア利用の年齢差とグレイ・デジタル・デバイド. 山下玲子・有馬明恵 (編), 「日本人」であることとメディア 日本人らしさと世論の社会心理学 (pp.195–217). 勁草書房
- Meuter, M. L., Ostrom, A. L., Bitner, M. J., & Roundtree, R. (2003). The influence of technology anxiety on consumer use and experiences with self-service technologies. *Journal of Business Research*, 56 (11), 899–906. [https://doi.org/10.1016/S0148-2963\(01\)00276-4](https://doi.org/10.1016/S0148-2963(01)00276-4)
- Millward, P. (2003). The 'grey digital divide': Perception, exclusion and barriers of access to the Internet for older people. *First Monday*, 8 (7). <https://doi.org/10.5210/fm.v8i7.1066>
- Perim, C., Sousa, C., & Damásio, M. J. (2025). Digital literacy and older people: A case study in lifelong learning institutions in Lisbon. *Educational Gerontology*. <https://doi.org/10.1080/03601277.2025.2505989>
- Powell, A. L. (2013). Computer anxiety: Comparison of research from the 1990s and 2000s. *Computers in Human Behavior*, 29 (6), 2337–2381. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2013.05.012>
- Ragnedda, M., & Ruiu, M. L. (2017). Social capital and the three levels of digital divide. In Ragnedda, M., & Glenn W. M. (Eds.), *Theorizing digital divides* (pp.21–34). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315455334>
- Reisdorf, B.C. (2013). Internet non-use: A comparative study of Great Britain and Sweden (Doctoral dissertation, University of Oxford). <https://ora.ox.ac.uk/objects/uuid:c5bf2d53-986f-438d-8254-c03888900738> (2025 年 7 月 15 日確認)
- Rosen, L. D., Sears, D. C., & Weil, M. M. (1987). Computerphobia. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 19 (2), 167–179. <https://doi.org/10.3758/BF03203781>
- Seifert, A., Hofer, M., & Rössel, J. (2018). Older adults' perceived sense of social exclusion from the digital world. *Educational Gerontology*, 44 (12), 775–785. <https://doi.org/10.1080/03601277.2019.1574415>
- Sinkovics, R. R., Stöttinger, B., Schlegelmilch, B. B., & Ram, S. (2002). Reluctance to use technology-related products: Development of a technophobia scale. *Thunderbird International Business Review*, 44 (4), 477–494. <https://doi.org/10.1002/tie.10033>
- 総務省 (2025). 令和 6 年通信利用動向調査 <https://www.soumu.go.jp/johotsusintokei/statistics/statistics05.html> (2025 年 7 月 16 日確認)

- 総務省情報通信政策研究所 (2025). 令和6年度情報通信メディアの利用時間と情報行動に関する調査報告書 https://www.soumu.go.jp/menu_news/s-news/01iicp01_02000125.html (2025年7月16日確認)
- Talukder, M. S., Sorwar, G., Bao, Y., Ahmed, J. U., & Palash, M. A. S. (2020). Predicting antecedents of wearable healthcare technology acceptance by elderly: A combined SEM-Neural Network approach. *Technological Forecasting and Social Change*, 150, 119793. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2019.119793>
- Thatcher, J. B., & Perrewe, P. L. (2002). An empirical examination of individual traits as antecedents to computer anxiety and computer self-efficacy. *MIS Quarterly*, 26 (4), 381-396. <https://doi.org/10.2307/4132314>
- Van Dijk, J. A. (2006). Digital divide research, achievements and shortcomings. *Poetics*, 34 (4-5), 221-235. <https://doi.org/10.1016/j.poetic.2006.05.004>