



VR 機器購入行動に影響を及ぼす性格特性： 社会経済的・環境的要因を考慮した検討

Personality Traits Influencing VR Device Purchase Behavior:
An Analysis Considering Socioeconomic and Environmental Factors

本井碧¹⁾, 富松俊太¹⁾, 申鬱敬¹⁾, 樋口重和¹⁾, 西村貴孝¹⁾

Midori MOTOI, Shunta TOMIMATSU, Nakyeong SHIN, Shigekazu HIGUCHI and Takayuki NISHIMURA

1) 九州大学大学院 芸術工学研究院 (〒815-8540 福岡市南区塩原 4-9-1, motoi.midori.266@m.kyushu-u.ac.jp)

概要:本研究では,日本在住の 16~79 歳の男女 3197 名(男性 1585 名[49.6%],女性 1612 名[50.4%])を対象に,VR 機器購入の決定要因を多変量ロジスティック回帰で検討した.分析対象のうち,VR 機器を所有している者は 91 名(2.9%)に留まり,年齢・性別や収入・雇用状況などの社会経済的要因,新規テクノロジーへの態度を調整した上で,性格特性のうち開放性が VR 購入と有意な正の関連を示した.社会経済的要因のみならず,個人の心理的特性が VR 機器の導入行動に寄与することが示唆された.

キーワード:VR 技術受容,性格特性,社会経済的地位

1. はじめに

近年,消費者向けの VR (Virtual Reality) 機器は,価格の低下や多様なコンテンツ展開を背景に,世界的な市場拡大を続けている.一方で,日本国内における普及率はいまだ数%程度にとどまっている [1].日本人に関しては,古くは 1990 年代の国際比較研究において,先端技術やデバイスに対する不安・恐怖(テクノフォビア)を抱く傾向が他国と比べて相対的に強いことが報告されている [2].

技術受容の理論的枠組みとしては,Technology Acceptance Model (TAM) [3] を基盤に,VR 機器に特化した The Virtual Reality Hardware Acceptance Model (VR-HAM) が提案されており [4],VR 技術の採用には社会経済的要因よりも心理的要因の方が強く影響する可能性があるという報告も存在する [5].しかしながら,これまでの研究では,VR 受容に対する社会経済的指標と心理的指標(性格特性)とを同時に検証した大規模な量的調査は乏しい.

そこで本研究では VR 機器の受容に関して,日本在住の成人を対象とした Web 調査データを用い,社会経済的指標と Big Five 性格特性が VR 機器の購入行動にどの程度寄与するかを検討することを目的とした.

2. 方法

2.1 研究デザインと参加者

2025 年 5 月下旬から 6 月上旬にかけて,株式会社クロ

ス・マーケティングの運営するインターネットリサーチサービスを利用して日本在住の 16-79 歳を対象としたオンライン調査を実施した.九州大学大学院芸術工学研究院(芸研第 40 号,承認番号 694)にて倫理審査委員会の承認を得て実施した.

回収した 3905 件のうち,不誠実回答判定により 97 件を除外し,有効回答は 3808 件(97.5%)であった.さらに,使用した変数に欠損値を含む回答を削除した結果,最終分析対象は 3197 名であった.

2.2 変数

分析に使用した変数は以下のとおりである.目的変数として,VR 機器(スタンドアロン型,スマートフォン取り付け型,ゲーム接続型を含む)購入経験に関する項目を用い,「すでに購入した」の場合を「VR 購入あり」=1,未購入(「半年以内に購入予定」~「このような VR 機器を知らない」)の場合を「VR 購入なし」=0 とする二値変数とした.

対象者の属性として,年齢,性別,職業,世帯年収,同居者について,自己申告に基づき回答を得た.雇用形態については,職業 15 項目の選択肢からの回答をもとに,「正規雇用および専門職」と「その他」(非正規,自営業,農業従事者,主婦,学生,無職,その他を含む)に再分類し,二値のカテゴリ変数として用いた.世帯年収は「100 万円未満」~「2000 万以上」からなる 10 段階の回答をもとに,

低所得（500 万円未満）、中所得（500～1100 万円）、高所得（1100 万円超）の 3 カテゴリーに再分類した。

「デジタル歴」は、パーソナルコンピューター、フィーチャーフォン、スマートフォンおよびタブレット、テレビゲーム機をそれぞれ初めて使用した年齢を回答させたうちの最小値と、現年齢との差分を算出した連続変数とした。また、デジタル歴と年齢との間の多重共線性を調整するため、デジタル歴を年齢で単回帰し、得られた残差を変数とした。性格特性は、日本語版 Ten Item Personality Inventory (TIPI-J) [6] の 10 項目について「まったく違うと思う」～「強くそう思う」の 7 件法で回答を得た。外向性、協調性、誠実性、神経症傾向、開放性の各因子得点を、それぞれ 2 項目の合計で算出した。さらに、「新規テクノロジーへの態度」として、「新しいテクノロジーを使うことにためらいはありますか?」という質問に対し、「ある」「少しある」を「ためらいあり」=1、「あまりない」「まったくない」を「ためらいなし」=0 として符号化した。

2.3 統計解析

VR 機器の「購入あり」群と、「購入なし」群に分け、特性を比較した。連続変数については平均±標準偏差、カテゴリ変数については度数および割合で記述し、群間差の検定には Welch の t 検定またはカイ二乗検定を適用した。

VR 機器の購入に関連する要因を明らかにするため、多変量ロジスティック回帰分析を行った。Model 1 では、年齢、性別、雇用形態、年収カテゴリといった社会経済的指標のみを投入した。Model 2 では、Model 1 に加えて、標準化したデジタル歴の残差および性格特性（開放性）、新規テクノロジーへの態度を投入変数として追加した。投入変数の選定は、理論的仮説に基づく要因と、単変量解析において $p < 0.20$ を示した項目を基本とした。各変数について推定されたオッズ比 (odds ratio: OR) および 95%信頼区間 (95%CI) を報告した。モデル間の適合度の比較には、赤池情報量基準 (AIC) および逐次尤度比検定を用いた。統計解析は R (version 4.4.3) および RStudio (version 2025.05.0 Build 496) を使用し、tableone、car および gtsummary パッケージを用いた。有意水準は両側検定で $p < 0.05$ とした。

3. 結果

3.1 回答者の特徴

解析対象者 3197 名のうち男性は 1519 名 (49.6%)、女性は 1612 名 (50.4%) であり、平均年齢は 46.9 ± 19.3 歳であった。VR 機器の「購入経験あり」群は 91 名 (2.9%)、「購入経験なし」群は 3106 名 (97.1%) であった。VR 購入経験別の特徴を表 1 に示す。購入あり群は平均年齢が有意に低く ($p < 0.001$)、男性比率が高かった ($p < 0.001$)。最初にデジタル機器に触れてからの年数 (デジタル歴) には有意差がなかったが ($p = 0.39$)、これを年齢で補正すると購入あり群が有意に長かった ($p = 0.010$)。TIPI-J の 5 因子では開放性のみが購入者で高く ($p = 0.006$)、他の 4 因子に有意差はなかった。

表 1. VR 機器購入経験別の特徴

	VR 購入 なし (n=3106)	VR 購入 あり (n=91)	p value
年齢 (mean (SD))	47.1 (19.3)	39.5 (17.0)	<0.001
性別 (%)			
男性	1519 (48.9)	66 (72.5)	<0.001
女性	1587 (51.1)	25 (27.5)	
収入カテゴリ (%)			
低所得 (<500 万)	1767 (56.9)	36 (39.6)	0.002
中所得 (500-1100 万)	1080 (34.8)	41 (45.1)	
高所得 (>1100 万)	259 (8.3)	14 (15.4)	
雇用状況 (%)			
正規・専門職	998 (32.1)	48 (52.7)	<0.001
その他	2108 (67.9)	43 (47.3)	
デジタル歴(mean (SD))	28.6 (12.3)	27.5 (12.3)	0.394
: 年齢残差(mean (SD))	-0.1 (8.6)	2.3 (7.4)	0.010
外向性 (mean (SD))	7.2 (2.5)	7.4 (2.3)	0.363
協調性 (mean (SD))	9.4 (2.2)	9.0 (2.2)	0.088
誠実性 (mean (SD))	8.0 (2.5)	7.8 (2.7)	0.405
神経症傾向 (mean (SD))	8.1 (2.5)	8.0 (2.3)	0.900
開放性 (mean (SD))	7.4 (2.4)	8.1 (2.0)	0.006
新規テクノロジーへの態度(%)			
ためらいなし	1679 (54.1)	51 (56.0)	0.788
ためらいあり	1427 (45.9)	40 (44.0)	

SD: Standard Deviation, 実施された検定:Welch の t 検定, χ^2 検定

3.2 多変量ロジスティック回帰

表 2 に主要モデルを示す。社会経済的要因のみを投入した Model 1 では、年齢が 1 歳増加するごとに購入オッズは 0.98 倍 (95%CI: 0.97-0.99)、女性は男性に比べ 0.41 倍 (95%CI: 0.25-0.65) であった。また、所得・雇用も有意に関連した。デジタル歴・開放性・新規テクノロジーへの態度を追加した Model 2 では年齢、性別の影響は維持され、所得と雇用の影響は有意傾向となった。デジタル歴が 1SD 長いとオッズが 1.35 倍 (95%CI: 1.01-1.84, $p = 0.049$)、開放性は 1.27 倍 (95%CI: 1.04-1.55, $p = 0.021$) 有意に購入行動を増加させた。新規テクノロジーに対する態度については、有意な関連はなかった。

逐次尤度比検定の結果、Model 1 に対して、Model 2 は、有意に適合度が向上し ($\chi^2(3) = 10.02$, $p = 0.018$)、AIC の減少も見られた。なお、両モデルで VIF は 1.5 未満であり多重共線性は認められなかった。

4. 考察

本研究では、日本在住の 3197 名を対象に VR 機器の「購入経験」をアウトカムとして解析した。まず、VR 機器の所有率に関して、2024 年の日本人 20～59 歳を対象とした調査では 5.8%であり[1]、より広い年齢層を対象とした本研究では 3%に満たなかった。アメリカの 2023 年の調査では所有率は 23%という報告もあることから[7]、日本における VR 機器の普及は途上にあり、購入あり群の特性を理解することは技術受容の初期段階の様相を理解するうえで重要であると考えられる。

表 2. VR 機器購入経験の関連要因：多変量ロジスティック回帰分析

項目	Model1			Model2		
	OR	95% CI	p-value	OR	95% CI	p-value
年齢 (Unit: 1 歳)	0.98	0.97, 0.99	<0.001**	0.97	0.96, 0.99	<0.001**
性別：女性 (ref: 男性)	0.41	0.25, 0.65	<0.001**	0.44	0.27, 0.70	<0.001**
所得カテゴリ (ref: 低所得 (<500 万))						
中所得 (500-1100 万)	1.45	0.91, 2.34	0.120	1.39	0.87, 2.24	0.200
高所得 (>1100 万)	2.05	1.03, 3.86	0.032*	1.9	0.95, 3.60	0.058†
雇用：その他 (ref: 正規・専門職)	0.60	0.38, 0.94	0.024*	0.66	0.41, 1.04	0.074†
デジタル歴:年齢残差 (z)	-	-	-	1.35	1.01, 1.84	0.049*
開放性 (z)	-	-	-	1.27	1.04, 1.55	0.021*
新テクノロジー：ためらいあり (ref: なし)	-	-	-	1.32	0.85, 2.02	0.200
AIC	791.1382			787.122		

OR:Odds Ratio, CI:Confidence Interval, * p < 0.05, ** p < 0.01, † p < 0.10

社会経済的要因では、若年者および男性のオッズ比が有意に高く、これは前述の調査でも 20～39 歳で所有率が高いことから[1], 妥当な結果といえる。また、有意傾向ではあるが、高所得層、安定雇用群でオッズ比が高かった。これは VR 機器が依然として「可処分所得・時間」を要する耐久消費財であること、購入に伴うコストを安定収入が緩和することを裏付けた。

性格特性では、開放性のみが独立して正の関連を示すことを確認した。AI など他の技術受容研究では、協調性や神経症傾向の関連も指摘されるが[8]本研究においては有意な関連は見られなかった。開放性は新しい経験に参加する意欲の程度を指し、好奇心と関連付けられることが多い。TAM における知覚利便性や知覚容易性、使用に対する態度に正の効果が見られることが複数報告されている[8]ことから性能や効果が未知である VR 技術に対してもポジティブな印象を持ちやすかった可能性がある。さらに、年齢補正後のデジタル歴は正の関連を示した。若年期からデジタル機器に接した経験が長いほど VR に対する心理的障壁が低い可能性がある。

本研究にはいくつかの限界が存在する。第一に、使用したデータはすべて自己報告に基づいており、自己報告バイアスの影響を受ける可能性がある。第二に、オンラインリクルートによる調査であったため、インターネット利用率の高い層にサンプルが偏っている可能性がある。

5. 結論

VR 機器の普及には年齢や性別・所得などの社会経済的要因だけでなく、開放性という心理特性が独立して影響することが示された。さらに、VR 以外のデジタル機器の経験年数を調整変数に含めることで購入行動モデルの適合度が向上した。

謝辞 本研究に協力いただいた全回答者に深く感謝する。

参考文献

[1] ACORN Japan. (2024). ACORN Japan’s market insight – VR (Industry report). ACORN Japan. Retrieved July 11, 2025, from <https://www.acornjapan.jp/acorn-japan-s-market-insight-vr>

[2] Weil, M. M., & Rosen, L. D. (1995). The psychological impact of technology from a global perspective: A study of technological sophistication and technophobia in university students from twenty-three countries. *Computers in Human Behavior*, 11(1), 95–133.

[3] Davis, F. D. (1989). Perceived usefulness, perceived ease of use, and user acceptance of information technology. *MIS Quarterly*, 13(3), 319–340.

[4] Manis, K. T., & Choi, D. (2019). The virtual reality hardware acceptance model (VR-HAM): Extending and individuating the technology acceptance model for virtual reality hardware. *Journal of Business Research*, 100, 503–513.

[5] Cummings, J. J., Li, J., & Zhou, X. (2023). Psychological predictors of consumer-level virtual reality technology adoption and usage. *Virtual Reality*, 27(2), 1357–1379.

[6] 小塩真司・阿部晋吾. (2012). 日本語版 Ten Item Personality Inventory (TIPI-J) 作成の試み. *パーソナリティ研究*, 21(1), 40–52.

[7] Vigderman, A. (2024). Virtual reality awareness and adoption report. Security.org. Retrieved July 11, 2025, from <https://www.security.org/digital-security/virtual-reality-report/>

[8] Symasek, L., Yeazitzis, T., Weger, K., & Mesmer, B. (2025). Recent developments in individual-difference research to inform the adoption of AI technology. *Systems*, 13(3), Article 156.