This article is a technical report without peer review, and its polished and/or extended version may be published elsewhere.



"なんとなくやめたくなる"のはなぜか? 客観的疲労と独立した主観的継続意図の検証

坂中真貴 ¹⁾,野嶋琢也 ¹⁾,櫻井翔 ¹⁾,広田光一 ¹⁾ Masaki SAKANAKA, Takuya NOJIMA, Sho SAKURAI, and Koichi HIROTA

1) 電気通信大学 大学院情報理工学研究科

(〒182-8585 東京都調布市調布ヶ丘1丁目 5-1, {masaki s, sho, hirota}@yogue.is.uec.ac.jp, tnojima@nojilab.org)

概要: VR 体験の中断要因である能力的な「疲労」と主観的な「意欲低下」の分離を目的とし、単調な Go/No-Go 課題を被験者に実施した。その結果、エラー率などの客観的パフォーマンスは安定したままで、主観的意欲の低下のみによってタスクが自発的に中断された。これは、VR 体験の継続が能力的な限界とは独立した意欲の次元で決定されることを強く示唆する。

キーワード:作業中断判断,認知的疲労,生理指標

1. はじめに

バーチャルリアリティ (VR) 技術の普及に伴い, その利用は長時間化する傾向にある[1]. しかし, ユーザーが自身の心身の状態を客観的に把握し, 適切なタイミングで休憩や中断を判断することは難しい.

従来の研究では、客観的な疲労度[2]や、それによって生 じるパフォーマンスの低下[3]に着目するものが多かった. しかし、ユーザーの主観的な体験を考慮すると、疲労して いても「続けたい」という高い意図を持つ場合や、逆に疲 労はないが「飽きた」ために意図が低下する場合がある. この客観的な心身状態と, 主観的な継続意図との間の乖離 こそが、安全で快適なVR利用における重要な論点となる. そこで本研究では, ユーザーの状態を「客観的な疲労」 と「主観的な行動意図」の2軸捉えるモデルを提案する. このモデルの妥当性を検証するために「疲労はしていない が, 意図が低い」タスクと「疲労しているが, 意図が高い」 タスクを行う必要がある. 本実験では, 前者の「疲労はし ていないが、意図が低下していく」タスクに焦点を当てる. このタスクの設計思想は「被験者を能力的な限界まで追い 込む(=疲労させる)」ことではなく、「能力的には余裕が あるのに、ただただ退屈で『やめたい』と思わせる(=意 図を低下させる)」ことである. 認知的な負荷を抑えつつ, 単調さによって意図低下を誘発する実験課題を用い, ユー ザーの行動や主観指標がどのように変化するかを検証す ることを本稿の目的とする.

2. 実験

上記目的を達成するため、VR 環境において単調な注意 課題を提示するシステムを構築し、被験者実験を実施した. 2.1 実験システム

実験環境

タスクの提示には、ヘッドマウントディスプレイ (HMD) である Meta Quest 2を用いた. 被験者は着座状態で HMD を装着し、コントローラーのボタン操作のみでタスクを遂行する. これにより、身体的な運動をほぼ発生させずに実験を行った.

タスク (Go/No-Go 課題)

被験者の持続的注意と意図低下を誘発するため,認知科学の分野で広く用いられる Go/No-Go 課題[4]を採用した. 画面中央に一定間隔で図形 (Go 刺激または No-Go 刺激)を提示し,被験者は Go 刺激に対してのみボタンを押すよう指示される. Go 刺激を高い確率 (80%) で, No-Go 刺激を低い確率 (20%) で出現させることで,作業時の自動化と強い単調さを生み出し,意図低下を誘発しやすい設計とした.

計測指標

本研究では、ユーザーの状態を多角的に評価するため、 以下の指標を計測した.

- ・行動指標: Go/No-Go 課題における反応時間, 見逃しエラー, お手付きエラーを記録した.
- ・生理指標: 脳波 (EEG) から α 波のパワー値を、心電図 (ECG) から心拍振動 (HRV) を計測した.
 - ・主観指標:2分ごとに、タスクの継続意図を尋ねる

Visual Analog Scale (VAS) を $0\sim100$ の範囲で口頭で聴取し、実験者が記録した.

2.2 実験手順

本実験は,20 代の男性3名を対象とした被験者内計画で実施した.

- 1. 準備:被験者に HMD および各種生体センサを装着 させ、タスクの操作練習を行ってもらった.
- 2. タスク実施: Go/No-Go 課題を開始. 被験者には「続けたくないと感じたら、いつでも中断してよい」と教示し、自発的な中断を促した. ただし、実験運営の都合上、上限時間は30分と設定した.
- 3. 主観評価の聴取: タスク中, 2分ごとに実験者が口頭で VAS 評価を聴取した.
- 4. 終了:被験者が中断を申し出た時点,もしくは上限 時間に達した時点でタスクを終了した.

2.3 結果

疲労の生理指標

脳波 (EEG) はノイズが多かったため、結果を得ることができなかった。実験参加者の心拍振動 (HRV) については、実験開始後 20% 区間と終了前 20% 区間を 対応ありのWilcoxon の符号付き順位検定(両側) で比較し、p 値を算出した。HRV 指標として次の3つを用いた。

- ・ SDNN (Standard Deviation of Normal-to-Normal intervals):連続する R-ピーク間隔(NNI)の標準偏差. SDNN は自律神経系全体の活動度を反映し、値が高いほど健康状態が良好であることを示す.
- ・RMSSD(Root Mean Square of Successive Differences): 連続する NNI 間の差の平方平均平方根. RMSSD は主に副 交感神経活動を反映し,値が高いほどリラックス状態にあることを示す.
- ・LF/HF 比: Welch 法によるパワースペクトル密度解析により, 低周波成分(0.04-0.15Hz) と高周波成分(0.15-0.4Hz)のパワー比を算出した. LF/HF 比は交感神経と副交感神経のバランスを反映し, 値が高いほど交感神経が優位であることを示す.

表 1:疲労の生理指標の検定結果

公 · · 派为 0 三 三						
	P1	P2	P3			
SDNN	p=0.217	p=0.395	*p=0.0183			
RMSSD	p=0.313	*p=0.0257	p=0.236			
LF/HF 比	p=0.148	p=0.136	p=0.205			

疲労の行動指標

お手付きエラー率変わらない

反応時間のばらつきや遅延も無視できる

お手付き率(No-Go 誤反応)は Fisher の正確確率検定, 反応時間の中央偏差は Mann-Whitney U 検定,反応時間の ばらつき差(SD)は Levene 検定で比較し,p 値を算出し た.

表2:疲労の行動指標の検定結果

11 12 13

お手付き	なし	p=0.389	*p=0.043
反応時間	p=0.28	***p	***p
		$=3.8 \times 10^{-6}$	$=4.2\times10^{-5}$
反応ばらつき	p=0.30	p=0.98	p=0.091

P1 はお手付きなし

行動意図の主観指標

表3: VAS, やめたさの0~100評価

経過時間(分)	P1	P2	Р3
0	0	0	0
2	10	70	20
4	10	75	40
6	30	85	50
8	50	90	60
10	70	90	90
12	90	80	
14	96	80	
16	96	90	

なお実際に離脱した時間と VAS は P1:18 分 (100), P2:16 分 30 秒 (100), P3:11 分 (96) だった.

VAS による主観指標の数値(やめたさの度合い)が上がっているということは、行動意図は下がっている.

疲労と行動意図の相関

2.3.1.1分析手法

HRV 指標と行動意図スコアの関係を検証するため、 Spearman の順位相関係数 (ρ) を用いた. Spearman 相関 は以下の理由で選択された.

- 1. 分布の正規性を仮定しない (ノンパラメトリック手法)
 - 2. 単調な関係を検出できる (線形でない関係も捉える)
 - 3. 外れ値に頑健である
- 4. 生理的データと心理的データの関係評価に適している

各変数の値を順位に変換し、順位間の Pearson 相関を計算した. 計算式は以下の通りである

$$\rho = 1 - (6\Sigma di^2)/(n(n^2-1))$$

仮説設定は以下の通りである:

帰無仮説 H₀: ρ = 0
対立仮説 H₁: ρ ≠ 0

有意水準: α = 0.05

帰無仮説検定のみではでは相関がないことを積極的に証明できないため、Two One-Sided Tests (TOST) による等価性検定を実施した.等価性境界 $\delta=0.3$ とした.等価性検定は以下の仮説設定を行う:

- 帰無仮説 H₀: |ρ|≥δ (実用的に意味のある相関がある)
- 対立仮説 H₁: |ρ| < δ (実用的に意味のある相関がない)

TOST 検定のために、Fisher's z 変換($z=\arctanh(r)$)を適用し、標準誤差 $SE=1/\sqrt{n-3}$ を用いて検定統計量を算出した。上側境界($\rho \geq 0.3$)および下側境界($\rho \leq -0.3$)に対する二つの片側検定を実施し、両方の検定で有意となった場合に等価性を証明した。相関係数の効果量は Cohen O d

基準に基づき評価した.

2.3.1.2分析結果

各被験者における Spearman 相関分析の結果を表 4 に示す.

表 4: 各被験者における Spearman 相関分析結果

被験者	HRV 指	Spearman	P値	95%信頼
	標	相関係数		区間 (CI)
		(ρ)		
P1	SDNN	0.211	0.789	[-0.739,
(n=4)				0.902]
	RMSSD	-0.105	0.895	[-0.876,
				0.782]
	LF/HF	-0.316	0.684	[-0.921,
				0.646]
P2	SDNN	0.295	0.479	[-0.495,
(n=8)				0.841]
	RMSSD	-0.442	0.273	[-0.868,
				0.304]
	LF/HF	0.209	0.620	[-0.547,
				0.798]
P3	SDNN	0.700	0.188	[-0.162,
(n=5)				0.960]
	RMSSD	0.900	0.037	[0.285,
				0.984]
	LF/HF	-0.100	0.873	[-0.838,
				0.716]

被験者別の分析において、P2 の RMSSD のみが統計的 に有意であった(p=0.037). しかし、サンプルサイズが 5 と小さく、信頼区間が広い(95%CI [0.285, 0.984])ため、結果の解釈には注意が必要である.

全17データポイントを用いた統合分析の結果を表5に示す.

表 5: 統合分析における Spearman 相関分析結果

20. 4	,	00.7	op currinum.	I HINDY IN THE PIC
HRV	Spearman	p値	95% 信	効果量
指標	相関係数		頼区間	
	(ρ)		(CI)	
SDNN	-0.196	0.450	[-0.602,	小さい効果量
			0.283]	r < 0.3
RMSSD	-0.130	0.620	[-0.549,	小さい効果量
			0.338]	r < 0.3
LF/HF	-0.450	0.070	[-0.752,	中程度の効果量
			0.042]	$0.3 \le \mathbf{r} < 0.5$

統合分析において、すべての HRV 指標で統計的に有意な相関は認められなかった(p>0.05). LF/HF 比は中程度の負の相関を示したが、統計的有意性には至らなかった (p=0.070).

TOST 等価性検定(等価性境界 δ = 0.3)の詳細な結果を表 δ に示す.

表 6: TOST 等価性検定の結果

HRV 指標	観測相 関係数 (ρ)	Fisher's z	標 準 誤 差 (SE)	上側 t値	下側 t値	等価性 検定 p 値	判定
-----------	-------------------	---------------	--------------------	----------	----------	------------------	----

SDN N	-0.196	-0.198	0.267	-1.25	0.73	0.340	なし
RMS SD	-0.130	-0.131	0.267	-1.00	0.99	0.251	なし
LF/H F	-0.450	-0.485	0.267	-2.65	-0.34	0.743	なし

すべての指標において等価性検定の p 値は 0.05 を上回り,統計的検出力の制約により等価性を証明することはできなかった。しかし,SDNN 及び RMSSD については,観察された相関係数の絶対値が 0.3 未満であり,実用的に意味のある相関が存在しない可能性が高い.

サンプルサイズ n=17 において、異なる効果量での統計的検出力を評価した結果は以下の通りであった.

- ・効果量 r = 0.1 (小さい効果量):
- 検出力 = 0.08
- · 効果量 r = 0.3 (中程度の効果量):
 - 検出力 = 0.30
- · 効果量 r = 0.5 (大きい効果量):
 - 検出力 = 0.50

等価性境界 $\delta=0.3$ において、真の相関係数が $\rho=0$ の場合の等価性検定の検出力は約 25%であった。これは、実際に相関がない場合でも、75%の確率で等価性を証明できないことを意味している。

2.4 考察

HRV 疲労指標と行動意図スコアの間に統計的に有意な相関が認められなかった. この結果は, 客観的な生理的疲労状態と主観的な継続意図が独立したメカニズムで制御されていることを定量的に示している.

統合分析における相関係数の絶対値はすべて 0.5 未満であり、中程度以上の効果量は観察されなかった.特に、SDNN (r=-0.196) および RMSSD (r=-0.130) は弱い負の相関を示したが、統計的に有意でなく、実用的な予測能力は認められなかった.LF/HF 比 (r=-0.450) は中程度の負の相関を示したが、統計的有意性には至らなかった(p=0.070).この結果は、従来の疲労研究における「生理的疲労→主観的疲労→行動変化」という単純な因果モデルが、VR 環境における単調作業には適用できない可能性を示唆している.

また、本実験の統計的検出力は約50%と推定され、中程度以上の相関があれば検出される可能性が高い. 等価性検定では統計的検出力の制約により等価性を証明できなかったが、観察された相関係数の絶対値はすべて0.5 未満であり、実用的に意味のある相関の存在を示唆する証拠は得られなかった. この結果は、「相関がない」ことの積極的な証拠というよりも、「実用的に意味のある相関がない」ことの証拠として解釈すべきである. より大規模な研究により、より精密な推定が可能になるであろう.

3. おわりに

本研究の結果は、単調な VR 課題において、ユーザーが「やめたい」と意思決定するプロセスが、お手付きエラー

や反応時間といった客観的なパフォーマンス低下や、HRV で測定される生理的疲労とは独立して生じることを強く 示唆している.

これは、従来の「生理的疲労が蓄積し、主観的な疲労感につながり、行動が変化する」という単純な因果モデルでは、VR における「飽き」や「なんとなくやめたくなる」気持ちを説明できないことを意味する. VR 体験の質を真に理解し、ユーザーを支援するためには、パフォーマンスという「能力」の側面と、継続意図という「意欲」の側面を明確に分離して捉える、新しい評価軸が必要不可欠である.

参考文献

- [1] Mullen, Grayson and Davidenko, Nicolas: Time Compression in Virtual Reality, Timing & Time Perception, Vol.9, pp. 1-16, 2021
- [2] Tirado Cortes, Carlos and Lin, Chin-Teng and Do, Thomas and Chen, Tim: An EEG-based Experiment on VR Sickness and Postural Instability While Walking in Virtual Environments, IEEE Annual International Symposium Virtual Reality, 2023
- [3] Rubén López-Rodriguez 1, Christopher Ring 2, Jesús Díaz-García: The Detrimental Effects of Mental Fatigue on Cognitive and Physical Performance in Older Adults Are Accentuated by Age and Attenuated by Habitual Physical Activity, Aging and Physical Activity, 2025
- [4] Young, M.E., Sutherland, S.C. & McCoy, A.W.: Optimal go/no-go ratios to maximize false alarms, Behavior Research Methods, Vol.50, pp.1020-1029, 2018