

ノンアルコールビール摂取は渴望や飲酒量を増やすか
Does Non-Alcoholic Beer Increase Craving and Drinking More?

西村 誠（鈴鹿医療科学大学／東京都立大学大学院人文科学研究科博士後期課程）

Makoto NISHIMURA (Suzuka University of Medical Science / Graduate School of Humanities, Tokyo Metropolitan University)

1. 和文アブストラクト

本研究の目的は、ノンアルコールビール摂取が渴望と飲酒量を増やすかどうかオープンラベルデザインで検討することであった。研究1では Craving Experience Questionnaire の日本語版を作成し、飲酒渴望に対する信頼性と妥当性を確認した。研究2では飲酒習慣（危険な飲酒群、非問題飲酒群）と飲料の種類（ノンアルコールビール群、水群）を参加者間で操作し、飲料摂取前後における渴望、反応抑制課題、主観的酩酊感を測定した。飲料摂取後にビール消費量を測定した。結果は、ノンアルコールビール摂取が渴望を増やすことを明らかにした。また、ノンアルコールビールが渴望強度と飲酒に関連する考えの侵入性に及ぼす影響は、参加者の飲酒習慣によって異なることが明らかになった。これらの結果から、ノンアルコールビールが渴望を増やすメカニズムには、古典的条件づけが関与することが示唆された。一方、ノンアルコールビールはビール消費を促進しなかった。ノンアルコールビール摂取によって増加した渴望が、その後の反応抑制課題によって緩和された可能性がある。

2. 英文アブストラクト

The purpose of this study was to examine whether non-alcoholic beer increases craving and alcohol consumption using an open-label design. Study 1 was conducted to develop a Japanese version of the Craving Experience Questionnaire and to confirm its reliability and validity for alcohol craving. In Study 2, drinking habits (hazardous or low-risk drinkers) and beverages (non-alcoholic beer or water) were manipulated between participants to measure craving, performance on a response suppression task, and subjective intoxication before and after beverage consumption. Furthermore, beer consumption was measured after consumption of the non-alcoholic beer. The results revealed that non-alcoholic beer consumption increased craving. Results also revealed that the effects of non-alcoholic beer consumption on craving intensity and the intrusiveness of drinking-related thoughts varied depending on participants' drinking habits. These results suggest that classical conditioning is involved in the mechanism by which non-alcoholic beer increases craving. On the other hand, non-alcoholic

beer did not drive beer consumption. It is possible that the craving increased by non-alcoholic beer consumption was moderated by the subsequent response suppression task.

3. 研究目的

ノンアルコールビールはアルコール度数が1%未満のビアテイスト飲料であり、ビールの購入に置き換わって消費者のアルコール摂取を減らすことが期待されている¹⁾。実際、ノンアルコールビールは本来なら飲酒したい状況で、飲酒の渴望や消費を抑える代替飲料として使われている。すなわち、ノンアルコールビールは飲酒渴望を下げるのが期待されている。その一方で、アルコールプライミング効果が示すように、ノンアルコールビールの摂取がむしろ渴望を高める可能性も否定できない。

アルコールプライミング効果とは、一杯目の飲酒がその後のアルコール探索と消費を動機づける現象である²⁾。この効果は、大量飲酒や依存症者における習慣的飲酒の再発などの危険な飲酒に重要な役割を果たしている。アルコールプライミング効果はアルコールの薬理効果によって説明されており、血中アルコール濃度の上昇は飲酒行動を適切に制御すること、つまり反応抑制の低下に影響し、アルコール消費を促進させる³⁾。直感的に考えると、ノンアルコールビールはアルコールを含まないことから、アルコールプライミング効果は生じないと予想される。

しかし、ビールを繰り返し飲むと、その風味や味わいとアルコール摂取時の心理・身体状態が関連づけられ、ノンアルコールビールを摂取しただけで飲酒時の状態が再現される。つまり、ノンアルコールビールの摂取によって反応抑制が低下したり、飲酒時の生理的反応や覚醒が引き起こされたりするため^{4),5)}、アルコールプライミング効果が生じる可能性がある。しかしながら、ノンアルコールビール摂取がアルコールプライミング効果を生じさせるかを、実際に検討した研究はこれまで報告されていない。

ノンアルコールビールがアルコールプライミング効果を生じさせるか実験的に検討するために2つの研究を行う。日本語で使用できる状態飲酒渴望を測定できる尺度がないことから、研究1では、飲酒渴望の経験頻度と強さを感覚イメージと思考の侵入性の観点から評価する尺度であるCraving Experience Questionnaire (CEQ)の信頼性と妥当性を検討する。研究2ではノンアルコールビールがアルコールプライミング効果を生じさせるか、飲料の中身を明示するオープンラベルデザインを用いて、飲酒渴望やビール消費量から明らかにする。

4. 研究1

飲酒渴望とは、アルコールを摂取したいという強い欲求または衝動の感覚である⁶⁾。CEQは欲求の精緻化侵入理論 (elaborated intrusion theory) に基づいて、渴望の認知的側面を特性と状態の両面から測定できる尺度である^{7),8)}。精緻化侵入理論では、渴望が

2段階のプロセスから生じると仮定する。第1段階では環境や心身からの手がかり（例えば、アルコール飲料の広告、不安など）によって渴望対象に関連する侵入思考が引き起こされる。第2段階で、渴望に関連する侵入思考が感覚イメージによって精緻化されることで渴望体験が生起すると仮定している。精緻化侵入理論に従って、CEQは渴望強度／頻度、感覚イメージ、渴望に関連する思考の侵入性という3つの次元で構成される。また、特定の期間の渴望頻度を評価する特性尺度（CEQ-Frequency; CEQ-F）と現在の渴望の強さを評価する状態尺度（CEQ-Strength; CEQ-S）からなる。研究1の目的は、飲酒渴望に対する日本語版CEQの信頼性と妥当性を検討することである。

4.1. 研究方法

CEQの翻訳 CEQの翻訳は、本研究とは別の食物渴望に対する研究において行った。原版の第一著者に日本語版作成の許諾を得て、CEQの日本語版を作成した。日本語を母語とする申請者、日本語と英語のバイリンガルである翻訳協力者が独立して順翻訳を作成した。順翻訳の作成後、上記2名と心理学を専門とする大学教員3名が翻訳の表現を協議し、順翻訳を完成した。英文校閲会社に依頼した逆翻訳を原著者に送付し、逆翻訳が原版と十分な等質性を保持していることを確認した。

参加者 研究1-1のオンライン調査には、月に1度以上飲酒する20歳以上の成人300人が参加した。調査の3週間後に実施した再調査には229人が参加した。研究1-2のオンライン調査には、研究1-1の参加者とは異なる、週に4日以上飲酒する20歳以上の成人36人が参加した。

調査材料

日本語版 CEQ-F 特定の時点から現在までの飲酒渴望の頻度を測定する尺度である⁹⁾。渴望頻度尺度3項目、感覚イメージ尺度4項目、侵入性尺度3項目で構成される。「0：全くない」から「10：常にある」までの11件法で評定し、得点が高いほど渴望の頻度が多いことを表す。渴望頻度尺度は特定のアルコール飲料への欲求や摂取したい衝動の経験頻度、感覚イメージ尺度は飲酒渴望に関連する感覚イメージの経験頻度、侵入性尺度は飲酒渴望に関連する侵入思考の経験頻度をそれぞれ測定する。

日本語版 CEQ-S 現在の飲酒渴望の強さを測定する尺度である⁹⁾。渴望強度尺度3項目、感覚イメージ尺度4項目、侵入性尺度3項目で構成される。「0：全くない」から「10：非常にある」までの11件法で評定し、得点が高いほど渴望が強いことを表す。渴望強度尺度は特定のアルコール飲料への欲求や摂取したい衝動の強さ、感覚イメージ尺度は飲酒渴望に関連する感覚イメージの鮮明性、侵入性尺度は飲酒渴望に関連する侵入思考の強さをそれぞれ測定する。

日本語版 Obsessive Compulsive Drinking Scale (OCDS) 飲酒渴望の認知的および行動的側面を測定するために使用した。OCDSは飲酒渴望、飲酒に関連する思考や衝動を測定するために開発された尺度である^{10), 11)}。日本語版OCDSは飲酒に対する強迫観

念 6 項目と強迫行為 8 項目からなり、5 件法で評価する。

問題飲酒指標 AUDIT 問題飲酒の重症度評価のために使用した。AUDIT は飲酒の量・頻度、飲酒に関連する問題からなる 10 項目で構成され、3 件法または 5 件法で評価する^{12),13)}。得点が高いほど、飲酒パターンが危険または有害であることを表し、0 から 7 点は問題のない飲酒、8 から 14 点は危険な飲酒、15 点以上はアルコール依存の疑いと判定される。

手続き 研究 1-1 の調査では、参加者は CEQ-F、CEQ-S、OCDS および AUDIT に回答した。その後、参加者は、音声と文章によって「アルコール飲料」を飲んでいる様子をイメージする渴望イメージ群、「ボールペン」を使っている様子をイメージする中立イメージ群に無作為に割り当てられ、各群のイメージ誘導を行い、CEQ-S のみ再度回答した。3 週間後の再調査では、参加者は CEQ-F と AUDIT にのみ回答した。

研究 1-2 の調査では、調査は 2 つの実験期間（通常飲酒期間、禁酒期間）で構成された。参加者は飲酒期間（3 日間）では普段どおり飲酒することができ、禁酒期間（3 日間）ではアルコール飲料を飲まないように教示された。両方の実験期間で毎日、起床時、就寝時、ランダムな時間（9 時から 21 時の間に 3 回電子メールを受け取ったとき）で飲酒渴望について CEQ-S で報告した。また、飲酒期間では最初の飲酒を始める直前、飲酒を終えた直後にも同様に渴望について報告を求められた。

4.2. 研究成果

調査 1-1 の参加者のうち 19 人が参加後に研究を辞退した。さらに、データに不備のある 27 人を除外し、254 人（男性 121 人、女性 127 人、その他 1 人、無回答 5 人、 $M=42.17$ 歳、 $SD=10.02$ ）のデータを分析に使用した。調査 1-2 は全参加者 36 人（男性 16 人、女性 19 人、その他 1 人、 $M=31.27$ 歳、 $SD=13.78$ ）のデータを分析に使用した。

構造的妥当性および内的整合性 飲酒渴望に対する日本語版 CEQ の構造的妥当性は、確認的因子分析による仮説モデルに対するデータの適合度から検討した。確認的因子分析の結果、適合度指標は日本語版 CEQ-F が $CFI = 0.95$, $RMSEA = 0.14$, $SRMR = 0.06$, CEQ-S が $CFI = 0.98$, $RMSEA = 0.09$, $SRMR = 0.05$ であった。適合度指標は良好な値を示し ($CFI \geq .95$ かつ $SRMR \leq .08$)、日本語版 CEQ は飲酒渴望に対して原版と同じ 10 項目 3 因子構造となることが明らかとなった。また、CEQ-F と CEQ-S の下位尺度の ω 係数および α 係数はいずれも .91 以上であり、高い内的整合性が確認された。

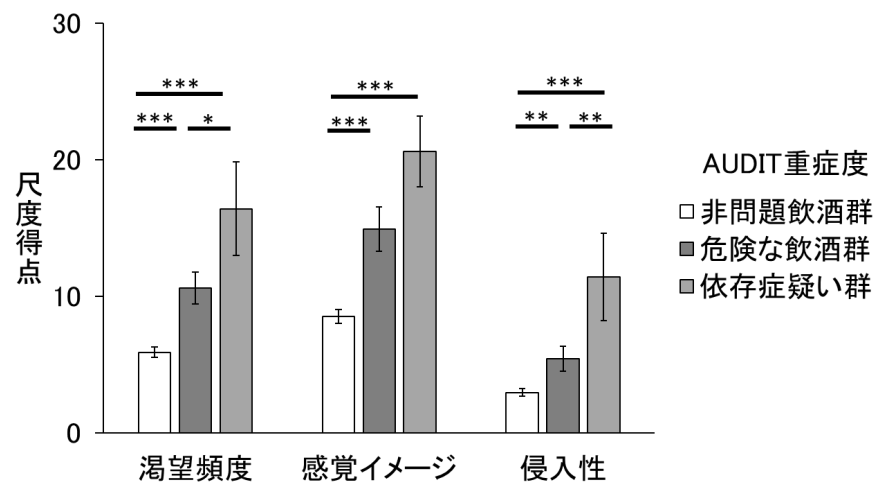
CEQ-F の構成概念妥当性 収束的妥当性と既知集団妥当性の観点から CEQ-F の構成概念妥当性を検討した。CEQ-F の収束的妥当性を明らかにするために、下位尺度との関連が想定される日本語版 OCDS および AUDIT との Pearson の積率相関係数を算出した（表 1）。分析の結果、CEQ-F 下位尺度はいずれも比較尺度と中程度から強い有意な正の相関があり ($r_s = .34 \sim .54$, $p_s < .001$)、CEQ-F の高い収束的妥当性が示された。

表 1 日本語版 CEQ-F 下位尺度と比較尺度の平均値，標準偏差，相関係数

		<i>M</i>	<i>SD</i>	1	2	3	4	5	6
1	CEQ-F 渴望頻度	6.87	6.13	-	.64**	.63**	.44**	.37**	.37**
2	感覚イメージ	9.70	8.25		-	.76**	.54**	.44**	.38**
3	侵入性	3.48	4.72			-	.48**	.38**	.34**
4	OCDS 強迫観念	1.39	1.58				-	.64**	.57**
5	強迫行為	5.34	3.57					-	.80**
6	AUDIT	4.83	4.01						-

注) ** $p < .01$, * $p < .05$

CEQ-Fの既知集団妥当性を確認するために、AUDITの重症度（非問題飲酒群212人、危険な飲酒群37人、依存症疑い群5人）を独立変数、CEQ-Fの下位尺度を従属変数とした一要因分散分析を行った（図1）。いずれの下位尺度においても重症度による有意な主効果が認められた（ $F_s(2, 251) > 12.64, p_s < .001$ ）。多重比較の結果、いずれの下位尺度においても、AUDITの非問題飲酒群よりも危険な飲酒群や依存症群において値は有意に高かった（ $p_s < .001$ ）。また、渴望頻度および侵入性は危険な飲酒群よりも依存症群において値は有意に高かった（ $p_s < .037$ ）。つまり、問題飲酒の重症度によってCEQ-Fの下位尺度は異なり、重症度が高い群でCEQ-Fの値も有意に高くなった。この結果は、CEQ-Fの高い既知集団妥当性を示している。

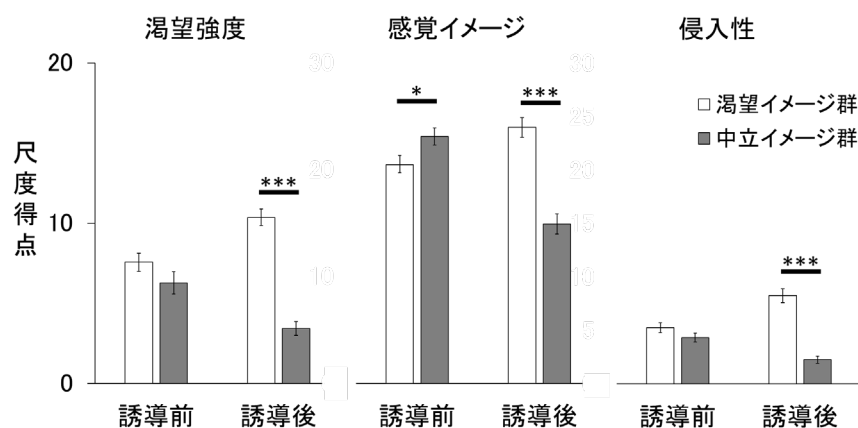


注) エラーバーは標準誤差，*** $p < .001$ ，** $p < .01$ ，* $p < .05$

図1 AUDIT重症度ごとの日本語版CEQ-F下位尺度の平均得点

CEQ-Sの構成概念妥当性 渴望状態による併存的妥当性（研究1-1）および実生活の飲酒による生態学的妥当性（研究1-2）からCEQ-Sの構成概念妥当性を検討した。CEQ-

S の併存的妥当性，すなわち渴望状態によって CEQ-S の値に差があるか検討するために，イメージ誘導（渴望イメージ群，中立イメージ群）と時期（イメージ誘導前，誘導後）を独立変数，CEQ-S の下位尺度を従属変数とする二要因分散分析を行った（図 2）。いずれの下位尺度の分析においても，イメージ誘導と時期の交互作用が認められた（ $F_s(1, 252) > 74.55, p_s < .001$ ）。各要因の水準ごとに単純主効果検定を行った結果，いずれの下位尺度も，イメージ誘導後における尺度得点は，渴望イメージ群が中立イメージ群よりも高かった（ $F_s(1, 252) > 48.55, p_s < .001$ ）。これらの結果は，CEQ-S 下位尺度が渴望状態を反映して高くなることを表している。



注) エラーバーは標準誤差，*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

図 2 イメージ誘導前後における日本語版 CEQ-S 下位尺度の平均得点

CEQ-S の生態学的妥当性，すなわち実生活における飲酒に関連・無関連なイベントにおいて CEQ-S の値に差があるか検討するために，回答時点（起床時，飲酒を始める直前，飲酒を終えた直後）を独立変数，参加者を共変量，CEQ-S 下位尺度を従属変数とする分散分析を行った。分析には 3 つの回答時点のすべてで CEQ-S を報告した 54 セット（28 人の参加者による 162 件の回答）のデータを使用した。分析の結果（表 2），いずれの下位尺度も回答時点の有意な主効果が認められた（ $F_s(2, 54) > 49.65, p_s < .001$ ）。多重比較の結果，いずれの下位尺度においても，起床時と比べて飲酒直前は値が有意に高かった（ $p_s < .001$ ）。渴望強度と侵入性は，飲酒直前と比べて飲酒終了後は有意に低かった（ $p_s < .001$ ）。一方，感覚イメージは飲酒直前と飲酒終了後で有意な差はなかった（ $p = .055$ ）。

CEQ-F の再検査信頼性 データに不備のあった 2 人，調査から再調査にかけて AUDIT 重症度が変化して「飲酒習慣が変わった」と判断された 15 人を除いた，214 人（男性 101 人，女性 107 人，その他 1 人，無回答 5 人， $M = 42.35$ 歳， $SD = 9.75$ ）のデータを分析に使用した。

表 2 回答時点における CEQ-S 下位尺度の平均得点 (標準誤差), 一要因分散分析の結果

	起床時 ^a	飲酒直前 ^b	飲酒終了後 ^c	<i>F</i>	<i>p</i>	多重比較
渴望強度	5.06 (0.41)	20.19 (1.05)	10.07 (1.00)	121.83	< .001	a < c < b
感覚イメージ	11.09 (0.93)	24.72 (1.43)	27.61 (1.67)	73.56	< .001	a < b = c
侵入性	4.93 (0.40)	14.13 (1.10)	10.31 (0.93)	49.65	< .001	a < c < b

調査と再調査との級内相関係数 (ICC_{agreement}) によって CEQ-F の再検査信頼性を検討した。CEQ-F 下位尺度の級内相関係数は渴望頻度が.50, 感覚イメージが.70, 侵入性が.76であった。

4.3. 考察

研究 1 の目的は日本語で使用可能な飲酒渴望の状態・特性尺度を開発し, その信頼性と妥当性を検討することであった。

日本語版 CEQ の構造的妥当性および内的整合性 確認的因子分析の結果, 日本語版 CEQ-F および CEQ-S の適合度指標は評価基準の CFI > .95 かつ SRMR < .08 に該当し, 原版と同じ構造を持つ仮説モデルに適合したと判断された。また, 日本語版 CEQ-F および CEQ-S の下位尺度はいずれも高い内的整合性を有していた。よって, 飲酒渴望において日本語版 CEQ-F は渴望頻度 3 項目, 感覚イメージ 4 項目, 侵入性 3 項目, 日本語版 CEQ-S は渴望強度 3 項目, 感覚イメージ 4 項目, 侵入性 3 項目とすることが適当と確認できた。

日本語版 CEQ-F の構成概念妥当性 日本語版 CEQ-F の下位尺度は, 飲酒渴望の頻度を測定する日本語版 OCDS の強迫観念および強迫行為, 問題飲酒の重症度を測定する AUDIT と中程度から大きい相関を示し, 高い収束的妥当性を示した。

日本語版 CEQ-F の下位尺度の値は, 問題飲酒が軽度よりも重度の群で有意に高くなり, 既知集団妥当性が示された。以上のように, 飲酒渴望に対して日本語版 CEQ-F が十分な構成概念妥当性を備えていることが確認できた。

日本語版 CEQ-S の構成概念妥当性 日本語版 CEQ-S の渴望強度, 感覚イメージおよび侵入性は, イメージで飲酒渴望に関連する感覚を誘導した群は, 渴望とは無関係な中立的な感覚を誘導した群よりも高くなった。よって, CEQ-S の下位尺度が渴望状態を反映するとの併存的妥当性が示された。

生態学的調査の結果から, 渴望の定義から予測されるように, CEQ-S 下位尺度の渴望強度は飲酒直前に増加し, 一連の飲酒を終えて欲求が充足された後に減少した。同様に侵入性も起床時と比べて, 飲酒直前に増加し, 飲酒後に減少した。侵入性は飲酒に関連する考えや強迫観念の強さを表す。そのため, 飲酒前は強迫行為にあたる飲酒を

制限されて侵入性は増え、強迫観念が打ち消された飲酒後は減ると解釈される。感覚イメージは起床時と比べて、飲酒直前は有意に増加し、飲酒後も同程度の水準を維持していた。渴望に関連する感覚イメージは、飲酒前では飲酒行動のシミュレーションとして活性化し、飲酒後は余韻を味わうために保持されたと考えられる。よって、感覚イメージについては、飲酒の直前と終了後ではむしろ変化しないことが妥当であると考えられる。CEQ の理論的基盤である欲求の精緻化侵入理論では、内外の手がかりによって生じた飲酒に関する侵入思考が、感覚イメージによって精緻化された結果、渴望が生じると仮定している。分析結果からは、精緻化される元となる侵入思考（CEQ-S 侵入性）が飲酒後は低下しているため、感覚イメージが高くても渴望強度に与える影響が弱いと解釈でき、欲求の精緻化侵入理論の予測と矛盾しない。以上の実生活による調査結果より、CEQ-S の下位尺度は高い生態学的妥当性を有していると言える。

日本語版 CEQ-F の再検査信頼性の検討 再検査信頼性について、渴望頻度は一定程度の値が示され、感覚イメージと侵入性は高い値が示された。

研究 1 の結論として、日本語版 CEQ は成人の飲酒渴望に対して、特性面と状態面において、渴望頻度／強度、感覚イメージの鮮明性、渴望に関連する思考の侵入性を測定するために必要な、構造的妥当性、内的整合性および構成概念妥当性を有することが明らかとなった。さらに日本語版 CEQ-F は一定の再検査信頼性があることが明らかとなった。

5. 研究 2

研究 2 の目的はノンアルコールビールがアルコールプライミング効果を生じさせるか、飲料の中身を明示するオープンラベルデザインを用いて、渴望やビール消費量から明らかにすることである。具体的には、飲酒習慣（危険な飲酒群、非問題飲酒群）と飲料（ノンアルコールビール条件、水条件）を参加者間で操作して、飲料摂取前後の渴望、反応抑制課題のパフォーマンスおよび主観的酩酊、摂取後のビール消費量を測定する。

先行研究から予測されるように、ノンアルコールビールの摂取がビール摂取時と類似した心理・身体状態を再現するのだとすれば、飲酒習慣に関わらず、ノンアルコールビールを飲んだ条件は水を飲んだ条件と比べて、飲料摂取後の飲酒渴望やビール消費量が多くなると予測される。本研究では次の仮説を検証する。

仮説 1 ノンアルコールビールが飲酒の欲求を減らすなら、飲酒習慣に関わらず、ノンアルコールビール群は、水群と比べて、その後の渴望やビール消費量を減らすだろう。

仮説 2 ノンアルコールビールが飲酒の欲求を増やすなら、飲酒習慣に関わらず、ノンアルコールビール群は、水群と比べて、その後の渴望やビール消費量を増やすだろう。

仮説 3 ノンアルコールビールによる飲酒欲求の増加に古典的条件づけが重要な役割を

果たすなら、習慣的に飲酒している群でノンアルコールビール群は水群と比べて、その後の渴望やビール消費量を増やすだろう。一方、機会的に飲酒している群ではノンアルコールビール群と水群で、その後の渴望やビール消費量に差がないだろう。

また、ノンアルコールビール摂取が渴望や飲酒量に与える影響を媒介する、反応抑制と主観的酩酊の効果も探索的に検討する。

5.1. 研究方法

参加者 包含基準は、1) 年齢 20 歳以上、2) アルコール飲料のうちビールを最も好んで最も多く飲む、3) 月に 1 日以上ビールを飲む、3) 母語が日本語である、4) 日常生活に支障のない視力（裸眼もしくは矯正により、両目でおおよそ 0.7 以上）と聴力がある、5) 50 分程度の課題に集中して取り組むことができる、であった。除外基準は、1) アルコール使用障害／依存症の既往歴がある、2) 肝臓疾患の既往歴がある、3) 現在、妊娠中または授乳中である、4) 問題飲酒指標 AUDIT で 15 点以上の「アルコール依存症疑い」に該当する、であった。事前に AUDIT を用いて、参加者は危険な飲酒群（AUDIT = 8 ~ 14）と非問題飲酒群（AUDIT ≤ 7）にスクリーニングされた。危険な飲酒群と非問題飲酒群の参加者は、それぞれ半数ずつノンアルコールビール群または水群にランダムに割り当てられた。すなわち、116 人が事前調査を受け、参加基準にあてはまった 89 人が、危険な飲酒・ノンアルコールビール群 23 人、危険な飲酒・水群 22 人、非問題飲酒・ノンアルコールビール群 22 人、非問題飲酒・水群 22 人、に割り当てられた。

実験に使用する飲料 飲料摂取では、ノンアルコールビール群には「アサヒドライゼロ 350ml 缶」（アルコール分 0.00%）、水群には「by Amazon 天然水安曇野 350ml」を使用した。味覚テストには、「アサヒスーパードライ 350ml 缶」（アルコール分 5.00%）と「アサヒバヤリースオレンジ PET470ml」を使用した。

調査材料

AUDIT 飲酒習慣のスクリーニングに使用した。

CEQ-F 飲酒渴望の経験頻度の測定に使用した。

CEQ-S 飲料摂取前後の飲酒渴望の強さの測定に使用した。

主観的酩酊尺度（Subjective Intoxication Scales; SIS） 飲料摂取前後の主観的な酩酊を測定するために使用した^{14), 15)}。SIS は頭がふらつく（light-headedness）、イライラしている（irritableness）、興奮している（stimulation）、目が覚めている（alertness）、リラックスしている（relaxation）、満足している（contentedness）の 6 項目について「0：全く当てはまらない」から「10：非常に当てはまる」までの 11 件法で評価する。目が覚めている、リラックスしている、満足しているは逆転項目である。本研究では尺度の合計点を主観的酩酊の指標として使用した。

ストップシグナル課題 飲料摂取前後の反応抑制を測定するためにストップシグナル課題を行った¹⁴⁾。各試行は、白色画面の中央に注視点（黒い十字）が呈示されることから始まり（図3）、250ms後に矢印（go刺激）へ置き換えられた。刺激は参加者が応答するか1,250msが経過するまで呈示された。試行間間隔は750msであった。参加者の課題はgo刺激が右を向いていたら「J」キー、左を向いていたら「F」キーを押すことであった。これらのgo刺激は試行の75%では中断されない（go試行）が、25%では停止信号（750Hz, 75ms）が鳴り、参加者は反応を抑制する必要があった（stop試行）。go刺激の提示と停止信号の間の停止信号遅延時間（Stop Signal Delay; SSD）は、追跡アルゴリズムを使用して調整した。停止信号の遅延時間は300msで始まり、参加者が抑制に成功すると50ms増加し、抑制に失敗すると50ms減少した。課題は64試行3ブロックで構成された。1ブロック終了ごとに15秒間の休憩を設け、画面には課題の教示が表示された。

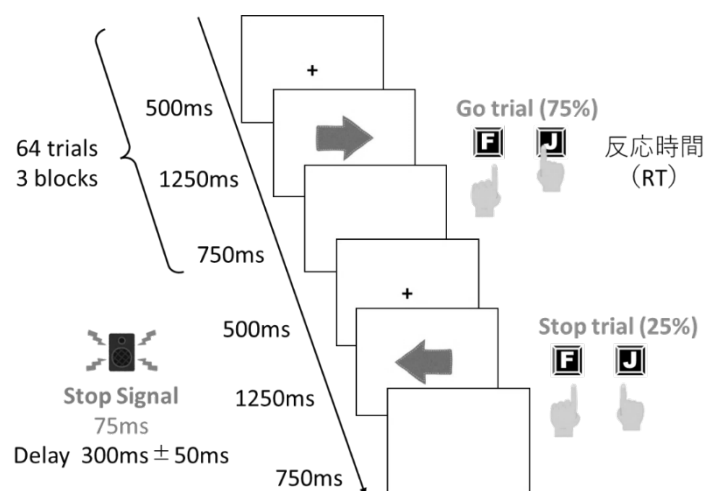


図3 ストップシグナル課題

stop試行で誤って反応した確率からgo試行の反応時間分布のパーセンタイル順位を求め、これをgo試行の反応時間とした。go試行の反応時間から平均SSDを引いた停止信号反応時間（stop signal reaction time; SSRT）を反応抑制の指標として用いた。

味覚テスト 飲料摂取後のビール消費量を測定するために味覚テストを行った¹⁵⁾。参加者は別々のコップに注がれたビールとソフトドリンクを提供され、10の要素（甘味、塩味など）を評価するように求められた。参加者は課題のために10分間を与えられ、「味の正確な評定のために好きなだけ飲料を飲んでよい」と伝えられた。飲料の消費と評定のペースは参加者に任された。消費された飲料全体に占めるビールの割合（ビール消費量%）を渴望の行動指標として使用した。日本人が1日に健康に摂取できる純アルコール量を考慮して¹⁶⁾、飲料の提供には220ccコップを使用した（純アルコール

量 9g 未満)。

手続き 実験は4つの段階(プレセッション、飲料摂取、ポストセッション、味覚テスト)で構成された。プレセッションで、参加者は飲酒渴望および主観的酩酊について回答し、ストップシグナル課題を行った。続いて、参加者はノンアルコールビール缶(または水ペットボトル)のラベルを明示され、自分で栓を開けてコップに注ぎ、10分間、できるだけたくさん飲むように伝えられた。飲料摂取の間、実験者は退室した。参加者が摂取した量が計測された。ポストセッションとして、参加者は2回目の飲酒渴望および主観的酩酊の記入を求められ、ストップシグナル課題を行った。次に、10分間の味覚テストを行い、その間、実験者は退室した。味覚テスト終了時に、参加者が摂取した飲料の量が計測された。実験の最後に、参加者は実験時に摂取した飲料がビールだったか水だったか確認を求められた。

5.2. 研究成果

本研究の実験操作であるノンアルコールビールまたは水を全量飲まなかった5人を除外し、最終的な実験参加者は84人($M = 30.55$ 歳, $SD = 10.95$)であった。各群における参加者数およびベースライン評価を表3に示す。

表3 ベースラインにおける各群の人数、平均値(標準誤差)、差

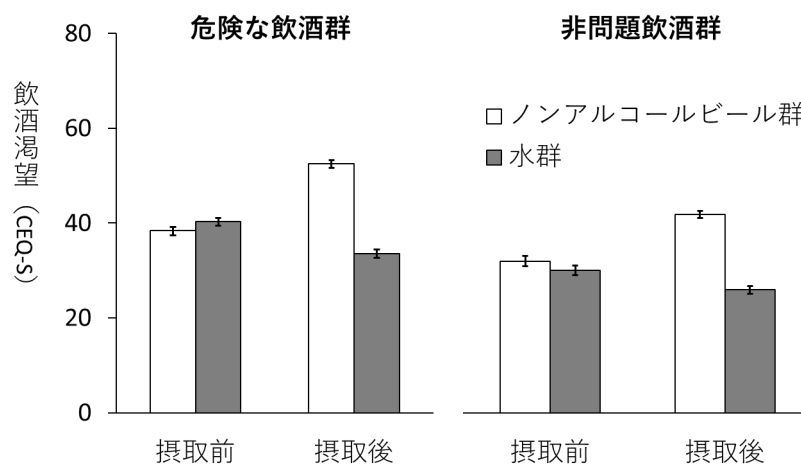
	危険な飲酒群 (n= 43)		非問題飲酒群 (n= 41)		F	p	多重比較
	NA ビール群 ^a	水群 ^b	NA ビール群 ^c	水群 ^d			
	n = 22	n = 21	n = 19	n = 22			
年齢	29.05 (2.25)	29.00 (2.54)	32.63 (2.15)	31.73 (2.59)	0.58	.628	
AUDIT	10.50 (0.65)	11.70 (0.77)	4.37 (0.30)	4.23 (0.33)	49.31	< .001	a = b > c = d
CEQ-F	33.36 (3.74)	30.67 (4.10)	21.79 (2.37)	23.82 (2.95)	2.58	.059	
渴望頻度	9.36 (1.38)	8.95 (1.39)	5.16 (0.64)	6.09 (0.81)	3.35	.023	a = b = c = d
感覚	13.91 (1.70)	13.29 (2.08)	9.42 (1.14)	10.14 (1.25)	1.92	.132	
侵入性	10.09 (1.16)	8.43 (1.37)	7.21 (0.81)	7.60 (1.13)	1.24	.301	

注) NA ビール群: ノンアルコールビール群

年齢, CEQ-F の感覚イメージと侵入性は群の主効果は認められなかった ($ps > .132$)。CEQ-F の渴望頻度は群の有意な主効果が認められたが ($p = .023$)、多重比較の結果では群間の差はなかった ($ps > .067$)。AUDIT は群の有意な主効果があり ($p < .001$)、危険な飲酒群は非問題飲酒群と比べて、AUDIT が有意に高かった ($ps < .001$)。

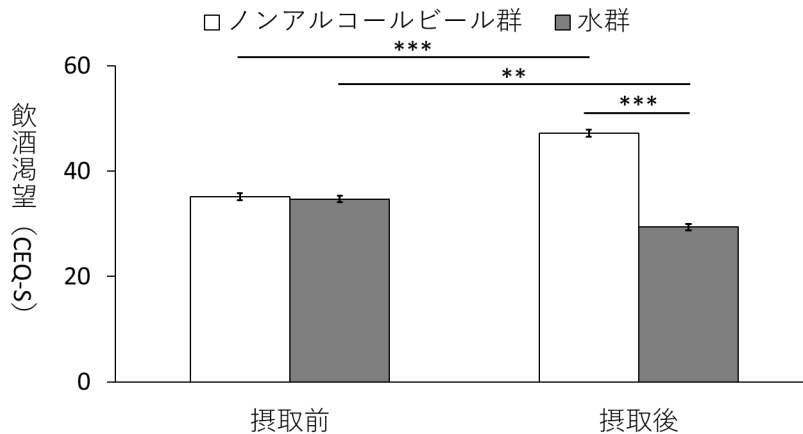
ノンアルコールビールが渴望に与える影響 飲酒習慣と摂取した飲料によって渴望に差があるか検討するために、飲酒習慣（危険な飲酒群, 非問題飲酒群）、飲料種類（ノンアルコールビール群, 水群）、時間（飲料摂取前条件, 飲料摂取後条件）を独立変数、CEQ-S 合計点および下位尺度を従属変数とする三要因分散分析を行った。

CEQ-S 合計点を従属変数とした分析の結果（図 4, 図 5）、飲酒習慣×飲料種類×時間の交互作用は有意ではなかった ($F(1, 80) = 1.77, p = .188$)。飲料種類×時間の交互作用は有意であった ($F(1, 80) = 39.27, p < .001$)。摂取後において、ノンアルコールビール群は水群よりも飲酒渴望が有意に高くなった ($p < .001$)。また、ノンアルコールビール群は摂取前よりも摂取後で飲酒渴望が有意に高くなり ($p < .001$)、水群では有意に低くなった ($p = .002$)。つまり、飲酒習慣に関わらず、ノンアルコールビールを飲むと飲酒渴望は増えた。



注) エラーバーは標準誤差

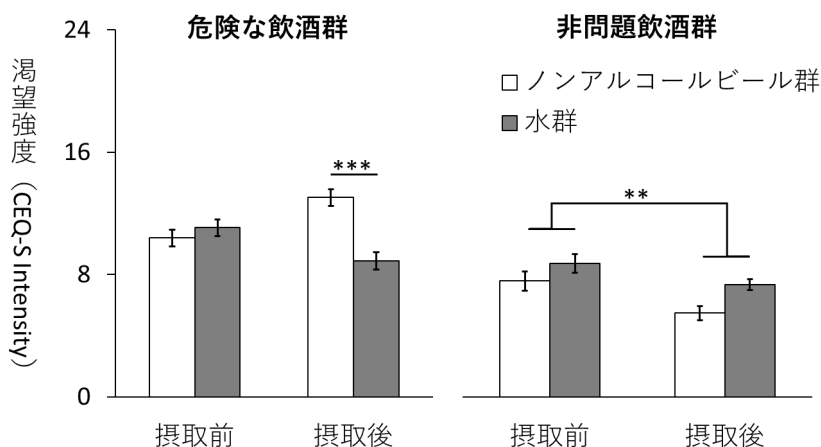
図 4 CEQ-S 合計点の平均値



注) エラーバーは標準誤差, *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

図5 飲料種類×時間におけるCEQ-S合計点の平均値

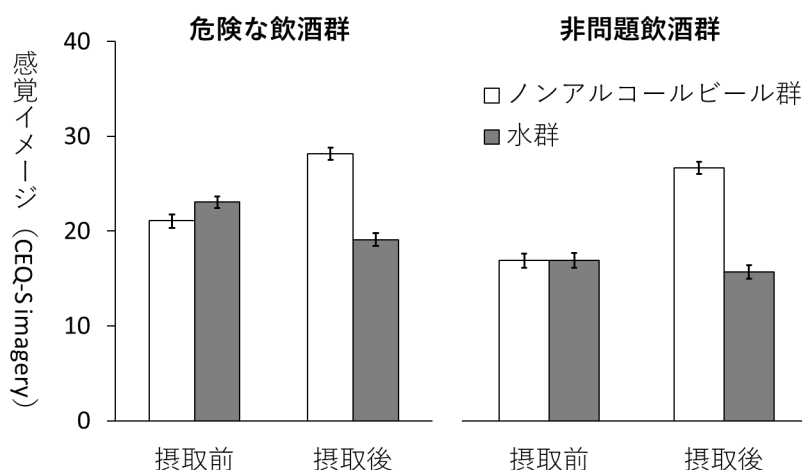
渴望強度を従属変数とした分析の結果(図6), 飲酒習慣×飲料種類×時間の交互作用は有意傾向であった($F(1, 80) = 3.85, p = .053$)。飲酒習慣の水準ごとに下位分析を行った結果, 危険な飲酒群では飲料種類×時間の交互作用は有意であった($F(1, 41) = 8.10, p = .007$)。摂取後において, ノンアルコールビール群は水群よりも渴望強度が高かった($p < .001$)。非問題飲酒群では飲料種類×時間の交互作用や飲料種類の主効果は有意ではなく($F(1, 39) = 0.31, p = .581; F(1, 39) = 0.85, p = .363$), 時間の主効果のみ有意であった($F(1, 39) = 7.89, p = .008$)。これらの結果は, 危険な飲酒群ではノンアルコールビール摂取は渴望強度を増やし, 非問題飲酒群ではノンアルコールビールを飲んだ群は水を飲んだ群と同程度に渴望強度が減ったことを表す。



注) エラーバーは標準誤差, *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

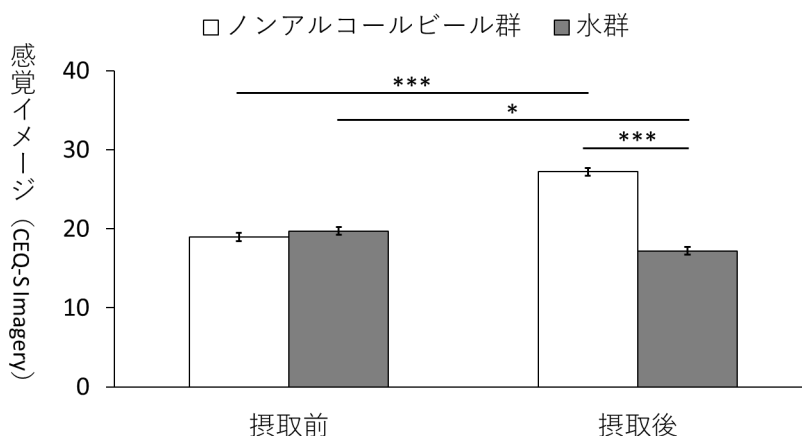
図6 CEQ-S 渴望強度の平均値

CEQ-S 感覚イメージを従属変数とした分析の結果（図 7，図 8），飲酒習慣×飲料種類×時間の交互作用は有意ではなかった（ $F(1, 80) = 0.01, p = .934$ ）。飲料種類×時間の交互作用は有意であった（ $F(1, 80) = 41.64, p < .001$ ）。摂取後において，ノンアルコールビール群は水群よりも感覚イメージが有意に高くなった（ $p < .001$ ）。また，ノンアルコールビール群は摂取前よりも摂取後で感覚イメージが有意に高くなり（ $p < .001$ ），水群では有意に低くなった（ $p = .011$ ）。つまり，飲酒習慣に関わらず，ノンアルコールビールを飲むと飲酒に関連する感覚イメージは増えた。



注) エラーバーは標準誤差

図 7 CEQ-S 感覚イメージの平均値

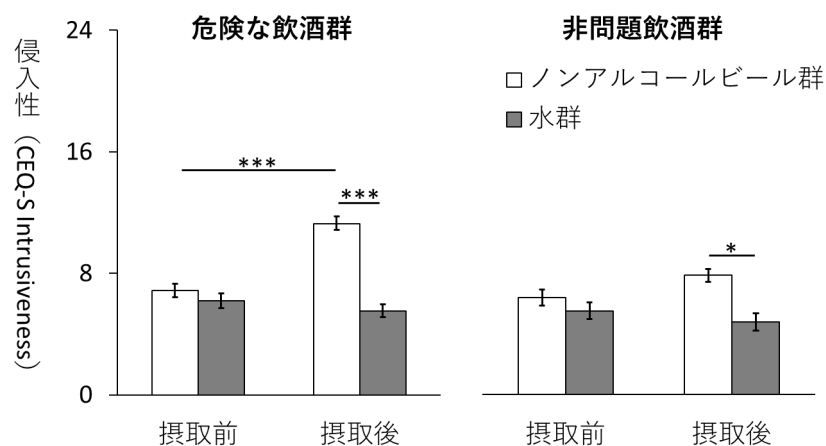


注) エラーバーは標準誤差，*** $p < .001$ ，** $p < .01$ ，* $p < .05$

図 8 飲料種類×時間における CEQ-S 感覚イメージの平均値

侵入性を従属変数とした分析の結果（図 9），飲酒習慣×飲料種類×時間の交互作用は有意傾向であった（ $F(1, 80) = 3.64, p = .060$ ）。飲酒習慣の水準ごとに下位分析を行った

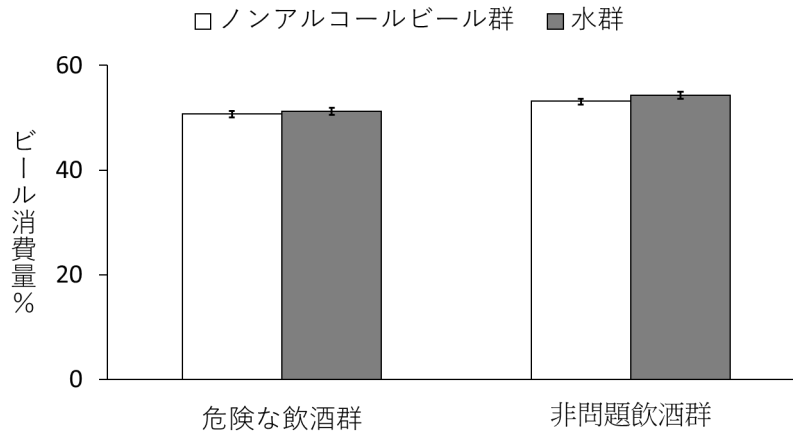
結果、危険な飲酒群では飲料種類×時間の交互作用が有意であった ($F(1, 41) = 16.59, p < .001$)。摂取後において、ノンアルコールビール群は水群よりも侵入性が高かった ($p < .001$)。また、ノンアルコールビール群は摂取前よりも摂取後で侵入性が有意に高かった ($p < .001$)。非問題飲酒群では飲料種類×時間の交互作用が有意であった ($F(1, 39) = 6.10, p = .018$)。摂取後において、ノンアルコールビール群は水群よりも侵入性が高かった ($p = .049$)。これらの結果は、危険な飲酒群と非問題飲酒群の両群において、ノンアルコールビール摂取は飲酒に関連する思考の侵入性を増やすことを表している。また、ノンアルコールビール摂取が侵入性に与える効果は、危険な飲酒群が非問題飲酒群よりも大きいことを表している。



注) エラーバーは標準誤差, *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

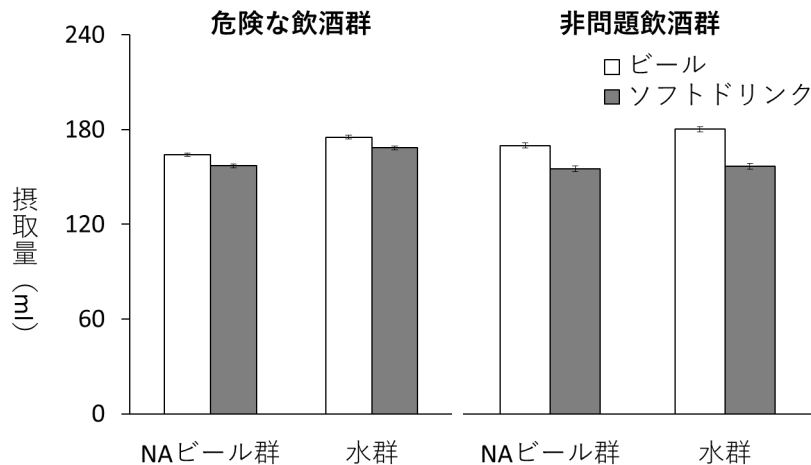
図9 CEQ-S 侵入性の平均値

ノンアルコールビールがビール消費量に与える影響 飲酒習慣と摂取した飲料によってその後のビール消費量に差があるか検討するため、飲酒習慣（危険な飲酒群、非問題飲酒群）と飲料種類（ノンアルコールビール群、水群）を独立変数、ビール消費量%を従属変数とする二要因分散分析を行った。分析の結果（図10）、飲酒習慣×飲料種類の交互作用は有意ではなかった ($F(1, 80) = 0.04, p = .847$)。飲酒種類の主効果は有意ではなく ($F(1, 80) = 0.26, p = .608$)、飲酒習慣の主効果は有意傾向であった ($F(1, 80) = 3.18, p = .078$)。



注) エラーバーは標準誤差

図 10 ビール消費量の平均値 (標準誤差)



注) エラーバーは標準誤差, NA ビール群: ノンアルコールビール群

図 11 ビールとソフトドリンクの消費量の平均値

探索的な分析として、危険な飲酒群と非問題飲酒群との間で味覚テストにおける飲料摂取量に差があるか確認するために、飲酒習慣（危険な飲酒群、非問題飲酒群）、一杯目の飲料の種類（ノンアルコールビール群、水群）、消費飲料の種類（ビール条件、ソフトドリンク条件）を独立変数、飲料の摂取量を従属変数とする三要因分散分析を行った。分析の結果（図 11）、二次および一次の交互作用は有意ではなかった ($F_s(1, 80) < 2.26, p_s > .136$)。一杯目の飲料の種類の主効果は有意ではなかったが ($F(1, 80) = 1.07, p = .304$)、飲酒習慣の主効果 ($F(1, 80) = 4.83, p = .031$) と味覚テストにおける飲料の種類の主効果 ($F(1, 80) = 12.09, p < .001$) は有意であった。つまり、危険な飲酒群は非問題飲酒群よりも味覚テストにおける飲料の総摂取量が多かった。また、飲酒習慣や一杯目の飲料の種類に関わらず、消費された飲料はビールがソフトドリンクよりも多

かった。

ノンアルコールビールが反応抑制および主観的酩酊に与える影響 飲酒習慣と摂取した飲料によって反応抑制や主観的酩酊に差があるか検討するために、飲酒習慣（危険な飲酒群，非問題飲酒群），飲料種類（ノンアルコールビール群，水群），時間（飲料摂取前条件，飲料摂取後条件）を独立変数，反応抑制の指標（SSRT）および主観的酩酊を従属変数とする三要因分散分析を行った。

SSRT を従属変数とした分析の結果，二次および一次の交互作用は有意ではなかった ($F_s(1, 80) < 0.72, p_s > .398$)。また，いずれの主効果も有意ではなかった ($F_s(1, 80) < 0.50, p_s > .483$)。主観的酩酊を従属変数とした分析の結果，飲酒習慣×飲料種類×時間の交互作用は有意ではなかった ($F(1, 80) = 0.00, p = .956$)。飲料種類×時間の交互作用は有意傾向であった ($F(1, 80) = 3.62, p = .059$)。事後検定の結果，群間における有意な差は認められなかった ($p_s > .085$)。以上をまとめると，ノンアルコールビール摂取による実験操作は，渴望や飲酒量を媒介すると想定していた反応抑制や主観的酩酊に影響を与えなかった。

5.3. 考察

研究 2 ではノンアルコールビール摂取が飲酒渴望やその後のビール消費量に与える影響を検討することであった。

ノンアルコールビール摂取が渴望に与える影響 アルコールが含まれていないにも関わらず，ノンアルコールビール摂取は飲酒渴望（CEQ-S 合計得点）を増やすことが示された。特に，ビールを飲むことに関連する感覚イメージは，飲酒習慣に関わらず，強くなることが明らかになった。つまり，これらの結果はノンアルコールビールがアルコールプライミング効果を生じさせるという仮説 2 を支持した。

渴望強度と飲酒に関連する思考の侵入性は飲酒習慣によって効果が異なることが明らかとなった。具体的には，危険な飲酒をしている人ではノンアルコールビールを飲むことで渴望強度が高くなり，問題のない飲酒をしている人では水と同程度に低くなることが示された。さらに，ノンアルコールビール摂取が飲酒の考えが頭から離れなくことに及ぼす影響は，問題のない飲酒をしている人と比べて，危険な飲酒をしている人ではその効果が大きいことが明らかとなった。これらの結果は，ノンアルコールビール摂取によるアルコールプライミング効果は古典的条件づけ（飲酒習慣）によって異なるとする仮説 3 を支持した。

これらの結果をまとめると，渴望についてはノンアルコールビール摂取によって増えることが明らかとなった。また，飲酒習慣の程度によって効果が異なることが示され，ノンアルコールビールが渴望に与える影響には古典的条件づけが重要な役割を果たすことが示唆された。

ノンアルコールビール摂取がビール消費量に与える影響 ビール消費量は飲酒習慣や摂取する飲料による差がなかった。つまり、ノンアルコールビール摂取はビール消費を促進しなかった。ビール消費については、いずれの仮説も支持しなかった。本研究の結果からは、飲酒量については、ノンアルコールビール摂取によるアルコールプライミング効果は生じていなかったと言える。自己報告による渴望と行動指標であるビール消費量の結果は矛盾していた。両者の結果が一貫しなかった解釈として2つのことが考えられる。1つには、ノンアルコールビールは主観的な渴望を増やしたが、酒量を増やすという行動面までは効果が至らなかった可能性がある。2つには、ノンアルコールビールによって増えた渴望が、実験手続きの不備によって減った可能性が挙げられる。具体的には、ストップシグナル課題の後にビール消費量を測定する味覚テストを行ったという、実施順序の問題である。ノンアルコールビール摂取によって増えた渴望が、その後に実施されたストップシグナル課題によって緩和されてしまった可能性がある。また、もう1つの問題として、味覚テストの教示内容が挙げられる。本研究では「自由に飲んで味を評価してください」と教示した上で実験者は退室し、ビールやソフトドリンクの消費を促すようにした。しかし、結果として参加者のうち56人(66.67%)がビールとソフトドリンクの全量を飲んでしまった。また、危険な飲酒群は非問題飲酒群よりも飲料の総摂取量が多くなり、主要指標であるビール消費量%が低くなってしまった。このように、特に危険な飲酒者ではビールとソフトドリンクの量に差が生じにくい問題があった。味覚テストでは「自由に飲んで味を評価してください」という教示の他に「できるだけ少ない量で味を評価してください」という教示もしばしば使用される¹⁷⁾。実験操作の効果を測定するのに、後者の教示の方がより適切だったのかもしれない。すなわち、摂取量を制限しなければならない場面であるにも関わらず、ビールを摂取せざるを得ない渴望の強さを測定できるはずである。いずれにしても、ノンアルコールビールが飲酒量に影響を及ぼすか否かは結論がでていない。よって、これらの実験手続き上の問題を踏まえて、ノンアルコールビール摂取がビール消費量に及ぼす影響については再検討する必要がある。

ノンアルコールビール摂取が反応抑制と主観的酩酊に与える影響 先行研究に従うと、ノンアルコールビールが持つビールに類似した風味(条件刺激)によって、飲酒時のような反応抑制の低下や主観的酩酊状態が生じ(条件反応)、その結果、渴望が増えることが想定された^{4),5)}。しかし、反応抑制や主観的酩酊は、ノンアルコールビール摂取による影響を受けなかった。これらの結果は、古典的条件づけによって、ノンアルコールビール摂取が直接的に渴望の増加という条件反応を生じさせたと解釈される。

本研究の日常生活への応用 本研究の結果からは、酒席での代替飲料としてノンアルコールビールを勧めることができるのは、機会的に飲酒する人(問題のない飲酒者)に限定されると考えられる。渴望を抑える目的でノンアルコールビールを飲むこ

とは、習慣的に飲酒する人（危険な飲酒者）ではかえって飲酒したい欲求を強めると言えられる。例えば、しらふで運転するためにノンアルコールビールを飲むことは、たとえ帰宅するまでに飲酒しなかったとしても、ビールへの囚われや渴望を強めてしまう可能性がある。その結果、渴望に認知資源を奪われて、運転中の注意力や判断力が低下するかもしれない。あるいは、しらふで運転して家路についてから、いつもよりビールを多く飲んでしまう可能性がある。

本研究では、ノンアルコールビールそのものが渴望やビール摂取量へ与える影響を明らかにした。日常生活ではノンアルコールビール摂取以外にも、ビールを減らす、あるいは飲まない選択に多くの要因が影響する。特に、酒席の後にしらふで行わなければならない予定（例えば自動車の運転）は飲まない選択に大きく影響する。したがって、今後、実生活を模した実験場面を設定し、渴望や飲酒量あるいは飲酒しない選択に及ぼす種々の影響について検討する必要がある。

6. 結論

日本語版 CEQ は飲酒渴望の測定について十分な信頼性と妥当性を有する尺度であることが明らかとなった。ノンアルコールビール摂取はその後の渴望を増やすことが明らかとなった。ノンアルコールビールが渴望を増やすメカニズムには古典的条件づけが関与することが示唆された。ノンアルコールビール摂取がビール消費を促進する効果は認められなかった。ノンアルコールビールは主観的な渴望を増やしたが、酒量を増やすという行動面までは効果が至らなかったと考えられる。あるいは、ノンアルコールビール摂取によって増えた渴望が、その後に実施された反応抑制課題によって緩和された可能性がある。ノンアルコールビールが飲酒量に与える影響は再検討する必要がある。

7. 引用文献

- (1) Jané L. E., O'Donnell A., Kaner E., & Anderson P. Are Lower-Strength Beers Gateways to Higher-Strength Beers? Time Series Analyses of Household Purchases from 64,280 British Households, 2015-2018. *Alcohol Alcoholism*, 2022, 57(4), 520-528.
<https://doi.org/10.1093/alcalc/agac025>. PMID: 35512687.
- (2) de Wit, H. Priming effects with drugs and other reinforcers. *Experimental and Clinical Psychopharmacology*, 1996, 4(1), 5-10. <https://doi.org/10.1037/1064-1297.4.1.5>
- (3) Field, M., Schoenmakers, T., & Wiers, R. W. Cognitive processes in alcohol binges: a review and research agenda. *Current Drug Abuse Reviews*, 2008, 1(3), 263-79.
<https://doi.org/10.2174/1874473710801030263>. PMID: 19630725; PMCID: PMC3066447.

- (4) Fukuda, M. The effects of non-alcoholic beer on response inhibition: An open-label study. *Learning and Motivation*, 2019, 66, 46-54. <https://doi.org/10.1016/j.lmot.2019.04.002>.
- (5) Caballeria, E., Pons-Cabrera, M. T., Balcells-Oliveró, M., Braddick, F., Gordon, R., Gual, A., Matrai, S., & López-Pelayo, H. “Doctor, Can I Drink an Alcohol-Free Beer?” Low-Alcohol and Alcohol-Free Drinks in People with Heavy Drinking or Alcohol Use Disorders: Systematic Review of the Literature. *Nutrients*, 2022, 14(19):3925. <https://doi.org/10.3390/nu14193925>
- (6) American Psychiatric Association. Diagnostic and statistical manual of mental disorders. 5th ed. Author; Arlington, VA: 2013.
- (7) Kavanagh, D. J., Andrade, J., & May, J. Imaginary Relish and Exquisite Torture: The Elaborated Intrusion Theory of Desire. *Psychological Review*, 2005, 112(2), 446–467. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.112.2.446>
- (8) May, J., Andrade, J., Kavanagh, D. J., Feeney, G. F., Gullo, M. J., Statham, D. J., Skorka-Brown, J., Connolly, J. M., Cassimatis, M., Young, R. M., & Connor, J. P. The craving experience questionnaire: A brief, theory-based measure of consummatory desire and craving. *Addiction*, 2014, 109(5), 728–735. <https://doi.org/10.1111/add.12472>
- (9) 西村誠・井上和哉・遠藤郁子・小林正法・大竹恵子. 食物を対象にした日本語版 Craving Experience Questionnaire の作成と信頼性および妥当性の検討 日本認知・行動療法学会第 48 回大会, 2022.
- (10) Anton, R. F., Moak, D. H., & Latham, P. The Obsessive Compulsive Drinking Scale: A self-rated instrument for the quantification of thoughts about alcohol and drinking behavior. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 1995, 19(1), 92-99. <https://doi.org/10.1046/j.1440-1819.2002.00934.x>
- (11) Tatsuzawa, Y., Yoshimasu, H., Moriyama, Y., Furusawa T, & Yoshino, A. Validation study of the Japanese version of the Obsessive-Compulsive Drinking Scale. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 2002, 56(1), 91-95. <https://doi.org/10.1046/j.1440-1819.2002.00934.x>
- (12) Saunders, J. B., Aasland, O. G., Babor, T. F., de la Fuente, J. R., & Grant, M. Development of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT): WHO Collaborative Project on Early Detection of Persons with Harmful Alcohol Consumption--II. *Addiction*. 1993, 88(6), 791-804. <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.1993.tb02093.x>. PMID: 8329970.
- (13) 廣尚典. WHO/AUDIT(問題飲酒指標日本語版). 千葉テストセンター, 2000
- (14) Knibb, G., Roberts, C. A., Robinson, E., Rose, A., & Christiansen, P. The effect of beliefs about alcohol’s acute effects on alcohol priming and alcohol-induced impairments

of inhibitory control. *PLoS ONE*, 2018, 13(7), e0201042.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0201042>

- (15) Christiansen, P., Townsend, G., Knibb, G., & Field, M. Bibi ergo sum: the effects of a placebo and contextual alcohol cues on motivation to drink alcohol.

Psychopharmacology, 2017, 234, 827-835.

<https://link.springer.com/article/10.1007/s00213-016-4518-0>

- (16) 厚生労働省. 健康日本 21 アルコール. 2008.

URL: https://www.mhlw.go.jp/www1/topics/kenko21_11/b5.html. 最終アクセス 2023 年 10 月 15 日

- (17) Jones, A., Button, E., Rose, A. K., Robinson, E., Christiansen, P., Di Lemma, L., & Field, M. The ad-libitum alcohol 'taste test': secondary analyses of potential confounds and construct validity. *Psychopharmacology*. 2016, 233, 917-24.

<https://link.springer.com/article/10.1007/s00213-015-4171-z>