

後の摂食量に及ぼす，規範的手掛かりとしての 昼食再生の効果^{1),2)}

残 華 雅 子*

The Effect of Recalling Lunch as a Normative Cue on Subsequent Food Intake

Masako ZANKA*

Several studies have shown the inhibitory effect of explicitly recalling a recent lunch memory on subsequent snack in-take. However, why recalling a particular memory inhibits food intake remains unclear. This study investigated whether the inhibitory effect was due to lunch memories acting as normative cues for appropriate food intake. We conducted two experiments in this study. In both experiments, before the taste test, participants were asked to write about their lunch (recall) or a topic of their choice (control). Experiment 1 replicated the inhibitory effect, in which the recall group participants ate less than the control group on the taste test. In Experiment 2, we investigated the inhibitory effect on the intake of low-calorie food, such that participants did not need to worry about overeating and thus did not need to consider appropriate food intake. Our results revealed no significant difference in the intake of low-calorie food based on whether participants recalled their lunch memories. The result suggests that recalling lunch memory acts as a normative cue for appropriate food intake.

key words: lunch memory, normative cue, food intake

目 的

人の食べる量や，食べ始め・食べ終わりのタイミングは，空腹感や満腹感といった生理的な要因だけでなく，認知的要因の影響を受ける (e.g., Herman & Polivy, 2005 ; Higgs & Spetter, 2018)。特にこれまでの研究で，以前に食べた食事の記憶がその後の摂食量に影響することが示されてきた (Higgs, 2002 ;

Higgs, et al., 2008 ; Oldham-Cooper et al, 2011 ; Rozin et al., 1998 ; Vartanian et al., 2016)。Rozin et al.(1998) は重度の健忘症患者を対象とし，食事をとったことを数十分後に忘れることが，摂食行動にどのような影響を与えるのか検討した。そして，健忘症患者は十分な昼食を食べた後でも，昼食を食べたことを忘れると，食事前と同程度の空腹を繰り返し訴えたことや，同じ内容で同程度の量の食事を繰り返し

¹⁾ 本論文に関して，開示すべき利益相反関連事項はない。

²⁾ 本研究は著者が同志社大学大学院博士課程在学中に行った。本研究実施および論文作成にあたり，ご指導ご鞭撻を賜った同志社大学心理学部青山謙二郎先生に心より感謝申し上げます。

* びわこ学院大学

Biwako-Gakuin University, 29 Fuse-cho, Higashiomi-shi, Shiga 527-8533, Japan.
(mzanka.02@gmail.com)

返し摂取したことを報告した。

記憶能力に問題のない健常者を対象とした実証的研究でも、食事の記憶を操作することで、その後の間食の摂食量が増えることが繰り返し報告されてきた (Higgs, 2002; Higgs & Donohoe, 2011; Higgs et al., 2008; Oldham-Cooper et al., 2011; Vartanian et al., 2016)。食事の記憶による摂食量への影響について、これまでの研究では主に昼食をとる際に記録の操作を行う実験 (Higgs & Donohoe, 2011; Oldham-Cooper et al., 2011) と、間食を取る直前に昼食についての記憶再生の操作を行う実験 (Higgs, 2002; Higgs et al., 2008; Vartanian et al., 2016) から検討されてきた。記録段階で操作を行う研究の例としては、昼食時にパソコン上でゲームをすることで、昼食から気を逸らしながら食事をした参加者と、ゲームをせずに食事をした参加者の、その後のビスケットの摂食量を比較した研究が挙げられる (Oldham-Cooper et al., 2011)。この実験ではゲームをせずに昼食を食べた参加者よりも、ゲームをしながら昼食を食べた参加者の方が昼食の内容を覚えておらず、その後ビスケットを多く食べた。

間食の直前に再生の操作を行う実験では、主に数時間前の昼食の内容を思い出すことによって、摂食量が減少することが示されてきた (Higgs, 2002; Higgs et al., 2008; Vartanian et al., 2016)。女子大学生を対象にした Higgs (2002) では、参加者は各自で普段通りの昼食をとった後、数時間後に実験室を訪れた。そして、その日食べた昼食の内容を思い出して記述することか、前日に食べた昼食の内容を思い出して記述すること、何でも好きなことを自由に記述することのどれかが求められた。その後、実験参加者は味覚評定のためとして提供された3種類のクッキーの自由摂食を行った。すると、その日の昼食について記述した参加者の摂食量が、前日の昼食や自由な内容の記述を行った参加者の摂食量よりも少なかった。この結果から Higgs (2002) は食事の記憶全般が摂食量を抑制する効果をもつのではなく、当日の食事についての記憶再生が摂食量を抑制することを明らかにした。更に Higgs et al. (2008) は昼食から1時間後では昼食の再生を行っても摂食量に効果はなく、昼食から3時間後に昼食の再生を行うと抑制効果が見られることを示した。

以上のように、当日の昼食の再生によってその後

の摂食量が抑制されることは明らかにされているが、なぜ昼食の再生によって摂食量が減少するのかという背景要因は明らかになっていない。この昼食再生の摂食抑制効果における背景要因については、これまでもいくつかの仮説が挙げられているが、それらは実証的研究から否定されている。まず、昼食を思い出すことによって、昼食の記憶に基づき空腹感などの内的シグナルが解釈されることで、空腹感が低下し、その後の摂食量が減少する可能性が指摘された (Brunstrom et al., 2012; Higgs & Donohoe, 2011; Vartanian et al., 2016)。Brunstrom et al. (2012) は昼食場で食べたと知覚した量を操作し、参加者には満腹感について評価することを求めた。その結果、実際には同じ量を食べていても、少ない量を食べたと認識している人は、多く食べたと認識している人よりも、昼食から3時間後に空腹感を高く評価した。この結果から Brunstrom et al. (2012) は食事の記憶がその後の内的シグナルの知覚に影響することを指摘した。しかし、これまでの研究では、昼食の記憶再生の有無によって参加者の摂食量の差はみられても、空腹感や満腹感の差は見られていない (Higgs, 2002; Higgs et al., 2008; Vartanian et al., 2016)。また Vartanian et al. (2016) は昼食の再生によって、全般的な空腹感や満腹感ではなく、目の前の食品に対する渴望が減少し、その食品の摂食量が減少するという仮説から検討を行った。そして昼食再生の有無による食品への価値評価や渴望感の変化を検討したが、昼食の再生の影響は見られなかった。これらの結果から、昼食の再生が全般的な空腹感や目の前の食品への渴望を低下させる可能性については否定された。

次に、昼食を思い出すことが健康プライミングとして作用することで、全般的な健康意識が促進され、その後の摂食量が減少するという可能性が指摘された (Vartanian et al., 2016)。Van Kleef et al. (2011) によると、運動のCM視聴により健康プライミングを与えられると、その後の摂食量が減少する。この研究を踏まえ、Vartanian et al. (2016) は昼食の再生など、その日の自分の活動を思い出すことが健康プライミングとして作用し、健康に対する意識を促進することで、参加者は健康のために摂食量を抑制するようになるという仮説を立てた。そして、Vartanian et al. (2016) は自分がその日に食べた昼食について思い

出すことによって全般的な健康意識が促進され、摂食量が減少するのであれば、自分が過去に行った運動や予定している運動を思い出すことでも同様に健康意識が促進され、摂食量が減少すると考え、昼食の代わりに、その日に行った運動か、次に行う予定の運動について記述を行った参加者と、運動について記述しなかった参加者の摂食量を比較した。しかし、自分が行った運動や行う予定の運動の記述の有無によって、摂食量に差は見られなかった。この結果から、食事や運動といった、本人がその日に行った活動や行う予定の活動を思い出すことは健康プライミングとしては作用しないと結論付けられた。

以上のように、空腹感等の変化や、健康意識の喚起に基づく解釈は否定されているが、昼食の再生が、その時に食べるべき量の規範の手掛かりになるという可能性は Varanian et al. (2016) が指摘したのみであり、実証的な検討がなされていない。規範の手掛かりとは、どの程度食べることが適切かという規範について知るための手がかりであり、摂食量に影響を与えるものである (Varanian et al., 2016)。Herman & Polivy (2005) によると、人がどれだけ食べるべきかを判断する上で、空腹感などの生理的なシグナルは非常に曖昧な手がかりである。そのため、生理的なシグナルよりも、「何をどれだけ食べることが適切か(食べるべきか)」という規範に基づいて人は自分の食べる量をコントロールしているとした。

これまでの研究では、提供された一人前の量や、自分以外の他者が食べたとされる量、または目の前で食べている量といった様々な食事環境や食事の状況が、規範の手掛かりとして機能することが報告されている (e.g., Vartanian et al., 2013)。このような規範の手掛かりによって適切な摂食量を予測する傾向は、肥満防止のためにダイエットをしている人に限定される傾向ではなく、一般的な人の傾向である (Herman & Polivy, 2005)。例えば、食べ過ぎは将来的な肥満や病気に繋がるだけでなく、短期的な不快感の原因にもなりえる。また、特に女性においては、食べ過ぎている姿を人に見せることは、魅力的でないという評価や、「だらしない」といった否定的な評価に繋がる (Herman & Polivy, 2005)。そのため、たとえ食べ過ぎによる体重への影響を気にしていなくても、人は食べ過ぎることによって、不快感を生じることや、否定的な印象を他者から受けること

などがないように、その場において適切と思われる量だけを食べようとするのである。

このような規範の手掛かりの効果を踏まえると、昼食で食べた量や内容を思い出すことで、昼食が規範の手掛かりとなり、昼食で食べた内容や量を踏まえて、その後どれだけ食べるべきかを判断するようになることが、その後の摂食量の抑制に繋がっていると解釈できる。昼食の再生によって昼食の内容が規範の手掛かりとして働く可能性については Vartanian et al. (2016) が指摘しているが、実際の検討は行っていない。そのため本研究では、規範の手掛かりによる解釈から、昼食再生の抑制効果が説明されるか検討する。

本研究では昼食の再生による摂食抑制効果について検討するにあたり、まず、先行研究でみられた昼食の再生の効果が日本人女性を対象とした場合でも再現されるか検討を行う。先行研究は欧米諸国で、主に欧米の若年層の女性を対象に行われてきたため、食習慣の異なる日本人女性であっても、同様に昼食の再生の効果がみられるのかは不明瞭である。例えば、日本人女性は低体重者でも摂食抑制傾向が高く、現在低体重であっても、痩せた体型を望む傾向が強い (Ohara et al., 2014)。そして Vartanian et al. (2016) や Higgs et al. (2002) では摂食抑制傾向がある女性を分析から除外した上で、昼食再生の抑制効果を示している。Higgs et al. (2008) では昼食再生の効果に、摂食抑制の傾向によって違いが見られず、摂食抑制の傾向によって昼食再生の効果に違いはないと結論付けている。しかし、Higgs (2008) は BMI 19 から 25 の標準体重者のみに参加者を限定し研究を実施しているため、標準体重者以外の参加者を含めた場合も同様であるとは断定できない。以上を踏まえ、本研究では実験 1 において日本人女性を対象とした場合でも、昼食再生による摂食抑制の効果が再現されるか確認を行う。

実験 1

実験 1 の目的は、昼食を再生することで、その後の摂食量が減少するという先行研究の結果が、本研究の参加者であっても再現されるか確認を行うことである。実験は Higgs (2002)、Higgs et al. (2008) の手続きに基づき、昼食の再生の有無の操作として、参加者にはその日食べた昼食についてか、自由に思いつ

いたことを記述することを求める。記述後、偽の味覚評定テスト (the bogus taste test) を行う。このテストでは、参加者に複数の食品の摂食とともに味覚評定を求めることで、参加者が摂食量を測定されることを意識せずに自由摂食を行えるようになっている。このテストにおける摂食量は空腹感や美味しさとも相関がみられることから、人の自然な摂食量の測定において妥当性が高いことも確認されている (Robinson et al., 2017)。

先行研究の結果が再現されるのであれば、昼食について記述を行った参加者の方が、自由な記述を行った参加者よりも、クッキーの摂食量が少ないという結果になると考えられる。また実験1は同志社大学心理学部の倫理審査による承認を受け、実施する (承認番号, KH75)。

方法

実験計画 昼食の再生 (統制群, 再生群) × クッキーの種類 (バタークッキー, チョコレートラングドシャ, ホワイトチョコラングドシャ) の2要因の計画であった。昼食の再生は被験者間要因, クッキーの味は被験者内要因であった。従属変数は各クッキーの摂食量 (g) とした。

実験参加者 実験参加者は女子大学生 57 名 (平均年齢=19.65 歳, $SD=2.99$ 歳) であった。³⁾参加者の募集は大学の講義時間に実施した。募集にあたって実験実施の2時間前からは水以外のものを飲食しないよう説明した。実験参加者には謝礼として、実験後に図書カード 500 円分を手渡した。

食材 市販のクッキー (株式会社ブルボン, プチシリーズ) 3 種類を用い、それぞれ 20 枚ずつ、3 枚の皿に分けて盛り付け、350ml ペットボトルのミネラルウォーター 1 本とともに 1 枚のトレイに乗せて提供した。各クッキーの皿の前に A, B, C と表記された紙を貼っていた。A の皿にはフランスバターのクッキー (1 枚あたり約 3g, 約 19kcal, 以下バターとする), B の皿にはチョコレートラングドシャ (1 枚あたり約 2.5g, 約 16kcal, 以下チョコレートとする), C の皿にはホワイトチョコラングドシャ (1 枚あたり約 2.5g, 約 16kcal, 以下ホワイトとする) をそれぞれ盛り付け提供した。クッキーは全て 1 枚が一口

で食べられる大きさであった。

質問紙 空腹感等を問う質問紙, 味覚評定用紙, 日本語版 DEBQ, プロフィール用紙を用いた。

空腹感等を問う質問紙 空腹感 (まったく空腹ではない - とても空腹である), 満腹感 (まったく満腹ではない - とても満腹である), 食事への欲求 (まったく食べたくない - とても食べたい) の3項目についてビジュアルアナログスケール (Visual Analogue Scale: 以下, VAS とする) で評価を求めた。参加者は 10cm の線上の, 当てはまる位置に線を引くことでそれぞれの評価を行った。

味覚評定用紙 3 種類のクッキーを食べる際に, 参加者には好み (全く好きではない - とても好きである) と, おいしさ (全くおいしくない - とてもおいしい) について 10cm の VAS 上で評定を求めた。

日本語版 DEBQ The Dutch Eating Behavior Questionnaire (van Strien et al., 1986) を基に作成された日本語版 DEBQ (今田, 1994) を用い, 参加者の日常的な食習慣についての回答を求めた。この質問紙は, 外発的摂食 10 項目, 情動的摂食 12 項目, 抑制的摂食 9 項目の 3 種の下位尺度から構成され, 各項目の信頼性および妥当性については今田 (1994) で確認されている。外発的摂食は食べ物の見た目やにおいなど, 外的刺激によって生じる摂食傾向であり, 「おいしいものがあつたら, すぐに食べてしまいますか?」などの質問項目で構成されている。次に情動的摂食は怒りや不安といった内的覚醒状態の高まりによって生じる摂食傾向であり, 「イライラしているとき, 何か食べたくになりますか?」といった質問項目で構成されている。抑制的摂食は, 意識的な摂食抑制の傾向のことであり, 「体重に注意して, 食間には食べないようにしていますか?」などの質問項目で構成されている。これらの質問項目に対し, 参加者には, 「1: まったくそうでない」から 「5: いつもそうである」の 5 件法での回答を求めた。

プロフィール用紙 参加者の年齢, 身長 (cm), 体重 (kg) と実験前最後に食事をした時間について自己申告による回答を求めた。また, 味覚や食欲に影響するような薬を服用しているか, 味覚や食欲に影響するような病気を患っているかについて, それぞれ

³⁾実験1, 2 どちらも, サンプルサイズは Higgs (2002), Higgs et al. (2008) を参考に, 先行研究の人数と, 実験2では実験1の人数を満たすように設定した。実験は心理学の授業の一環として行ったため, 研究実施上の制約があり, 厳密なサンプルサイズ設計は行わず, 実験参加に同意した学生全員を参加者とした。

「はい」か「いいえ」で回答を求めた。

手続き 実験は14時15分から16時35分の間に、一人ずつ実験室内で実施した。参加者は実験室を訪れた後、はじめに紙面上で研究参加へ同意を求められた。参加への同意後、参加者は1度目の空腹感等を問う質問紙へ回答した。次に実験者は記述課題に用いる記入用紙を参加者の前に提示し、群によって以下のように教示を行った。まず再生群に対しては「この用紙の空白部分に、今日の昼食で食べたものについてできるだけ詳細に書き出してください」と教示した。統制群に対しては「この用紙の空白部分に、何でも考えたことを自由に選び、できるだけ詳細に書き出してください」と教示した。どちらの群に対しても続けて、「時間は5分間です。それでは、私が退出したら始めてください」と教示した後、実験者は退出し、参加者は実験室に一人の状態で行った。

5分後、実験者は実験室に入室し、参加者に2度目の空腹感等を問う質問紙への回答を求めた。参加者が回答した後、実験者は3種類のクッキーを乗せたトレイと味覚評定用紙を参加者の前に置き、「これからこちらの食べ物をお味わって評定していただきます。できる限り正確な評定をするために、少なくとも多くてもかまいませんので、好きな量を食べてください。時間は10分間です。評定が終わりましたら、残りは自由に食べていただいて構いません。私が退出してから始めていただいて、10分後に入室したときに実験終了となります」と教示した。参加者は実験者の退出後、部屋に一人の状況で、味覚評定と自由摂食を行った。

10分後、実験者は再入室し、トレイと味覚評定の用紙を回収した。参加者は3度目の空腹感等を問う質問紙への回答後、順に日本語版DEBQ、プロフィール用紙へ回答した。全ての質問紙へ回答が終わった後、最後に参加者へ謝礼を渡した。

参加者は無作為に再生群か統制群に割り当てた。ただし、統制群においてのみ自由記述で昼食の内容を記述したものを分析から除外する必要がある。統制群と再生群で、群の人数に偏りが生じる可能性があった。そのため、各参加者の実験終了ごとに、各実験参加者が、2時間以上前に昼食をとっていたか、統制群で昼食について記述していないかについて確認を行い、分析から除外されることが確認できた場合は、次回の参加者を除外者が発生した群に割り当て

た。

結果

実験に参加した57名のうち、実験開始2時間以内に食事をしていない参加者と昼食を食べていなかった参加者16名を分析から除外した。また極端な痩せとして要保健指導の対象となるBMI16未満の1名を分析から除外した。同様に極端な肥満として要保健指導の対象となるBMI30以上も除外対象としたが、該当する参加者はいなかった。統制群の自由記述で、当日の食事に言及していた5名は、記述によって昼食を再生していたと考えられるため分析から除外した。そのため、統制群17名、再生群18名を分析対象とした。分析対象者の平均年齢は19.86歳($SD=3.79$ 歳)であった。

各群の参加者のプロフィール 日本語版DEBQにおける各下位尺度の信頼性係数(Cronbachの α 係数)は全て0.83を上回っており、十分な信頼性が確認された。Table 1に、BMI(自己申告の身長と体重から算出)、絶食時間(最後に食事を取った時間と実験開始時間から算出)、日本語版DEBQ得点と群間での t 検定の結果を表した。全ての項目において群間に有意な差は見られなかった。

摂食量 自由摂食時の摂食量についてFigure 1に示した。摂食量について、昼食の再生(統制群・再生群)×クッキーの種類(バター・チョコレート・ホワイト)の分散分析を行った結果、昼食の再生の主効果が有意であり、統制群の方が再生群よりも摂食量が多かった($F(1,33)=4.23, p=.048, \text{偏}\eta^2=.11$)。またクッキーの種類の主効果が有意であった($F(2,66)=9.93, p<.001, \text{偏}\eta^2=.23$)。多重比較の検定を行った結果、バターの摂食量が、チョコレートおよびホワイトの摂食量よりも有意に多かった(バター対チョコレート, $p<.001$; バター対ホワイト, $p=.004$)。チョコレートとホワイトの摂食量に有意な差はなかった($p=.510$)。昼食の再生とクッキーの種類における交互作用は有意ではなかった($F(2,66)=0.09, p=.860, \text{偏}\eta^2<.01$)。

記述前後での空腹感等の変化 統制群において自由記述、再生群において昼食の記述を行うことで空腹感・満腹感・食事への欲求に変化があったか検討した。記述を行う前後での群ごとの評価の平均をTable 2に示した。記述前の評価に不備のあった1名を除外し、群と記述の前後を独立変数とした分散

Table 1 実験1の参加者のプロフィール

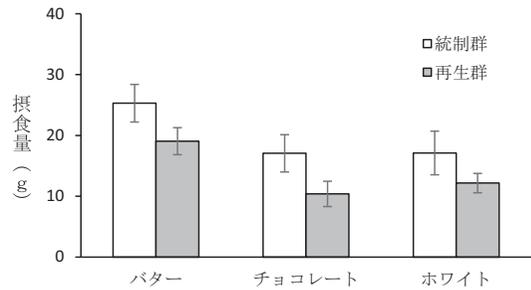
	統制群	再生群	t 値	df	p 値	d
BMI	20.19 (1.71)	19.73 (1.28)	0.90	33	.374	.31
絶食時間 (分)	182.06 (39.13)	182.5 (40.78)	0.03	33	.974	.01
J-DEBQ						
抑制	3.00 (0.68)	3.04 (0.70)	0.17	33	.868	.06
情動	2.72 (1.04)	2.49 (0.87)	0.72	33	.477	.24
外発	3.67 (0.59)	3.64 (0.72)	0.17	33	.867	.06

注) () 内は SD を示す。

分析を行った。結果、どの評価においても群の主効果、記述前後での主効果、交互作用は有意ではなかった(空腹感における群の主効果, $F(1,32)=0.87$, $p=.358$, 偏 $\eta^2=.03$, 記述前後の主効果, $F(1,32)=0.85$, $p=.363$, 偏 $\eta^2=.03$, 群×記述前後, $F(1,32)=1.01$, $p=.322$, 偏 $\eta^2=.03$; 満腹感における群の主効果, $F(1,32)=1.01$, $p=.322$, 偏 $\eta^2=.03$, 記述前後の主効果, $F(1,32)=0.05$, $p=.825$, 偏 $\eta^2<.01$, 群×記述前後, $F(1,32)=1.20$, $p=.282$, 偏 $\eta^2=.04$; 食事への欲求, 群の主効果, $F(1,32)=1.10$, $p=.326$, 偏 $\eta^2=.03$, 記述前後の主効果, $F(1,32)=2.51$, $p=.123$, 偏 $\eta^2=.07$, 群×記述前後, $F(1,32)=0.25$, $p=.624$, 偏 $\eta^2<.01$)。

味覚評定 各クッキー“好み”と“おいしさ”の評価について、Table 3 に示した。得点が高いほど、好みだと評価されたこと、おいしいと評価されたことを示している。群とクッキーの種類によって評価が異なるかを検討するため、各項目について昼食再生の群(統制群・再生群)×クッキーの種類(バター・チョコレート・ホワイト)の分散分析を行った。その結果、まず“好み”の評価については群の主効果、クッキーの種類の主効果、群とクッキーの交互作用はすべて有意ではなかった(群の主効果, $F(2,33)=0.47$, $p=.497$, 偏 $\eta^2=.01$, クッキーの種類の主効果, $F(2,66)=1.71$, $p=.189$, 偏 $\eta^2=.05$; 群×クッキーの種類, $F(2,66)=0.47$, $p=.627$, 偏 $\eta^2=.01$)。“おいしさ”の評価については群の効果が有意傾向が見られ、再生群の方が、統制群よりもおいしさを高く評価する傾向があった($F(1,33)=3.12$, $p=.086$, 偏 $\eta^2=.09$)。クッキーの種類の主効果は有意ではなく、交互作用も有意ではなかった(クッキーの種類の主効果, $F(2,66)$

Figure 1 実験1における各群のクッキーの平均摂食量(エラーバーは標準偏差を示す)。



$=1.86$, $p=.165$, 偏 $\eta^2=.05$; 群×クッキーの種類, $F(2,66)=0.03$, $p=.968$, 偏 $\eta^2=.01$)。

考察

実験1の目的は、昼食を再生することによってその後の摂食量が減少するという先行研究の結果が日本人の参加者を対象とした場合でも再現されるか確認することであった。実験の結果、当日の昼食について記述を行った参加者の方が、自由な内容について記述を行った参加者よりも、クッキーの摂食量が少なかった。また、空腹感などの記述による変化や群間での有意な差はなかった。以上のように、実験1は先行研究と一致した結果であり、再現性が確認された(Higgs, 2002; Higgs et al., 2008; Vartanian et al., 2016)。

実験 2

実験2の目的は、昼食の記憶再生によるその後の摂食量への抑制効果は、昼食の記憶が規範の手掛かりとして働くためか検討することである。これまでの研究から、低カロリーな食品や健康的な食品の摂食場面では、人は規範の手掛かりの影響を受けにくいことが示されている(Hermans et al., 2009)。例えば、規範の手掛かりの一種として、他者が食べた量が機能することが示されている(Vartanian et al., 2013)。つまり、人は他人が食べた量を規範の手掛かりとし、その量を超えないように、自分の摂食量を調整するのである。そしてHermans et al.(2009)は健康的で低カロリーな食品である野菜を食べる場面では、参加者の摂食量は目の前にいる他者の食べている量の影響を受けにくく、他者が多く食べている条件でも全く食べていない条件でも、参加者が一人で食べる統制条件と摂食量に差がないことを明らかに

Table 2 実験1の記述前後での空腹感等の変化

	空腹感		満腹感		欲求	
	記述前	記述後	記述前	記述後	記述前	記述後
統制群	51.94 (17.88)	51.44 (21.71)	42.12 (16.99)	44.94 (17.68)	60.06 (10.89)	62.31 (19.80)
再生群	43.11 (16.94)	48.89 (20.47)	50.17 (14.51)	48.39 (19.84)	53.56 (16.33)	57.61 (20.62)

() 内はSDを示す。

した。これは低カロリー食品が、多く食べても太らないと考えられることや、多く食べても他者に否定的な印象を与えにくいためであると考えられている(Hermans et al., 2009)。

以上を踏まえ、実験2では、低カロリーで健康的な食品であるこんにゃくゼリーの摂食における、昼食再生の摂食抑制の効果を検討する。昼食の再生によって、昼食の記憶が規範の手掛かりとして働くことで、その後の摂食を抑制しているのであれば、低カロリー食品を食べる場面では、昼食の再生によって摂食量は減少しないと考えられる。また実験2は同志社大学心理学部の倫理審査による承認を受け、実施する(承認番号、KH102)。

方法

実験計画 昼食の再生(統制群、再生群)×ゼリーの種類(もも、マスカット、ぶどう)の2要因の計画であった。昼食の再生は被験者間要因、ゼリーの味は被験者内要因であった。従属変数はゼリーの摂食量(g)であった。

実験参加者 参加者は女子大学生54名(平均年齢=22.41歳、SD=0.84歳)であった。すべての参加者は実験1に参加していなかった。実験1と同様に、参加者募集は大学の講義時間に実施した。実験1において昼食を食べずに実験に参加した参加者が多く見られたため、実験2では、「昼食から2時間空けて実験に参加すること」という説明に、「昼食を食べて実験に来ること」という説明を追加し、実験参加者の募集を行った。また、実験参加者には謝礼として、実験後に図書カード500円分を手渡した。

食材 市販のこんにゃくゼリー(株式会社マンナンライフ クラッシュタイプの蒟蒻畑ライトシリーズ)3種類を350mlペットボトルのミネラルウォーターとともに提供した。3種類の皿を用い、Aの皿にはもものゼリー、Bの皿にはマスカットのゼリー、Cの皿にはぶどうのゼリーをそれぞれ150g

Table 3 実験1における味覚評定

	好み		
	バター	チョコレート	ホワイト
統制群	76.18 (15.92)	69.71 (14.82)	66.29 (17.01)
再生群	75.83 (14.48)	70.94 (22.97)	72.94 (14.19)
おいしさ			
	バター	チョコレート	ホワイト
統制群	75.88 (13.85)	72.06 (17.19)	69.29 (17.50)
再生群	81.39 (13.04)	78.83 (14.31)	76.22 (12.31)

() 内はSDを示す。

ずつ盛り付け、スプーンとともに提供した。こんにゃくゼリー1皿のカロリーはそれぞれ約36—39kcalであった。

質問紙 実験1と同様の空腹感等を問う質問紙、味覚評定用紙、日本語版DEBQ、プロフィール用紙を用いた。実験2では更にクッキーとこんにゃくゼリーのカロリーについて推測し、評価を行う質問紙を実施した。

手続き 実験1と同様に、実験は14時15分から16時35分の間に1人ずつ実施した。紙面上で研究参加への同意を得た後、参加者には空腹感等を問う質問紙に回答を求めた。次に、実験1と同様の5分間の記述課題を実施し、再生群には昼食について記述することを求め、統制群には自由な内容について記述することを求めた。記述中、実験者は退室し、5分後に再入室してから2度目の空腹感を問う質問紙を実施した。参加者の回答後、実験者は3種類のこんにゃくゼリーとペットボトルの水を提供した。参加者には味覚評定を行うことと、好きな量を食べること、10分間実施することを教示し、実験者は退出した。参加者は部屋に一人の状況で、味覚評定と自由摂食を行った。10分後、実験者は再入室し、参加者に3度目の空腹感等を問う質問紙への回答、日本語版DEBQ、プロフィール用紙への回答を求めた。

実験の最後に、こんにゃくゼリーに対しクッキーよりも低カロリー食品であると参加者が推測しているかについて確認するための質問紙を行った。実験1で提供した1皿の分量と同じチョコレートラングドシャ20枚(約50g)と、実験2で提供した1皿の分量と同じマスカットのゼリー(約150g)をそれぞれ皿に乗せて提示した。参加者には目の前のクッキーとこんにゃくゼリーがそれぞれ何キロカロリーだと思うかについて回答を求めた。質問紙への回答

後、最後に参加者へ謝礼を渡し、実験を終了した。

実験1と同様に、参加者は無作為に再生群か統制群に割り当てた。また、各参加者の実験終了ごとに、各実験参加者が、2時間以上前に昼食をとっていたか、統制群では昼食について記述していないかについて確認を行った。そして分析から除外されることが確認できた場合は、次の参加者を除外者が発生した群に割り当てた。

結果

実験に参加した54名のうち、BMI16未満・BMI30以上の参加者はいなかった。昼食についての基準を満たしていない4名、統制群において自由記述で当日の昼食・朝食に言及していた2名を分析から除外した。分析対象者は48名(平均年齢=20.42歳, SD=0.79歳)であり、統制群23名、再生群25名であった。

操作チェック⁴⁾ 操作チェックは分析対象者のうち40名に対して実施した。参加者の予測したそれぞれの食品のカロリーの平均はクッキーが190.75kcal (SD=82.58kcal)、こんにゃくゼリーが78.45kcal (SD=108.61kcal)であった。*t*検定を行ったところ、食品間で有意な差がみられた ($t(39) = 6.52, p < .001, d = 1.07$)。以上のことから参加者がこんにゃくゼリーについてクッキーよりもカロリーを低く認識していることが示された。

各群の参加者のプロフィール 日本語版DEBQにおける各下位尺度の信頼性係数(Cronbachの α 係数)は全て0.79を上回っており、十分な信頼性が確認された。Table 4に、BMI、絶食時間、日本語版DEBQ得点と群間での*t*検定の結果を示した。*t*検定の結果、統制群のBMIが再生群のBMIよりも有意に高かった。その他の全ての項目においては群間で有意な差は見られなかった。

摂食量 次に自由摂食時の摂食量について検討を行った。各群の各こんにゃくゼリーの平均摂食量をFigure 2に示した。昼食の再生において摂食量に有意な主効果はなかった ($F(1,46) = 0.55, p = .429, \text{偏}\eta^2 = .01$)。また、こんにゃくゼリーの種類ごとの摂食量の差に有意傾向が見られた ($F(2,92) = 2.84, p = .064, \text{偏}\eta^2 = .06$)。多重比較を行った結果、もものゼリーが

ぶどうのゼリーよりも摂食量が有意に多かった ($p = .008$)。昼食の再生とゼリーの種類の交互作用は有意ではなかった ($F(2,92) = 0.55, p = .582, \text{偏}\eta^2 = .01$)。

記述前後での空腹感等の変化 統制群において自由記述、再生群において昼食の記述を行う前後で、空腹感・満腹感・食事への欲求に変化があったか検討した。記述を行う前後での評価をTable 5に示した。各群の記述前後での評価について項目ごとに分散分析を行った結果、群の主効果、記述前後での主効果、交互作用は全て有意ではなかった(空腹感における群の主効果, $F(1,45) = 0.06, p = .806, \text{偏}\eta^2 < .01$, 記述前後の主効果, $F(1,45) = 1.18, p = .284, \text{偏}\eta^2 = .03$, 群×記述の前後, $F(1,45) = 2.07, p = .158, \text{偏}\eta^2 = .04$; 満腹感における群の主効果, $F(1,45) = 1.79, p = .188, \text{偏}\eta^2 = .04$, 記述前後の主効果, $F(1,45) = 0.69, p = .410, \text{偏}\eta^2 = .02$, 群×記述前後, $F(1,45) = 2.40, p = .128, \text{偏}\eta^2 = .05$; 食事への欲求, 群の主効果, $F(1,45) = 1.83, p = .182, \text{偏}\eta^2 = .04$, 記述前後の主効果, $F(1,45) = 1.29, p = .262, \text{偏}\eta^2 = .03$, 群×記述前後, $F(1,45) = 1.37, p = .182, \text{偏}\eta^2 = .03$)。

味覚評定 各群の各ゼリーに対する“好み”と“おいしさ”の評価についてTable 6に示した。回答に不備のあった1名を除外し、群とゼリーの種類によって評価が異なるかを検討するため、2項目について昼食再生の群(統制群・再生群)×ゼリーの種類(もも・マスカット・ぶどう)の分散分析を行った。その結果、まず“好み”の評価については、ゼリーの種類の主効果が有意だった ($F(2,90) = 4.00, p = .027, \text{偏}\eta^2 = .08$)。多重比較の結果、ももの方がぶどうよりも評価が高い有意傾向が見られた ($p = .061$)。またマスカットの評価はぶどうよりも有意に高かった ($p = .006$)。ももとぶどうには有意な差はなかった ($p = .544$)。群の主効果および群とゼリーの種類の交互作用はなかった(群の主効果, $F(1,46) = 0.82, p = .370, \text{偏}\eta^2 = .02$; 群×ゼリーの種類, $F(2,90) = 0.29, p = .749, \text{偏}\eta^2 = .01$)。

“おいしさ”の評価については、ゼリーの種類の主効果が有意だった ($F(2,90) = 5.95, p = .004, \text{偏}\eta^2 = .12$)。多重比較の結果、ももの方がぶどうよりも評価が高い傾向が見られた ($p = .056$)。またマスカット

⁴⁾操作チェックは、実験開始後に手続きを追加した。そのため分析対象者のうち8名には実施できなかった。操作チェックについては全ての手続きの最後に実施を行ったため、この操作チェックの実施の有無が、摂食量や質問紙の回答に影響したとは考えにくい。

Table 4 実験2の参加者のプロフィール

	統制群	再生群	t 値	df	p 値	d
BMI	20.82 (2.39)	19.38 (1.58)	2.48	46	.017	.72
絶食時間 (分)	190.20 (44.89)	184.20 (52.08)	0.43	46	.671	.12
J-DEBQ						
抑制	2.97 (0.84)	2.90 (0.64)	0.35	46	.732	.10
情動 ⁵⁾	2.39 (0.83)	2.59 (0.70)	0.89	45	.380	.26
外発	3.66 (0.68)	3.54 (0.48)	0.67	46	.506	.19

() 内は SD を示す。

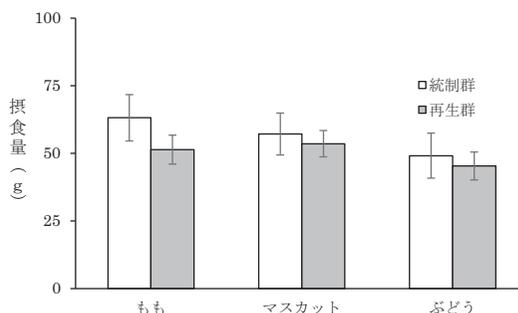
の評価はぶどうよりも有意に高かった ($p=.004$)。ももとぶどうには有意な差はなかった ($p=1.000$)。群の主効果および群とゼリーの種類の交互作用はなかった(群の主効果, $F(1,45)=0.48$, $p=.493$, 偏 $\eta^2=.01$; 群×クッキーの種類, $F(2,90)=0.06$, $p=.938$, 偏 $\eta^2=.01$)。

考察

実験2では、昼食の記憶を再生することによって、昼食の記憶が規範的手掛かりとして働くのであれば、低カロリー食品の摂食場面では、昼食再生による摂食抑制の効果は見られないという仮説について検討を行った。実験の結果、低カロリー食品であるこんにゃくゼリーの摂食場面においては昼食の再生によって摂食量に違いはみられなかった。

実験2では、統制群の方が再生群よりも有意にBMIが高かった。しかしこのBMIの差によって、実験2では昼食の再生による摂食抑制の効果がみられなかったとは考えにくい。Robinson et al.(2017)は、偽の味覚評定テストについて、複数の既存の研究を基にBMIと摂食量の関連を検討したが、関連は見られなかった。そのため、本研究においてもBMIと摂食量に関連はなかったと考えられる。一方で、偽の味覚評定テストにおいて、BMIが高い参加者の方が摂食量が多くなることを報告している研究もある(Werthmann et al., 2011)。しかしBMIが高い参加者の方が摂食量が多いのであれば、実験2では、実験1と同様にBMIが高い統制群の方が、BMIが低い再生群よりも、摂食量は多くなると考えられる。以上のことから、実験2の結果は、群間のBMIの差による

Figure 2 実験2における各群のゼリーの平均摂食量 (エラーバーは標準偏差を示す)。



ものではないと考えられる。

総合考察

先行研究では、その日の昼食の内容を再生することによって、その後の摂食量が抑制されることが示されてきた(Higgs, 2002; Higgs et al., 2008; Vartanian et al., 2016)。昼食の再生がなぜその後の摂食量を抑制するのかについて、これまでに空腹感や渴望感といった内的シグナルの変化や、健康プライミングとして機能している可能性が指摘されてきた(Vartanian et al., 2016)。しかし、昼食再生によって摂食量が抑制される要因は明らかにされてこなかった。本研究の目的は、この昼食再生による抑制効果が、思い出した昼食が規範的手掛かりとして作用することで、昼食を踏まえて、これから食べるべき量を見積もるようになるためであるか検討することであった。

実験の結果、規範的手掛かりを考慮せずに食べることができ低カロリー食品の摂食においては、昼食の再生を行った参加者と、再生を行っていない参加者で摂食量に違いは見られなかった。このように、本研究の結果は昼食の再生による摂食抑制の効果が、昼食の記憶が規範的手掛かりとして機能するためであるという解釈と一致する結果であった。

先行研究では、目の前で食べている量、提供される一人前の量、過去に他人が食べた量など、様々な食事環境が規範的手掛かりとなることが指摘されてきた(e.g., Herman & Polivy, 2005; Vartanian et al., 2013)。つまり、これらの食事環境を、人は「今だけ食べるべきか」という規範を知る手がかりとし、

⁵⁾情動的摂食得点において、無回答があった1名のデータを除外し、分析を行った。

Table 5 実験2の記述前後での空腹感等の変化

	空腹感		満腹感		欲求	
	記述前	記述後	記述前	記述後	記述前	記述後
統制群	45.96 (20.46)	50.74 (21.26)	39.09 (25.34)	37.96 (26.44)	55.22 (18.96)	60.87 (18.96)
再生群	47.29 (19.13)	46.63 (20.38)	45.88 (22.35)	49.63 (22.78)	51.13 (19.33)	51.04 (20.71)

() 内はSDを示す。

食べ過ぎないように摂食量をコントロールするのである。これに対し昼食再生による規範的手掛かりは、人は昼食を思い出すことによって、昼食に加えて目の前の高カロリーなお菓子を食することで食べ過ぎにならないように、摂食量を抑えるようになると考えられる。

本研究の結果は、昼食の再生が規範的手掛かりとして働いているという仮説と一致した結果であるが、昼食再生の効果が、規範的手掛かりとして働くためであると断定できない。本研究の結果は、Vartanian et al.(2016)が指摘した、昼食の再生が健康プライミングとして働くことが、その後の摂食量を抑制しているという解釈からも説明可能である。低カロリーで健康的な食品であれば食べ過ぎて太ることや健康を損なうことを心配する必要がない。そのため、昼食の再生によって健康に意識が向いていても、低カロリーな食品の摂食量は減少しないと考えられる。Vartanian et al.(2016)は、その日の運動について思い出しても摂食量に減少が見られなかったことから、昼食や運動といった自分の生活を思い出すことは健康プライミングとして機能しないと結論付けている。しかし、運動について思い出すことは健康プライミングとして機能しないが、昼食を思い出すことが健康プライミングとして働く可能性が考えられる。Vartanian et al.(2016)も、運動によってプライミングを行うことは健康意識を促進する効果がある一方で、燃焼したカロリーに注意が向き、その後の摂食量を増加させる可能性もあることを指摘している。そのため、昼食の記憶再生による抑制効果が、昼食の再生が規範的手掛かりとして働くためであると結論付けるには、更に検討を行う必要がある。

今後の課題として、1つの実験の枠組みの中で、健康的かどうかといった食品の特性の違いが昼食再生の抑制効果に影響するかを検討することが挙げられる。今回の実験で低カロリー食品として採用したこ

Table 6 実験2における味覚評定

	好み		
	もも	マスカット	ぶどう
統制群	63.09 (21.35)	62.65 (19.55)	55.13 (24.40)
再生群	64.28 (20.16)	69.04 (17.24)	58.56 (13.81)
おいしさ			
	もも	マスカット	ぶどう
統制群	63.70 (23.74)	66.22 (19.63)	55.17 (24.73)
再生群	67.72 (15.03)	68.28 (19.54)	58.08 (14.29)

() 内はSDを示す。

んにゃくゼリーと、先行研究で扱われてきたクッキーなど高カロリー食品は、gあたりの熱量や栄養価などが大きく異なる。そのため、直接的に1つの実験の中で扱い、摂食量を比較することは困難であり、実験2ではこんにゃくゼリーのみに限定して昼食再生の効果を検討した。今後の研究では実験操作を工夫することで、昼食再生の効果が食品の特性によって異なるか1つの実験的枠組みの中で検討することが求められる。例えば、Provencher et al.(2009)は、健康にいい素材を使っているなど、健康的な説明をされた参加者は、バターを使っているなど、不健康な説明をされた参加者より、クッキーの摂食量が多くなることを示した。昼食再生の効果についても、教示によって同じ食品についての参加者の認識を操作することで、直接的に食品の特性による昼食再生の効果の違いを検討できると考えられる。

今後の研究では、先行研究で検討されていない対象者や場面でも昼食再生による抑制効果が見られるか検討することが求められる。これまで昼食再生の効果を検討した研究のほとんどは本研究と同様に若年層の女性を対象としている(Higgs, 2002; Higgs et al., 2008; Vartanian et al., 2016)。唯一、Higgs et al.(2008)は第1実験において男性のみを対象とし、男性でも昼食の記憶再生の効果が見られることを示した。しかし、男性と女性両方を対象とした実験は行われておらず、男性と女性で、昼食再生の効果に違いがみられるかについては検討されていない。Herman & Polivy (2005)によると、女性の場合、少量しか食べないことは魅力的と評価される傾向がある。このことから、男性よりも女性の方が、食べ過ぎを避けようとする傾向があり、規範の手がかりに注意が向きやすいことが考えられる。また、昼食再生の効果については、実験室実験での摂食量を指標と

した研究に留まっており、日常的な食事場面については検討されていない。今後の研究では、男性や異なる年齢層の参加者を対象とした場合や、日常的な摂食場面について、昼食再生の効果を検討することで、昼食再生による抑制効果の適応範囲が更に明確化されることが考えられる。

引用文献

- Brunstrom, J. M., Burn, J. F., Sell, N. R., Collingwood, J. M., Rogers, P. J., Wilkinson, L. L., Hinton, E. C., Maynard, O. M., & Ferriday, D. (2012). Episodic Memory and Appetite Regulation in Humans. *PloS one*, 7, e50707. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0050707>
- Herman, C. P., & Polivy, J. (2005). Normative influences on food intake. *Physiology and Behavior*, 86, 762-772. <https://doi.org/10.1016/j.physbeh.2005.08.064>
- Hermans, R. C. J., Larsen, J. K., Herman, C. P., & Engels, R. C. M. E. (2009). Effects of social modeling on young women's nutrient-dense food intake. *Appetite*, 53, 135-138. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2009.05.004>
- Higgs, S. (2002). Memory for recent eating and its influence on subsequent food intake. *Appetite*, 39, 159-166. <https://doi.org/10.1006/appe.2002.0500>
- Higgs, S., & Donohoe, J. E. (2011). Focusing on food during lunch enhances lunch memory and decreases later snack intake. *Appetite*, 57, 202-206. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2011.04.016>
- Higgs, S., & Spetter, M. S. (2018). Cognitive Control of Eating: the Role of Memory in Appetite and Weight Gain. *Current Obesity Reports*, 7, 50-59.
- Higgs, S., Williamson, A. C., & Attwood, A. S. (2008). Recall of recent lunch and its effect on subsequent snack intake. *Physiology and Behavior*, 94, 454-462. <https://doi.org/10.1016/j.physbeh.2008.02.011>
- 今田 純雄(1994). 食行動に関する心理学的研究-3日本語版 DEBQ 質問紙の標準化 広島修大論集 人文編, 34, 281-291.
- Ohara, K., Kato, Y., Mase, T., Kouda, K., Miyawaki, C., Fujita, Y., Okita, Y., & Nakamura, H. (2014). Eating behavior and perception of body shape in Japanese university students. *Eating and Weight Disorders-Studies on Anorexia, Bulimia and Obesity*, 19, 461-468. <https://doi.org/10.1007/s40519-014-0130-7>
- Oldham-Cooper, R. E., Hardman, C. A., Nicoll, C. E., Rogers, P. J., & Brunstrom, J. M. (2011). Playing a computer game during lunch affects fullness, memory for lunch, and later snack intake. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 93, 308-313. <https://doi.org/10.3945/ajcn.110.004580>
- Provencher, V., Polivy, J., & Herman, C. P. (2009). Perceived healthiness of food. If it's healthy, you can eat more! *Appetite*, 52, 340-344. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2008.11.005>
- Robinson, E., Haynes, A., Hardman, C. A., Kemps, E., Higgs, S., & Jones, A. (2017). The bogus taste test: Validity as a measure of laboratory food intake. *Appetite*, 116, 223-231. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2017.05.002>
- Rozin, P., Dow, S., Moscovitch, M., & Rajaram, S. (1998). What Causes Humans to Begin and End a Meal? A Role for Memory for What Has Been Eaten, as Evidenced by a Study of Multiple Meal Eating in Amnesic Patients. *Psychological Science*, 9, 392-396. <https://doi.org/10.1111/1467-9280.00073>
- van Kleef, E., Shimizu, M., & Wansink, B. (2011). Food compensation: do exercise ads change food intake?. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 8, 1-10. <https://doi.org/10.1186/1479-5868-8-86>
- van Strien, T., Frijters, J. E. R., Bergers, G. P. A., & Defares, P. B. (1986). The Dutch Eating Behavior Questionnaire (DEBQ) for assessment of restrained, emotional, and external eating behavior. *The International Journal of Eating Disorders*, 5, 295-315. [https://doi.org/10.1002/1098-108X\(198602\)5:2%3C295::AID-EAT2260050209%3E3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/1098-108X(198602)5:2%3C295::AID-EAT2260050209%3E3.0.CO;2-T)
- Vartanian, L. R., Chen, W. H., Reily, N. M., & Castel, A. D. (2016). The parallel impact of episodic memory and episodic future thinking on food intake. *Appetite*, 101, 31-36. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2016.02.149>
- Vartanian, L. R., Sokol, N., Herman, C. P., & Polivy, J. (2013). Social models provide a norm of appropriate food intake for young women. *PloS One*, 8, 1-9. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0079268>
- Werthmann, J., Roefs, A., Nederkoorn, C., Mogg, K., Bradley, B. P., & Jansen, A. (2011). Can (not) take my eyes off it: attention bias for food in overweight participants. *Health Psychology*, 30, 561. <https://doi.org/10.1037/a0024291>

(受稿: 2023.1.4; 受理: 2023.5.25)