

防災行動を促進するために記述的規範を用いることの  
有効性・危険性・境界条件

尾崎 拓

## 目次

第1章 概要 .....	2
第2章 記述的規範による防災行動の促進 .....	23
第3章 記述的規範が防災行動を抑制する場合: 態度の調整効果 .....	40
第4章 記述的規範の抑制効果の一般性 .....	87

## 第 1 章 概要

### 自然災害の脅威の拡大と個人防災の重要性

自然災害は現代社会の大きな脅威であり、気候危機を背景に、発生件数、被害ともに拡大する傾向にある（過去 20 年間の自然災害の発生傾向について: Cutter, et al., 2015; United Nations Office for Disaster Risk Reduction, 2019; 自然災害による経済的損失の拡大について: Coronese et al., 2019）。自然災害の激甚化は日本でも認識され、その対策は重点的な課題とされている（内閣府, 2020）。

そのため、自然災害に対する個人の備えを充実させることが世界的な課題となっている。2015 年に国連防災世界会議で採択された仙台枠組みでは、公的機関だけでなく、個人を含めたあらゆるステークホルダーが防災についての責任を共有する必要性が提起されている（World Conference on Disaster Risk Reduction, 2015）。日本でも、広域的な大規模災害が発生した場合、政府や自治体による公助には限界があることが防災白書に明記されるようになった（内閣府, 2020, p. 40）。個人がそれぞれ自然災害に備えるという自助の努力がますます必要となってきているといえる。

しかし、災害が多発する日本においてさえ、個人による備えの程度は不十分な現状であり、個人防災を拡充させる必要がある（内閣府, 2014）。最近行われた日本の代表的なサンプルを対象とする大規模な調査でも、国民の 3 割以上が水や食料の備蓄を行っていないことが明らかになっている（Onuma et al., 2016）。防災の必要性が高まるなか、個人防災を底上げする方法を確立することが強く求められている。

### 防災行動の心理モデル

個人の防災行動に関する研究は、リスク対処行動の説明のために開発された心理モデルを基礎としてきた。これらの心理モデルによって明らかにされたりリスク対処行動の規定因に着目することによって、個人防災を促進する方法を見出すことができるはずである。これまで防災行動を含む個人のリスク対処行動を説明するために提案されてきたモデルは、リスク認知が主な規定因とされて

きた (代表的なモデルとして Protective Action Decision Model; Lindell & Perry, 1992; 2012; Protection Motivation Theory; Rogers, 1975; 1983; Person-Relative-to-Event Model; Duval & Mulilis, 1999; Mulilis & Duval, 1995)。これらのモデルは、基本的に、対象の脅威が大きいと評価すること (高いリスク認知) が対処行動の生起を促し、脅威が小さいと評価された場合には対処行動は生起しないことを想定している。リスク認知を主な行動の規定因とする考え方は、多くの研究で実証されており、おおむね現実の行動意図と行動をよく予測すると評価されている (Jansen et al., 2020; Protection Motivation Theory についてのメタ分析として: Floyd et al., 2000)。

### **従来の防災モデルの限界**

しかし近年、自然災害とその対処行動という文脈に限れば、リスク認知と防災行動の関連性はほとんどないか、極めて弱いことを示唆するレビューが相次いで発表されている (Bubeck et al., 2012; Shreve et al., 2014; Solberg et al., 2010; Wachinger et al., 2013)。これらのレビューは、リスク認知以外の要因が幅広く検討されていなかったことと、従来のリスク認知と防災行動の関係性の検討が、行動そのものではなく行動意図を説明することを目的としていたことを問題点として提示している。さらに、主に健康リスクに関するメタ分析として Sheeran et al. (2014) も、リスク評価と行動の間には、リスク評価と行動意図との関係よりも弱い効果しかないことを見出している ( $d_+ = .23$ )。

これらの知見は、防災行動についての従来の心理モデルを再検討する必要があることを示唆していると思われる。まず、汎用的なリスク対処行動モデルをそのまま防災行動の検証に用いるのではなく、防災という文脈に適合した規定因を探索することが必要である。さらに、行動意図という自己報告の内的な指標ではなく、防災行動を直接測定することも、防災行動の説明と制御に寄与すると考えられる。

### **防災に及ぼす社会的な影響**

防災行動は、リスクを認知し、そのリスク認知に応じた対処をするという、リスクと対処行動からなる閉じられた枠組みで完結するべきだろうか。そうで

はなく、むしろ、リスクとは直接関係しない幅広い範囲にも目を向ける必要があると考えられる。本研究では、防災行動に及ぼす社会的な影響として、社会規範の役割に着目する。

私たちの日常的な判断は、その影響を自覚しているか否に関わらず、なんらかの社会的な基準に従っている。この基準は、法律のような明文化されたものである場合もある一方で、社会集団からの暗黙の期待や責任に由来する場合も多い。これらの外的な基準は、私たちがその基準から逸脱することに対して制裁をもたらすことによって、私たちの行動を方向づける。社会規範は、明文化されているとは限らないにもかかわらず、人々の行動を説明し、予測する概念として重視されてきた (Fishbein & Ajzen, 1975; Sherif, 1936; Cialdini & Trost, 1998; レビューとして: 北折, 2007; 高木, 2019)。社会規範が私たちの行動に深く関わっていることはよく知られている (代表的な研究として: Asch, 1955; Sherif, 1935)。

また、社会規範の影響に関する実証的な研究を受けて、ある社会的に共有されている信念が、社会規範として私たちに特定の行動をするように機能する過程についての理論もさまざまに提唱されてきた。現在でも最もよく参照される枠組みに、Deutsch & Gerard (1955) の二つの影響過程を想定するものがある。これは、私たちが社会規範によって行動を方向づけられるのは、社会規範が正しい決定をするための情報的価値をもっているからだと考えられる情報的影響と、社会規範に合致する行動をとることで社会からの承認を得、逸脱する行動をとって非承認を招くことを避けるという規範的影響のためだと整理するものである。

社会規範をフィールド研究で応用し、より実践的な枠組みで整理したのが Cialdini et al. (1990) の社会規範の焦点理論である。社会規範の焦点理論では、Deutsch & Gerard (1955) の理論的な影響過程をふまえて、社会規範を「特定の行動をとることを多数派が期待していること」に由来する規範である命令的規範と、「特定の行動を実際に多数派がとっていること」に由来する規範である記述的規範に区別する。命令的規範は、Deutsch & Gerard (1955) の規範的影響に

対応し、記述的規範は情報的影響に対応している。社会規範の焦点理論が優れて包括的な理論である理由は、社会規範と行動の関係性についての懐疑的な議論への応答として位置づけられる点である。たとえば Darley & Latané (1970) は、社会規範が行動を説明する概念として不適當である理由として、現実場面では複数の社会規範があいまいな形で存在し、しかもそれらが相互に矛盾しあっている場合がしばしばみられることを挙げている。つまり、どのような行動をとったとしても、その行動はいずれも「規範にそったもの」として解釈されてしまうという問題があった (Cialdini et al., 1991)。しかし社会規範の焦点理論は、社会規範の影響力の源泉を明確に区別することによって、社会規範が行動を説明し制御する概念としての有益さを提供すると評価できる。そこで、本研究では、社会規範の焦点理論の枠組みを自然災害に対する防災行動の説明に応用する。

#### **記述的規範の有効性：防災行動の説明と促進**

自然災害への備えは、政府や自治体を主体とする公助と、個人を主体とする自助の中間に、地域でお互いに助け合う共助が想定されている (内閣府, 2020)。この枠組みは、防災を、公的機関から提供されるものとしてだけでなく、また完全に自己責任で備えるものでもなく、コミュニティのなかで団員相互の影響過程のもとで実施されるものとしてとらえる。防災行動をコミュニティにおける営みとみなし、地震防災行動に及ぼす社会的ネットワークの影響について検討した研究に Heller et al. (2005) がある。Heller et al. (2005) では、防災行動を促進する要因として個人的な性格特性や年齢の影響とともに、社会的な要因、すなわち社会的ネットワークとの関係性を見出している。防災行動を社会的活動としてとらえた場合、防災行動を促進する要因として、社会規範はひとつの有力な要因となりうる。

しかし、リスク対処行動を、リスク認知を主要な行動の原因とし、個人内で完結する活動だとみなす多くの先行研究では、防災行動に及ぼす社会規範の影響はそれほど重点的に検討されてこなかった。地震防災行動に関する Solberg et al. (2010) のレビューでも、地震防災行動を促進するために社会規範が有効であ

る可能性について言及しているものの、実証的な研究は少ないと述べている。また、Rogers (1983) や Wachinger et al. (2013) でも、防災行動に及ぼす他者からの規範的な影響は提案されるにとどまっている。

ただし、記述的規範や記述的規範認知の影響について検討した実証的な防災研究もある。これらはいずれも、防災行動意図を促進するという結果が報告されている (Kunreuther et al., 1978; Lo, 2013; Morsink & Geurts, 2012; 大友・広瀬, 2007; Paek et al., 2010; Vinnell et al., 2019)。日本では、記述的規範を応用して緊急時の避難行動を促進しようとする試みも提案されている (大竹, 2019)。また、モデル研究の知見からも、規範的影響が対処行動を促進させる可能性を指摘することができる。たとえば計画的行動理論 (Ajzen, 1991) でも、主観的規範認知が行動意図を形成することが想定されている。同様に、防災行動についての Paton (2003) のモデルでも、規範的信念が防災行動を促進することが想定されている。

ただし、いずれの防災研究も防災行動を直接測定していない。これらは防災行動意図や防災政策への賛意を説明するものである点が課題であり、より直接的な防災行動の測定が必要である。また、記述的規範の効果を測定するのに、実験的な手法が用いられたのは Vinnell et al. (2019) のみであり、記述的規範を防災行動促進の介入のために用いるためには、因果関係に関する証拠が不足している。とりわけ調査研究で測定の対象になる記述的規範の認知は、フォールスコンセンサス (Ross et al., 1977) の影響を受けやすいという問題がある。つまり、防災行動をとっている人は、自身の行動を手がかりに他者の多くも防災行動をとっているとみなし、反対に防災行動をとっていない人は、それを手がかりに他者の多くも防災行動をとっていないとみなすバイアスが存在する。このバイアスは、記述的規範の認知と防災行動の間に見かけ上の正の相関を生じさせるため、記述的規範と防災行動の真の関係性の推定には実験的な手法が必要である。

なお、本論文で、社会規範の焦点理論が提示する社会規範のうち、記述的規範についてのみ取り扱う理由は、記述的規範と防災行動の関係性についての上

記の先行研究の問題を解決する必要があること以外に、さらに二つの理由がある。まず、防災行動に関する命令的規範とは、「周囲の多くの他者が防災行動をすべきだと思っている」という信念に由来する社会規範であるが、この信念は、さまざまな啓発活動によってすでにある程度形成されていると考えられる(例えばアメリカ大統領による National Preparedness Month の呼びかけ: Obama, 2016)。日本でも充実した防災教育が実施されており(例えば豊沢ら, 2010)、実際の行動が伴っていないとしても、防災を充実させるべきであるという命令的規範はすでに形成されていると考えられる。このような現状では、命令的規範にはたらきかけることによって行動を促進する余地が小さいと考えられることが第一の理由である。第二の理由は、一般に記述的規範のほうが行動に及ぼす影響が強いことが指摘されており(Jessor et al., 1973; Stok et al., 2014)、防災政策への寄与を想定した場合、記述的規範に関する研究の優先順位が高いと判断されるからである。

防災行動以外の文脈で、記述的規範が望ましい対処行動を促進する効果について概観すると、たとえば迷惑行動(Cialdini et al., 1990; Keizer et al., 2008)や環境配慮行動(Goldstein et al., 2008; Melnyk et al., 2011; Schulz et al., 2007)での記述的規範の有効性が示されている。とくに、リスク対処行動の領域である、健康的な食生活習慣の形成(Stok et al., 2014)、適切なアルコール消費(Lewis et al., 2007; Neighbors, et al., 2011)、安全な性交渉(レビューとして Sheeran et al., 1999)に関する研究でも示されるようになってきている。記述的規範が多様な対処行動に有効であることを示すレビューとしては、さらに Cialdini & Goldstein (2004)、Lapinski & Rimal (2005)があり、Nyborg et al. (2016)も社会的問題に関する行動変容のために社会規範を用いるべきであるという主張をしている。また、記述的規範の効果の大きさについてはメタ分析がなされており、健康リスク行動や環境配慮行動で、中程度以上の効果の大きさがあることが示されている(Bergquist et al., 2019; Ravis & Sheeran, 2003)。これらのエビデンスやモデルを考慮すると、社会規範、とくに記述的規範は、防災行動を促進する手段として有効である可能性が高いと総括することができる。



## 記述的規範の危険性：介入が逆効果になる場合

ただし、本研究では、記述的規範が防災行動を促進するという正の効果だけでなく、その負の効果にも着目する。実際に、記述的規範の提示による負の効果が生じるという証拠がある。Schulz et al. (2007) では、省電力行動を促進するために、近隣住民の電力消費量をフィードバックすることで記述的規範の提示が行われた。しかし、記述的規範の提示によって、かえって消費電力を増加させるという望ましくない効果が発生した。この結果は、近隣住民の電力消費量のフィードバックが、「これ以上省電力行動を実施しなくてもよい理由」として受け取られたために生じたと解釈できる。さらに、Cialdini et al. (2006) では、国立公園で貴重な化石が来園者によって違法に持ち出される問題に対し、問題の深刻さをアピールするための記述的規範の提示がかえって状況を悪化させた。Richter et al. (2018) も、小売店舗でのフィールド実験により、記述的規範の提示が環境に配慮された水産物の購買行動を抑制してしまう場合があることを報告している。

本研究が扱う自然災害に対する防災行動とは異なるものの、リスク対処行動のひとつであるアルコールや薬物の乱用に対する介入研究では、大学生の健康リスク行動を低減させるための社会規範の提示が、負の効果を生じさせたり (レビューとして Werch & Owen, 2002) 、生じなかったりしており (Prince et al., 2014) 、統一的な知見が得られていない。

記述的規範を応用して個人防災を促進する介入が提案されている現状 (大竹, 2019) では、記述的規範がもたらす意図しない危険性を把握しておくことが重要である。しかし、記述的規範が望ましい行動を抑制する現象については、上記の研究で報告されているものの、それらがフィールド実験で得られた知見であるために、その具体的なメカニズムは不明確なままである。そのため、本研究では統制された実験的手法を用いて、そのメカニズムを明らかにすることを目的とする。さらに、本研究では、適切なサンプルサイズ設計にもとづく十分な検出力をもつ実験を実施することにより、記述的規範が防災行動を促進できなかったり、抑制したりする危険性がどの程度あるのかを明らかにする。

## 記述的規範が防災行動を促進する境界条件

本研究では、記述的規範が防災行動に斉一的な促進効果を生じさせない原因として、記述的規範がもたらす少数派の影響と、態度による情報の選択的接触・解釈の影響に着目する。記述的規範は、「多数の他者が防災行動を実施している」という情報にもとづく社会規範である。しかし、この記述的規範は、「少なくとも一定の人たちは防災行動を実施していない」という副次的な意味をもたらしてしまう。私たちは多数派によって形成された社会規範に影響を受けると同時に、少数派からも影響を受けることが知られている。Moscovici et al. (1969) 以来のマイノリティ・インフルエンスに関する一連の研究は、Asch (1955) によって提示された多数派に同調する人間像を更新するうえで重要であった。

少数派の影響は、たとえば環境問題の文脈で検討されている (野波, 2001)。野波 (2001) では、環境問題を行動と態度が乖離する典型的な事例と位置づけ、環境に配慮する少数派 (多数派が実際には環境に配慮した行動をとらないなかで、環境に配慮した行動を一貫してとる個人) の存在が、その行動を観察した他者の行動や態度を変容することが示されている。本研究では、記述的規範の影響を検討するために、多数派が防災行動をとっているという状況を実験的に形成する。その場合、少数派として防災行動をとっていない他者が存在するという記述的規範の副次的な意味は、記述的規範の受け手にとっては行動を抑制する方向にはたらくはずである。

しかし、記述的規範を用いた防災行動促進アピールでは、あくまで多数派が防災行動をとっているということが主に伝達されるメッセージとなる。そのため、少数派の動向は多数派の動向に比べて副次的な意味合いにとどまる。本研究では、社会心理学の態度理論から、副次的な意味にあえて着目する場合が生じることを予測する。態度研究では、態度に応じた情報の選択的解釈や選択的接触が生じることが知られている (レビューとして: Frey, 1986)。記述的規範の「多数派が防災行動を実施している」という側面にとくに着目するのは、参加者が防災行動に対してもともと肯定的な態度を保持していた場合であると考

えられる。なぜなら、多数派が防災行動をとっていることは、防災行動への肯定的な態度と合致するからである。一方、記述的規範には、「少なくとも一定の人たちは防災行動を実施していない」という副次的な意味をもつ。「防災行動をとっていない少数派」への選択的な接触が生じるのは、参加者が防災行動に対して否定的な態度を保持していた場合であると考えられる(確認バイアス: Nickerson, 1998)。この少数派への着目が生じると、記述的規範が本来もつ、防災行動を促進する望ましい効果が消失すると考えられる。

## 各章の関係

上述した問題意識から、本論文では記述的規範が防災行動を促進する有効性および危険性、またその効果の方向性を定める境界条件を検討する一連の実験を実施した。これらの一連の実験では、先行研究を概観して指摘された問題点である、防災行動そのものではなく、行動意図を測定した研究が多いという課題を解決することを目指した。そのため、本研究では、いずれも防災行動意図だけでなく、実験的環境における防災行動を測定した。

第2章<sup>1</sup>で確認したのは、記述的規範を防災行動の促進のために応用することの有効性であった。本章では、とくに自然災害に対する防災行動を説明するうえでリスク認知の影響が小さいという近年の報告をもとに、リスク認知を操作する実験と、記述的規範を操作する実験を実施し、防災行動の規定因としての影響の強さを比較した。その結果、同様の防災行動に対して、リスク認知の影響よりも記述的規範の影響のほうが顕著であることが見いだされた。この結果は、防災という文脈に即したリスク対処行動モデルを考慮することの必要性と、防災行動を社会的な活動と位置づけ、防災行動に及ぼす社会的な影響を検討する必要性を示唆する。さらに、記述的規範を応用して防災行動を促進することができる可能性が見いだされた。

---

<sup>1</sup> 尾崎 拓・中谷内 一也 (2015). 記述的規範と他者との相互作用が地震防災行動に及ぼす影響 社会心理学研究, 30(3), 175-182. [http://dx.doi.org/10.14966/jssp.30.3\\_175](http://dx.doi.org/10.14966/jssp.30.3_175)

しかし、その記述的規範の有効性には限界があることを第3章<sup>2</sup>で示した。本章では、記述的規範が防災行動を促進しない、あるいは抑制するという危険性について検討した。これらの望ましくない帰結が得られるのは、記述的規範が副次的に少数の防災行動をとっていない他者の存在を示唆するからであり、防災への態度が否定的である場合にこの少数者への注目が生じることが境界条件となるという仮説について検証した。二つの実験の結果、一方の実験では態度が境界条件となって記述的規範が防災行動を抑制するという結果が得られた。フィールド実験で報告されていた記述的規範の負の効果が統制された実験環境でも再現され、そのメカニズムについての考察が得られた。

第4章<sup>3</sup>では、第3章でみられた記述的規範の負の効果と境界条件が、より一般的な文脈でも成り立つかを検討した。本章では、第3章の実験で使用された防災行動の種類や記述的規範の水準が限定的であった問題点を解決するために実施された。

## **記述的規範は防災行動の促進に有効か？：第2章の概説**

第2章では、日本人大学生を対象とし、地震防災行動のための非常食備蓄を題材とする実験を実施した。予備実験では、これまで防災行動の主な規定因と想定されてきたリスク認知および対処行動の効果性認知を操作する実験を実施した。リスク認知と効果性認知の操作は成功したものの、リスク認知が防災行動に及ぼす影響は検出されなかった。

一方、本実験では、同じ実験に参加している他者の多数派あるいは少数派が防災行動をとっているという情報を提示することで記述的規範を操作した。防災行動に関する記述的規範が形成されている条件では、同じ実験に参加している他の大学生のうち、88.9%の多数派が防災行動として非常食を入手していると教示された。反対に防災行動の記述的規範が形成されていない条件では、同

---

<sup>2</sup> Ozaki, T., & Nakayachi, K. (2020). When Descriptive Norms Backfire: Attitudes Induce Undesirable Consequences during Disaster Preparation. *Analyses of Social Issues and Public Policy*. <https://doi.org/10.1111/asap.12195>

<sup>3</sup> 尾崎 拓・中谷内 一也 (印刷中). 記述的規範の落とし穴: 防災行動を促進するためのナッジが逆効果になる場合 日本リスク研究学会誌

様に 11.1%の少数者しか非常食を入手していないという情報が提示された。記述的規範の影響を調整する変数として、他者との関係性もあわせて操作した。他者との関係性を操作するために、防災が社会的な営みであり、個人の非常食備蓄が他者を助けるためにも役立つという相互作用を想起させる条件と、防災行動があくまで個人的な対処行動であることを想起させる条件を設定した。

本実験では、多数派が追加調査に参加しているという情報が提示され、記述的規範が形成されている場合に、記述的規範が形成されていない場合よりも、非常食を入手する行動がより多く生じた。ただし、他者との関係性によって記述的規範の効果が調整されることはなかった。本研究の結果は、個人のリスクを低減させるためであっても、人は他者の情報を参照し、行動に反映させることを示す証拠だといえる。本研究の結果から、防災行動の説明と促進のために記述的規範を用いることの有効性が示された。

### **記述的規範が防災行動を抑制する危険はあるか？：第3章の概説**

第3章では、記述的規範の効果を防災行動への態度が調整するという仮説を検証した。クラウドソーシングサイトで募集したアメリカ人 (Study 1) と調査会社によって募集された日本人 (Study 2) へのオンライン実験を実施した。本章での実験は、防災行動として、被災時に役立つ防災に関する情報を収録したリーフレットを実験中に実際に閲読するかどうかを観測した。本章での実験では、記述的規範として多数派 (68.2%の他の実験参加者) がリーフレットを閲読しているという情報を提示し、その効果をこの情報を提示しない統制条件と比較した。そして、この記述的規範が行動に及ぼす影響が、尺度によって測定された防災行動への態度によって調整されるかどうか検討した。

Study 1 では、記述的規範の効果を態度が調整するという仮説は支持されなかった。記述的規範を提示することは、提示しなかった場合と比べて、態度に関わらず斉一的に行動を促進していた。一方、Study 2 では、記述的規範の効果を態度が調整していた。本章での当初の想定は、防災への態度が否定的な場合に、防災行動をとっていない少数の他者への注目が生じることで、記述的規範が本来もつ防災行動を促進する影響が打ち消され、減弱するというものであっ

た。しかし、Study 2 の結果は、この予測より深刻な危険性を示唆するものであった。実際には、態度が否定的な参加者に記述的規範を提示した場合、記述的規範を提示しない場合よりも行動が抑制されるという結果が得られた。記述的規範の負の効果は、単に促進効果が減弱したり消失したりするだけでなく、防災行動を抑制する方向ではたらく可能性がある。また、この態度による調整効果は、一方では、態度が肯定的な参加者に記述的規範を提示することで、行動を促進するという効果として表れていた。しかし、アメリカ人を対象とする Study 1 では、記述的規範の促進効果が態度によって弱まったり、抑制効果にならなかったわけではなかった。総合考察では、2つの実験結果の差異の原因についても考察した。

なお、本章の実験では統制変数としてリスク認知を測定し、その影響もあわせて検討された。本章のいずれの実験でも、リスク認知が防災行動に及ぼす影響は一貫してみられなかった。

#### **危険性と境界条件は一般的か？：第4章の概説**

第4章では、第3章で得られた結果の追試として、日本人を対象とするオンライン実験を実施した。本実験でも、測定された防災行動は第3章の実験と同様に防災に関するリーフレットを閲読するかどうかであった。ただし、第3章で用いた全般的な防災行動についてのリーフレットではなく、6種類の防災行動（食料・飲料水の備蓄・災害情報の収集・防災用品の準備・家具の固定・帰宅困難対策・避難場所の決定）それぞれのリーフレットの閲覧を測定した。さらに、記述的規範として既存の社会調査から得られた複数の防災の実施状況（75.0%（食料・飲料水の備蓄）から17.9%（帰宅困難対策））を用いることで、第3章の知見の一般性を検討した。

実験の結果、記述的規範の水準と防災行動の種類に関わらず、記述的規範と態度の調整効果を想定するべきであることが示唆された。ただし、態度が否定的である場合に記述的規範が防災行動を抑制するという結果は、一部の水準の記述的規範と防災行動でのみみられた。態度の境界条件と記述的規範の負の影

響についての一貫しない結果の原因や、この結果が防災実務に及ぼす影響について考察した。

## 結論

本論文の一連の実験を通じて、記述的規範は防災行動を説明する一つの要因として有望であることが示された。ただし、記述的規範は防災行動を促進するという望ましい効果のみをもつわけではなかった。すなわち、態度理論から予測されるような調整効果によって、記述的規範が防災行動に及ぼす影響は変化する可能性がある。つまり、態度が肯定的な人たちに、すでに多くの人が防災行動をとっているという記述的規範を提示すると、防災行動が促進されるという望ましい結果が得られる。一方で、態度が否定的な人たちに同じ記述的規範を提示することは、記述的規範の副次的な意味を伝達することにつながり、かえって防災行動を抑制する危険性がある。しかし、このような調整効果がみられない実験結果も得られたため、この危険性については頑健性に関する検討が今後必要である。

ただし、個人防災の充実が重要な社会的課題であり、記述的規範がその有望な促進要因として検討されている状況では、本論文の知見は、介入によって望ましくない帰結が生じる可能性をあらかじめ把握しておく必要性を提起するものと位置づけられる。個人防災行動の底上げが望まれるなか、防災行動への態度が否定的である人たちの防災行動を拡充することの優先順位こそ高いといえる。しかし、これらのとくに行動変容が必要な人たちに対して記述的規範による介入を行うことは、かえって個人防災を後退させうる。そのため、現時点では記述的規範を応用して防災行動を促進するような介入を拙速に行うべきではない。記述的規範が防災行動を促進する有効性に関する証拠を集積することと同時に、望ましくない帰結につながるような心理的変数のさらなる特定と、望ましくない帰結の抑制方法もあわせて検討、開発する必要がある。

## 引用文献

- Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50(2), 179–211. [https://doi.org/10.1016/0749-5978\(91\)90020-T](https://doi.org/10.1016/0749-5978(91)90020-T)
- Asch, S. E. (1955). Opinions and Social Pressure. *Scientific American*, 193(5), 31–35. <https://doi.org/10.1038/scientificamerican1155-31>
- Bergquist, M., Nilsson, A., & Schultz, W. P. (2019). A meta-analysis of field-experiments using social norms to promote pro-environmental behaviors. *Global Environmental Change*, 59, 101941. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2019.101941>
- Bubeck, P., Botzen, W. J. W., & Aerts, J. C. J. H. (2012). A review of risk perceptions and other factors that influence flood mitigation behavior. *Risk Analysis*, 32(9), 1481–1495. <https://doi.org/10.1111/j.1539-6924.2011.01783.x>
- Cialdini, R. B., Demaine, L. J., Sagarin, B. J., Barrett, D. W., Rhoads, K., & Winter, P. L. (2006). Managing social norms for persuasive impact. *Social Influence*, 1(1), 3–15. <https://doi.org/10.1080/15534510500181459>
- Cialdini, R. B., & Goldstein, N. J. (2004). Social influence: Compliance and conformity. *Annual Review of Psychology*, 55(1974), 591–621. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.55.090902.142015>
- Cialdini, R. B., Kallgren, C. A., & Reno, R. R. (1991). A Focus Theory of Normative Conduct: A Theoretical Refinement and Reevaluation of the Role of Norms in Human Behavior. In M. P. Zanna (Ed.), *Advances in Experimental Social Psychology* (Vol. 24, pp. 201–234). Academic Press. [https://doi.org/10.1016/S0065-2601\(08\)60330-5](https://doi.org/10.1016/S0065-2601(08)60330-5)
- Cialdini, R. B., Reno, R. R., & Kallgren, C. A. (1990). A focus theory of normative conduct: Recycling the concept of norms to reduce littering in public places. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58(6), 1015–1026. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.58.6.1015>



- Cialdini, R. B., & Trost, M. R. (1998). Social influence: Social norms, conformity and compliance. In D. T. Gilbert, S. T. Fiske, & Gardner. Lindzey (Eds.), *The handbook of social psychology, Vols. 1 and 2* (4th ed., pp. 151–192). McGraw-Hill.
- Coronese, M., Lamperti, F., Keller, K., Chiaromonte, F., & Roventini, A. (2019). Evidence for sharp increase in the economic damages of extreme natural disasters. *Proceedings of the National Academy of Sciences, 116*(43), 21450–21455. <https://doi.org/10.1073/pnas.1907826116>
- Cutter, S. L., Ismail-Zadeh, A., Alcántara-Ayala, I., Altan, O., Baker, D. N., Briceño, S., Gupta, H., Holloway, A., Johnston, D., McBean, G. A., Ogawa, Y., Paton, D., Porio, E., Silbereisen, R. K., Takeuchi, K., Valsecchi, G. B., Vogel, C., & Wu, G. (2015). Global risks: Pool knowledge to stem losses from disasters. *Nature, 522*(7556), 277–279. <https://doi.org/10.1038/522277a>
- Darley, J. M., & Latané, B. (1970). Norms and normative behavior: Field studies of social interdependence. In J. Macaulay & L. Berkowitz (Eds.), *Altruism and helping behavior* (pp. 83–102). Academic Press.
- Deutsch, M., & Gerard, H. B. (1955). A study of normative and informational social influences upon individual judgment. *The Journal of Abnormal and Social Psychology, 51*(3), 629–636.
- Duval, T. S., & Mulilis, J. P. (1999). A Person-Relative-to-Event (PrE) approach to negative threat appeals and earthquake preparedness: A field study. *Journal of Applied Social Psychology, 29*(3), 495–516. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.1999.tb01398.x>
- Fishbein, M., & Ajzen, I. (1975). *Belief, attitude, intention, and behavior: An introduction to theory and research*. Addison-Wesley.
- Floyd, D. L., Prentice-Dunn, S., & Rogers, R. W. (2000). A Meta-Analysis of Research on Protection Motivation Theory. *Journal of Applied Social Psychology, 30*(2), 407–429.

- Frey, D. (1986). Recent research on selective exposure to information. *Advances in Experimental Social Psychology*, 19, 41–80. [https://doi.org/10.1016/S0065-2601\(08\)60212-9](https://doi.org/10.1016/S0065-2601(08)60212-9)
- Goldstein, N. J., Cialdini, R. B., & Griskevicius, V. (2008). A room with a viewpoint: Using social norms to motivate environmental conservation in hotels. *Journal of Consumer Research*, 35(3), 472–482. <https://doi.org/10.1086/586910>
- Heller, K., Alexander, D. B., Gatz, M., Knight, B. G., & Rose, T. (2005). Social and Personal Factors as Predictors of Earthquake Preparation: The Role of Support Provision, Network Discussion, Negative Affect, Age, and Education<sup>1</sup>. *Journal of Applied Social Psychology*, 35(2), 399–422. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2005.tb02127.x>
- Jansen, P. C. P., Snijders, C. C. P., & Willemsen, M. C. (2020). Determinants of Domestic Risk Prevention Behavior: The Importance of Separating Effects Within - Persons and Between - Persons. *Risk Analysis*, risa.13632. <https://doi.org/10.1111/risa.13632>
- Jessor, R., Jessor, S. L., & Finney, J. (1973). A social psychology of marijuana use: Longitudinal studies of high school and college youth. *Journal of Personality and Social Psychology*, 26(1), 1–15. <https://doi.org/10.1037/h0034214>
- Keizer, K., Lindenberg, S., & Steg, L. (2008). The spreading of disorder. *Science*, 322(5908), 1681–1685. <https://doi.org/10.1126/science.1161405>
- 北折 充隆 (2007). 社会規範からの逸脱行動に関する心理学的研究 風間書房.
- Kunreuther, H. C., Ginsberg, R., Miller, L., Sagi, P., Slovic, P., Borkan, B., & Katz, N. (1978). *Disaster insurance protection*. Wiley-Interscience.
- Lapinski, M. K., & Rimal, R. N. (2005). An explication of social norms. *Communication Theory*, 15(2), 127–147. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2885.2005.tb00329.x>
- Lewis, M. A., Neighbors, C., Oster-Aaland, L., Kirkeby, B. S., & Larimer, M. E. (2007). Indicated prevention for incoming freshmen: Personalized normative

- feedback and high-risk drinking. *Addictive Behaviors*, 32(11), 2495–2508.  
<https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2007.06.019>
- Lindell, M. K., & Perry, R. W. (1992). *Behavioral foundations of community emergency planning*. Hemisphere Press.
- Lindell, M. K., & Perry, R. W. (2012). The protective action decision model: Theoretical modifications and additional evidence. *Risk Analysis*, 32(4), 616–632.  
<https://doi.org/10.1111/j.1539-6924.2011.01647.x>
- Lo, A. Y. (2013). The role of social norms in climate adaptation: Mediating risk perception and flood insurance purchase. *Global Environmental Change*, 23(5), 1249–1257. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2013.07.019>
- Melnyk, V., Herpen, E. V., Fischer, A. R. H., & van Trijp, H. C. M. (2011). To think or not to think: The effect of cognitive deliberation on the influence of injunctive versus descriptive social norms. *Psychology and Marketing*, 28(7), 709–729.  
<https://doi.org/10.1002/mar.20408>
- Morsink, K., & Geurts, P. (2012). *The trusted neighbour effect: Local experience and demand for microinsurance* (Institute of Governance Studies (IGS) Working Paper. The Netherlands: University of Twente, 132.).
- Moscovici, S., Lage, E., & Naffrechoux, M. (1969). Influence of a Consistent Minority on the Responses of a Majority in a Color Perception Task. *Sociometry*, 32(4), 365.  
<https://doi.org/10.2307/2786541>
- Mulilis, J.-P., & Duval, T. S. (1995). Negative threat appeals and earthquake preparedness: A person-relative-to-event (PrE) model of coping with threat. *Journal of Applied Social Psychology*, 25(15), 1319–1339.  
<https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.1995.tb02620.x>
- 内閣府 (2014). 地区防災計画ガイドライン
- 内閣府 (2020). 防災白書

- Neighbors, C., Jensen, M., Tidwell, J., Walter, T., Fossos, N., & Lewis, M. A. (2011). Social-norms interventions for light and nondrinking students. *Group Processes & Intergroup Relations*, *14*(5), 651–669. <https://doi.org/10.1177/1368430210398014>
- Nickerson, R. S. (1998). Confirmation bias: A ubiquitous phenomenon in many guises. *Review of General Psychology*, *2*(2), 175–220. <https://doi.org/10.1037%2F1089-2680.2.2.175>
- 野波 寛 (2001). 環境問題における少数者の影響過程—シミュレーション・ゲーミングによる実験的検証 晃洋書房.
- Nyborg, K., Anderies, J. M., Dannenberg, A., Lindahl, T., Schill, C., Schlüter, M., Adger, W. N., Arrow, K. J., Barrett, S., Carpenter, S., III, F. S. C., Crépin, A.-S., Daily, G., Ehrlich, P., Folke, C., Jager, W., Kautsky, N., Levin, S. A., Madsen, O. J., ... de Zeeuw, A. (2016). Social norms as solutions. *Science*, *354*(6308), 42–43. <https://doi.org/10.1126/science.aaf8317>
- Obama, B. (2016). *Presidential Proclamation—National Preparedness Month, 2016*.
- 大竹 文雄 (2019). 行動経済学の使い方 岩波書店.
- 大友 章司・広瀬 幸雄 (2007). 自然災害のリスク関連行動における状況依存型決定と目標志向型決定の2重プロセス 社会心理学研究, *23*(2), 140–151.
- Onuma, H., Shin, K. J., & Managi, S. (2017). Household preparedness for natural disasters: Impact of disaster experience and implications for future disaster risks in Japan. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, *21*, 148–158. <https://doi.org/10.1016/j.ijdr.2016.11.004>
- Paek, H.-J., Hilyard, K., Freimuth, V., Barge, J. K., & Mindlin, M. (2010). Theory-based approaches to understanding public emergency preparedness: Implications for effective health and risk communication. *Journal of Health Communication*, *15*(4), 428–444. <https://doi.org/10.1080/10810731003753083>
- Paton, D. (2003). Disaster preparedness: A social-cognitive perspective. *Disaster Prevention and Management*, *12*(3), 210–216. <https://doi.org/10.1108/09653560310480686>

- Prince, M. A., Reid, A., Carey, K. B., & Neighbors, C. (2014). Effects of normative feedback for drinkers who consume less than the norm: Dodging the boomerang. *Psychology of Addictive Behaviors, 28*(2), 538–544.  
<https://doi.org/10.1037/a0036402>
- Richter, I., Thøgersen, J., & Klöckner, C. (2018). A social norms intervention going wrong: Boomerang effects from descriptive norms information. *Sustainability, 10*(8), 28–48. <https://doi.org/10.3390/su10082848>
- Rivis, A., & Sheeran, P. (2003). Descriptive norms as an additional predictor in the theory of planned behaviour: A meta-analysis. *Current Psychology, 22*(3), 218–233. <https://doi.org/10.1007/s12144-003-1018-2>
- Rogers, R. W. (1975). A protection motivation theory of fear appeals and attitude change. *The Journal of Psychology, 91*, 93–114.
- Rogers, R. W. (1983). Cognitive and physiological processes in fear appeals and attitude change: A revised theory of protection motivation. In J. T. Cacioppo & R. E. Petty (Eds.), *Social Psychophysiology: A Sourcebook* (pp. 153–177). Guilford Press.
- Ross, L., Greene, D., & House, P. (1977). The “false consensus effect”: An egocentric bias in social perception and attribution processes. *Journal of Experimental Social Psychology, 13*(3), 279–301. [https://doi.org/10.1016/0022-1031\(77\)90049-X](https://doi.org/10.1016/0022-1031(77)90049-X)
- Schultz, P. W., Nolan, J. M., Cialdini, R. B., Goldstein, N. J., & Griskevicius, V. (2007). The constructive, destructive, and reconstructive power of social norms. *Psychological Science, 18*(5), 429–434. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2007.01917.x>
- Sheeran, P., Abraham, C., & Orbell, S. (1999). Psychosocial correlates of heterosexual condom use: A meta-analysis. *Psychological Bulletin, 125*(1), 90–132.  
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.125.1.90>

- Sheeran, P., Harris, P. R., & Epton, T. (2014). Does heightening risk appraisals change people's intentions and behavior? A meta-analysis of experimental studies. *Psychological Bulletin*, *140*(2), 511–543. <https://doi.org/10.1037/a0033065>
- Sherif, M. (1935). A study of some social factors in perception. *Archives of Psychology*, *187*.
- Sherif, M. (1936). *The psychology of social norms*. Harper.
- Shreve, C., Fordham, M., Anson, S., Watson, H., Hagen, K., Wadhwa, K., Begg, C., Müller, A., Kuhlicke, C., & Karanci, N. (2014). *Report on risk perception and preparedness*.
- Solberg, C., Rossetto, T., & Joffe, H. (2010). The social psychology of seismic hazard adjustment: Re-evaluating the international literature. *Natural Hazards and Earth System Science*, *10*(8), 1663–1677. <https://doi.org/10.5194/nhess-10-1663-2010>
- Stok, F. M., De Ridder, D. T. D., De Vet, E., & De Wit, J. B. F. (2014). Don't tell me what I should do, but what others do: The influence of descriptive and injunctive peer norms on fruit consumption in adolescents. *British Journal of Health Psychology*, *19*(1), 52–64. <https://doi.org/10.1111/bjhp.12030>
- 高木 彩 (2019). 社会規範はどのように迷惑行為に影響を及ぼすのか: 記述的規範と命令的規範の相違と注目からのアプローチ ナカニシヤ出版.
- 豊沢 純子・唐沢 かおり・福和 伸夫 (2010). 小学生に対する防災教育が保護者の防災行動に及ぼす影響—子どもの感情や認知の変化に注目して— 教育心理学研究, *58*(4), 480–490.
- United Nations Office for Disaster Risk Reduction. (2019). *Human cost of disasters: An overview of the last 20 years 2000-2019*.
- Vinnell, L. J., Milfont, T. L., & McClure, J. (2019). Do social norms affect support for earthquake-strengthening legislation? Comparing the effects of descriptive and injunctive norms. *Environment and Behavior*, *51*(4), 376–400. <https://doi.org/10.1177%2F0013916517752435>

- Wachinger, G., Renn, O., Begg, C., & Kuhlicke, C. (2013). The risk perception paradox: Implications for governance and communication of natural hazards. *Risk Analysis*, 33(6), 1049–1065. <https://doi.org/10.1111/j.1539-6924.2012.01942.x>
- Werch, C. E., & Owen, D. M. (2002). Iatrogenic effects of alcohol and drug prevention programs. *Journal of Studies on Alcohol*, 63(5), 581–590. <https://doi.org/10.15288/jsa.2002.63.581>
- World Conference on Disaster Risk Reduction. (2015). *Sendai Framework for Disaster Risk Reduction 2015-2030*.

## 第2章 記述的規範による防災行動の促進<sup>1,2,3</sup>

### 問題

#### リスク認知による防災行動説明の限界

“人は自然災害の脅威を強く認知するほど、防災行動を実行する。”そのような素朴かつ合理的な想定とは異なり、防災実務においては、自然災害に対する脅威の認知と行動の乖離が問題となっている。たとえば、川島・森田・樋口(2009)の調査では、リスク認知が地震防災としての非常食備蓄行動を予測しないことが示されている。さらに、東日本大震災後でさえ、防災への関心は高まったものの、実際に防災行動をとっている人は限られることが、全国調査の結果から示されている(朝日新聞, 2013)。自然災害の脅威についての認知と行動のギャップは、減災社会を構築するうえで重要な課題であるといえよう。

リスク認知と対処行動の関係性は、リスク研究の領域において改めて問い直されている学術的問題でもある。地震対処行動に焦点を当てた広範なレビュー研究(Solberg, Rossetto, & Joffe, 2010)は、リスク認知と地震対処の間には正の相関を見出した研究が多いものの、その関係性は弱いと報告している。また、自然災害全般に関する論文を広範にレビューした Wachinger, Renn, Begg, & Kuhlicke (2013) は、対処行動意図と対処行動を区別したうえで、自然災害に対するリスク認知が高い場合でも実際の対処行動が生じるとは限らないというリスク認知パラドックスを見出している。また Sheeran, Harris, & Epton (2014) によるメタ分析は、リスク評価を操作した実験的研究の中でも主に健康問題を取り扱った研究について、対処行動に及ぼすリスク評価の効果は小さいことを明らかにしている。これらの知見は、リスク認知の高まりが自分の身を守る行動を促進する、という考えの自明さに再検討を迫るものであるといえる。リスク

---

<sup>1</sup> 本研究の一部は日本社会心理学会第54・55回大会で発表された。

<sup>2</sup> 審査過程で建設的なコメントをくださった匿名の審査者に感謝いたします。

<sup>3</sup> 実験の実施にあたり、同志社大学心理学部4回生(当時)の青木晃子さん、御池すみれさん、上田亮さん、3回生(当時)の長澤俊和さん、氏原令賀さん(それぞれアルファベット順)にご協力を賜りました。記して感謝いたします。



認知のみでは必ずしも対処行動を説明できないというリスク認知パラドックスの知見をふまえ、予備実験において剰余変数を実験的に統制したうえで、リスク認知が高まった場合に実際の防災行動が生起するかを確認する。本研究ではとくに災害への備えとして特定の非常食備蓄に限定することで、対処行動にかかるコストを統制する。また予備実験では他者からの影響を受けない決定場面を設定することでそのバイアスを排除する。そのうえで、本実験において、個人のリスク認知や対処の効果性評価を越えた他者行動についての認知、すなわち記述的規範が対処行動に影響するのではないかという問題を検討する。

### 合理的な対処行動生起過程を仮定する防護動機理論

脅威と対処行動の関係を説明する主要な理論として、防護動機理論 (Rogers, 1975, 1983) が挙げられる。防護動機理論は、脅威評価 (脅威の生起確率と深刻さの情報成分の合成) と、対処評価 (対処行動の効果性・自己効力・反応コストの情報成分の合成) が防護動機を形成し、対処行動を生起させるとする理論である。防護動機理論は、脅威と対処行動についての評価に応じて対処行動が生起するという点で、行為の合理性が前提となっている。ただし、防護動機理論の枠組みを用いた脅威対処についてのこれまでの検討は、主に行動意図を被説明変数として行われてきたところに問題がある (Floyd, Prentice-Dunn, & Rogers, 2000)。なぜなら、意図を越えて、現実の行動を予測できるかどうかは防災研究の重要な課題だからである。そこで予備実験では、実際の災害準備行動を測定し、防護動機理論の枠組みで脅威評価と対処評価が現実の防災行動を予測しうるかどうかについて検討する。防護動機理論を理論的に発展させた Person-Relative-to-Event (PrE) 理論によれば、地震防災行動が生じるのは、脅威評価に相当するイベント評価が高く、かつ防災に対する個人的な資源が充実していると認知される場合に限られることを見出している (Duval & Mulilis, 1999; Mulilis & Duval, 1995)。脅威の大きさの評価のみではなく、脅威評価と個人の資源の評価の比較によって行動が生じるという知見は、防災行動の説明におけるリスク認知以外の変数との組み合わせの重要性を示しているといえる。

先にリスク認知パラドックスについて紹介したが、リスク概念は防護動機理論の脅威評価概念とほぼ互換可能である。なぜなら、リスクとはある行為にともなって望ましくない結果が生起する確率と、その望ましくない結果の深刻さによって定義されるからである。そこで、本研究では脅威評価をリスク認知と同じものとみなして検討を進める。また、対処評価については、防災非常食を備蓄することの効果性についての評価とする。防護動機理論における対処評価概念は、効果性以外に自己効力と反応コストの成分を含むが、本研究で設定した非常食備蓄行動は、自己効力感を要する困難性や反応コストを大きく回避したものであり、効果性についての評価を対処評価と同等に扱うことができると考えられる。

以上述べてきたように、防護動機理論は、脅威と対処手段についての評価が、対処行動を生じさせるという合理性を前提としている。一方でリスク認知パラドックスは、この自明とも言える前提に対する再検討の必要性を示唆している。そこで、まずは対処行動についての合理性を前提とする防護動機理論にもとづく実験的検討を行う。

## 予備実験

### 方法

**実験参加者** 関西地方の私立大学学部生 108 名 (男性 29 名、女性 79 名、年齢  $M = 19.92$  歳、 $SD = 4.76$ ) を参加者とした。実施時期は 2013 年 7 月であった。参加者は、単独または複数 (最大 8 名) で実験に参加した。実験は全てノート型 PC 上で行った。ノート型 PC は参加者 1 名につき 1 台を与えられた。各ノート型 PC の間の仕切りにより、参加者は他の参加者の回答を閲覧できず、また、入室後、他の参加者と会話することも禁じられた。

**選択対象** 地震に備える非常食として、乾パンを選定した。理由は、乾パンが典型的な防災用非常食として知名度が高く、災害に関連する実験参加の報酬としても自然だからである。実験で用いた乾パンはブルボン社製「缶入りカン

パン (キャップ付き) (1 個あたり約 250 円、実験実施時点で賞味期限が 4 年以上残存のもの) であった。

**手続き** 独立変数としてリスク認知 (高低 2 水準) と対処行動の効果性 (高低 2 水準) を操作した。これらはいずれも参加者間要因であり、各水準に 27 名ずつ無作為に配分した。

リスク認知の操作には、Kievik & Gutteling (2011) のリスク情報のフィードバック法を用いた。これは、参加者の居住地域に被害を及ぼすと想定されている、南海トラフ巨大地震の危険性についての情報を、参加者ごとに PC モニター上にフィードバックするものである。参加者は「あなたの地震に対する危険性を計算するため」と教示され、年齢、性別、配偶者および子どもの有無、居住地、通学校地、居住形態、非常食備蓄状況についての個人情報を入力した。その後、「計算する」ボタンを押すと、参加者ごとに地震リスクについて、「かなり高い危険性」あるいは「かなり低い危険性」という見出しとともにメッセージおよび写真がフィードバックされる。しかし実際には、提供された個人情報とは無関係に、いずれか一方のフィードバックを提示することでリスク認知の操作を行った。なお、いずれのメッセージも、内閣府の南海トラフ巨大地震対策検討ワーキンググループ (内閣府, 2012) の報告書に準拠しており、実質的な内容は同一であったが、被害のフレームを変化させた。すなわち、高リスク認知条件においては、参加者が居住する関西地方において想定される死者の実数 (16,600 名) を提示し、それにもとづいて「かなり高い危険性」と説明した一方で、低リスク認知条件においては死者数の人口に占める割合 (0.08%) を提示し、その値が小さいことをもって「かなり低い危険性」とした。

対処行動の効果性を操作するため、乾パン備蓄の効果性についての異なる 2 種類のメッセージを提示した。高効果性条件では、栄養学研究者および管理栄養士による、乾パンのもつ災害時の生命維持に対する効果性についての文章を提示した。一方、低効果性条件では、自治体による乾パン備蓄がすでに充実していること、および東日本大震災において餓死者が発生しなかったことについて

での行政資料を提示した。なお、実験で用いた乾パン備蓄の効果性についてのメッセージを付録に示した。

実験終了後、デブリーフィングを行い、全ての参加者に実験中に提示しなかった条件での情報を開示した。これは、実験で提示した一方のみの情報によって過度な不安や楽観を与えることを防ぐためである。

リスク認知を測定するため、地震防災行動規定因の研究で用いられた、元吉・高尾・池田 (2008) の質問項目（「自分の住んでいる地域は、地震で大きな被害に遭う可能性が高いと思う」、「今住んでいるところは、地震による被害が起きやすい地域だと思う」、「今後 30 年くらいの中に、大きな地震に遭うことがあるだろう」の 3 項目、リッカートスケール 5 件法）を用いた。また、効果性評価を測定するため Kievik & Gutteling (2011) の質問項目を日本語化したもの（「地震やそこからの避難の際に、乾パンを備蓄することがあなた自身の安全に対して有効であると思いますか」、リッカートスケール 5 件法）を用いた。

さらに、従属変数として、乾パン備蓄行動に対する態度、行動意図、非常食選択行動を測定した。態度を測定する尺度は、「乾パンの備蓄を積極的に行いたい」、「乾パンを備蓄したい」、「乾パンの備蓄はできるだけ避けたい（逆転項目）」の 3 項目（リッカートスケール 5 件法）を用いた。態度は実験操作前後の 2 回測定した。次に、乾パンの実物と価格（1 個あたり約 250 円）を示したうえで、行動意図として仮想的な購買希望数を測定した。最後に、実験参加の報酬として図書カード（500 円）と同等金額の乾パンの 2 つの選択肢のうちから、実際にどちらを選ぶかによって非常食選択行動を測定した。

## 結果と考察

操作チェックの結果について、用いた項目の条件ごとの平均値を Table 1 に示した。リスク認知を測定した 3 項目の信頼性は  $\alpha = .68$  であり、十分に高いとはいえなかった。そこで、それぞれの項目の得点を従属変数、リスク認知と効果性を独立変数とする 2 要因の多変量分散分析を行った。その結果、リスク認知の主効果のみ有意であり ( $F(3, 102) = 4.30, p < .01$ )、効果性の主効果と交

Table 1 予備実験における操作チェック項目の平均値 (n = 108)

	高リスク認知 条件		低リスク認知 条件	
	高効果性 条件	低効果性 条件	高効果性 条件	低効果性 条件
リスク認知操作チェック項目				
自分の住んでいる地域は、地震で大きな被害に遭う可能性が高いと思う	3.33 (1.00)	3.44 (1.12)	2.78 (0.85)	2.70 (0.91)
今住んでいるところは、地震による被害が起きやすい地域だと思う	3.04 (1.09)	3.07 (0.96)	2.70 (0.87)	2.70 (0.91)
今後 30 年くらいの間に、大きな地震に遭うことがあるだろう	3.89 (0.70)	3.85 (0.91)	3.78 (0.80)	3.93 (0.78)
効果性操作チェック項目				
地震やそこからの避難の際に、乾パンを備蓄することがあなた自身の安全に対して有効であると思いますか	4.37 (0.79)	3.93 (1.00)	4.37 (0.56)	3.67 (0.83)

注: カッコ内は標準偏差

Table 2 予備実験における非常食選択行動、行動意図、態度 (n = 108)

	高リスク認知 条件		低リスク認知 条件	
	高効果性 条件	低効果性 条件	高効果性 条件	低効果性 条件
行動 (非常食選択行動)				
非常食を選択した割合 (逆正弦変換値)	.26 (30.61)	.22 (28.13)	.19 (25.49)	.22 (28.13)
行動意図				
非常食購買希望数の中央値	5	5	5	5
態度				
実験操作前の平均値 (標準偏差)	3.59 (0.58)	3.73 (0.67)	3.68 (0.78)	3.72 (0.78)
実験操作後の平均値 (標準偏差)	4.23 (0.58)	3.99 (0.69)	4.14 (0.79)	3.88 (0.73)

相互作用は有意でなく ( $F(3, 102) = 0.04, n.s.$ ;  $F(3, 102) = 0.30, n.s.$ )、リスク認知の操作は成功した。また効果性評価についても、リスク認知と効果性を独立変数とする 2 要因の分散分析を行ったところ、効果性の主効果のみが有意であり ( $F(1, 104) = 13.52, p < .001$ )、リスク認知の主効果と交互作用は有意でなく ( $F(1, 104) = 0.69, n.s.$ ;  $F(1, 104) = 0.69, n.s.$ )、効果性の操作も成功した。

Table 2 に、非常食選択行動、行動意図、態度の結果を示す。まず、乾パンという災害向け非常食を選択した参加者の割合は、高リスク認知・高効果性条件で最も高かった。ところが、条件ごとに非常食選択行動をとった参加者の割合の逆正弦変換値を求めて、リスク認知および効果性を要因とする分散分析を行

ったところ、主効果および交互作用はいずれも有意でなかった ( $X^2(1) = 0.22$ , *n.s.*;  $X^2(1) = 0.00$ , *n.s.*;  $X^2(1) = 0.22$ , *n.s.*)。

行動意図としての乾パン購買希望数の中央値は、いずれの条件でも 5 個であった。分散の等質性が仮定されなかったため、Bonferroni 法によって危険率を補正したうえで、リスク認知と効果性を要因とする Mann-Whitney 検定を行ったところ、いずれの要因の効果も有意でなかった ( $U = 1432.00$ , *n.s.*;  $U = 1284.00$ , *n.s.*)。防護動機理論変数の操作による行動意図の変容は認められなかったといえよう。

実験操作後の乾パン備蓄行動に対する態度について測定した 3 項目の内的整合性は  $\alpha = .85$  と十分高い値を示した。そこで参加者ごとに合成変数を求め、リスク認知および効果性を要因とする分散分析を行ったところ、いずれの要因の主効果、交互作用ともに有意でなかった ( $F(1, 104) = 0.61$ , *n.s.*;  $F(1, 104) = 3.52$ , *n.s.*;  $F(1, 104) = 0.00$ , *n.s.*)。そこで、事前態度からの態度変化量を求め、同様に分散分析を行ったところ、効果性の主効果が有意であった ( $F(1, 104) = 9.79$ ,  $p < .01$ )。効果性を高める情報提供が、備蓄行動へのポジティブな態度形成を促すことが示された。しかし、リスク認知の主効果 ( $F(1, 104) = 1.71$ , *n.s.*)、および交互作用は有意でなかった ( $F(1, 104) = 0.16$ , *n.s.*)。

以上の結果から、予備実験の操作が脅威や効果性の評価に影響しながら、行動および行動意図には影響しないことが確認された。この結果は、リスク認知だけでは災害準備行動が説明できないとする、リスク認知パラドックスと同じ方向性にあるといえよう。しかし、今回の結果が観察された別の理由として、実験において操作したリスク認知と、対処行動の関連の弱さが影響した可能性も考えられる。すなわち、リスク認知の操作として災害による死亡推定数を提示し、効果性の操作として非常食の効果性情報を提示したが、両者は関連するものの完全に対応する水準の情報とはいえない。このため、態度が変容した一方で、リスク認知による行動面への効果がみられなかった可能性が計画的行動理論 (Ajzen, 1991) から考えられる。また、予備実験における実験操作は Kievik & Gutteling (2011) を踏襲したが、これは参加者が任意の場所から指定さ

れたウェブサイトアクセスして行われた。それに対して本研究では実験室における集団実験を実施したため、とくに参加者の自己提示や社会的望ましさの影響が強くみられた可能性があり、このことが実験操作のインパクト不足の原因となった可能性もある。上記のような問題や操作のインパクトが十分に強くなかった可能性は残されるものの、しかし、少なくとも今回の実験の設定では、リスクや効果性についての認知的な影響が確認されながら、行動には影響しなかった。そこで今回の実験の設定を前提に、リスクや効果性の評価を越え、どのような社会的変数が防災行動につながるかという問題について、社会規範に着目して以下の検討を行う。

## 本実験

### 防災行動に及ぼす社会的影響の検討

予備実験では、地震防災を脅威に対する個人の備えとみなした。しかし、地震リスクは、個人では対処不可能な脅威であるとも位置づけられる。個人による対処が不可能な脅威に対する集合的な対処行動を説明するモデルとして、防護動機理論を発展させた集合的防護動機モデル (戸塚・深田, 2005) がある。集合的防護動機モデルは、防護動機理論変数に加え、社会評価として実行者割合認知と規範認知が集合的対処行動を生じさせると仮定する。地震防災を社会的な取り組みが必要な対処であると位置づけ直したとき、対処行動に及ぼす社会的影響の検討はいっそう重要になると考える。

地震対処行動に関するレビュー研究 (Solberg et al., 2010) は、地震対処行動を促進する要因として社会規範の存在が示唆されるものの、実証的な研究は少ないと報告している。また、修正された防護動機理論 (Rogers, 1983) や、リスク認知パラドックスについてのレビュー論文 (Wachinger et al., 2013) では、社会的影響に関する変数が検討されている。ただし、これらの変数は、リスク認知を媒介して行動に結びつく変数として検討されていたにすぎない。予備実験の結果が示すように、リスク認知が必ずしも行動と結びつくわけではない以上、予備実験で検討した、脅威と対処行動に対する評価に見合った行動が選択

されんとする意図的な意思決定プロセスではなく、社会的影響が非意図的に行動に影響を及ぼす可能性を検討する必要があると考える。このような非意図的意思決定過程を考慮し、地震防災を含むリスク行動と環境配慮行動について検討したモデルとして、二重動機モデル (Ohtomo & Hirose, 2007; 大友・広瀬, 2007; Ohtomo, Hirose, & Midden, 2011) があげられる。二重動機モデルは、多数派の動向による記述的規範が、非意図的過程を経て行動受容に影響を及ぼすことを示している。ここでいう記述的規範とは、「多数派がどのように振る舞っているか」という情報であると定義され (Cialdini, Reno, & Kallgren, 1990)、集合的防護動機モデルにおける実行者割合認知とほぼ同一の概念である。これらをふまえ、本実験では記述的規範として多数派の非常食備蓄行動の情報を提示し、その影響について検討する。

本実験では、他者行動の情報そのものである記述的規範に加え、その規範をもたらしている他者について、その他者との関係性の影響も検討する。これは、記述的規範をもたらす他者との関係性により、「多数派の振る舞い」に関する記述的規範の効果が調整されると考えたからである。他者との関係性に関して、他者との相互作用がある場面においては、他者の選好を推測する傾向が強まることが知られている (Fehr & Schmidt, 2006)。そして、記述的規範は多数派の非常食に対する選好を表す手がかりとして用いることができる。そのため、他者との相互作用がある関係性において記述的規範の効果が強く、相互作用がない関係性において記述的規範の効果が弱くなると予測した。

本実験では、地震防災行動に及ぼす社会的影響として、記述的規範に着目して検討を行う。さらに、記述的規範は他者の動向によってもたらされるが、その他者との関係性の影響についても検討することで、記述的規範の効果を精緻に把握することを目的とする。

## 方法

**実験参加者** 関西地方の私立大学学部生 113 名 (男性 32 名、女性 81 名、年齢  $M = 20.04$  歳、 $SD = 1.28$ ) を参加者とした。実施時期は 2013 年 12 月であっ



た。参加者には授業成績の加点を行った。なお、予備実験に参加した参加者と本実験参加者の重複はない。

**手続き** 本実験は予備実験と同様の設定の中で実施した。リスクと効果性については予備実験の高リスク認知条件、高効果性条件と同一の手続きをとった。これは防災行動に及ぼす社会的影響を検討するため、予備実験で確認したリスク認知と効果性認知を一定の水準に統制することが望ましいためである。なおこの際、高リスク認知・高効果性条件に統一したのは、予備実験における乾パン選択率が2割程度と低かったことから、検出力を向上するため、選択率を高める方向で設定したかったからである。本実験では、記述的規範（有無2水準）および他者との相互作用を想起させる情報（相互作用の有無2水準）の2つの独立変数を参加者間配置で操作し、参加者を無作為に配分した。

記述的規範の操作は、非常食を報酬とする追加調査を設定し、他の人たちがそれにどれくらい参加しているかを示すことで行った。記述的規範あり条件では、他の参加者の多数派（117名中104名、88.9%）が追加調査に参加して乾パンを得ていることを表す数値とグラフを示した。一方、記述的規範なし条件においては、多数派は追加調査に参加しておらず、117名中13名（11.1%）のみが追加調査に参加して乾パンを得ていることを示した。記述的規範の操作のために提示した情報は実験者が操作した架空のものであったため、実験後にデブリーフィングを行った。

相互作用あり条件では、「非常食を備蓄することは、あなただけでなく、身近な人や社会全体のためになるという大きな意義がある行動です」という文章をはじめとし、乾パンを備蓄することが災害時の他者援助や、他者が参加者を助けることにつながることを述べた。同時に、乾パンを相互にやりとりする模式図を示した。一方、相互作用なし条件では、「非常食を備蓄することは、災害時にあなた個人の命を守るという大きな意義がある行動です」と述べたうえで、乾パンによって個人が助かることを表す模式図を示した。ここでは乾パン備蓄が参加者個人の命を確実に守ることにつながることを、および災害時に自分の命を最優先することの重要性を述べた。

従属変数として乾パン備蓄行動に対する態度、行動意図、非常食入手行動を測定した。態度と行動意図は予備実験と同一の手続きで測定した。非常食入手行動として、乾パン2個(約500円分)を報酬とする、別室での追加調査への参加を測定した。追加調査は自然災害とは関係のないダミーの質問紙調査であり、所要時間は約5分間であった。また、実験を実施した実験室から、別棟の追加調査実施場所までは、徒歩で約3分間移動する必要があるがあった。これらの時間的コストは追加調査の案内の際に明示した。追加調査への参加意思は、まず、PC上で回答するよう求め、さらに、追加調査に実際に参加したかを測定した。なお、実験は約15分間で終了する分量であったが、参加者募集時には所要時間を30分間としていたので、全ての参加者にとって追加調査に参加する時間的余裕は十分にあり、時間的余裕についての個人差の影響は統制されていた。

後日、実験への参加を呼びかけた講義においてデブリーフィングを行い、改めてデータ利用への同意を求め、同意を得られなかった参加者(6名)のデータは分析から除外した。その結果、記述的規範あり・相互作用あり条件に30名、記述的規範あり・相互作用なし条件に22名、記述的規範なし・相互作用あり条件に24名、記述的規範なし・相互作用なし条件に31名、合計107名のデータを分析した。

## 結果と考察

本実験の独立変数はいずれも、直観的に理解可能な、グラフや図によって操作された直接的独立変数と位置づけられる。それゆえ、実験の意図を明らかにせず、後続の反応へのキャリーオーバーの危険性を避けることを重視し、操作チェックは行わなかった。

Table 3に、非常食入手行動、行動意図、態度の結果を示す。まず、非常食を報酬とする追加調査への参加を選択し、実際の行動として非常食を入手した参加者の割合は、記述的規範あり・相互作用なし条件において最も高く、次いで記述的規範あり・相互作用あり条件、記述的規範なし・相互作用なし条件、記述的規範なし・相互作用あり条件と続いた。条件ごとに非常食入手行動をとっ

Table 3 本実験における非常食入手行動、行動意図、態度 ( $n = 107$ )

	記述的規範 あり条件		記述的規範 なし条件	
	相互作用 あり条件	相互作用 なし条件	相互作用 あり条件	相互作用 なし条件
行動 (非常食入手行動) 追加調査に参加した割合 (逆正弦変換値)	.83 (65.91)	.91 (72.45)	.54 (47.39)	.71 (57.40)
行動意図 非常食購買希望数の平均値 (標準偏差)	5.33 (4.00)	6.91 (11.21)	6.75 (10.16)	4.23 (3.34)
態度 実験操作前の平均値 (標準偏差)	3.58 (0.76)	3.52 (0.70)	3.14 (0.98)	3.67 (0.77)
実験操作後の平均値 (標準偏差)	4.12 (0.71)	4.00 (0.64)	3.92 (0.72)	4.03 (0.78)

た参加者の割合の逆正弦変換値を求めて、記述的規範と相互作用の有無を要因とする分散分析を行った。その結果、記述的規範の主効果が有意 ( $X^2(1) = 8.99$ ,  $p < .01$ ) であり、多数派が非常食を入手している場合に、個人の防災行動が促進されることが示された。一方、他者との相互作用要因の主効果は有意でなかった ( $X^2(1) = 2.19$ ,  $n.s.$ )。また、交互作用も有意ではなく ( $X^2(1) = 0.10$ ,  $n.s.$ )、相互作用という他者との関係性が記述的規範の効果を調整するという仮説は支持されなかった。

行動意図としての乾パン購買希望数について、記述的規範と相互作用の有無を要因とする分散分析を行ったところ、記述的規範および相互作用要因の主効果、交互作用はいずれも有意でなかった ( $F(1, 103) = 0.19$ ,  $n.s.$ ;  $F(1, 103) = 0.10$ ,  $n.s.$ ;  $F(1, 103) = 1.95$ ,  $n.s.$ )。

実験操作後の乾パン備蓄行動に対する態度について測定した3項目の内的整合性は  $\alpha = .78$  と十分高い値を示した。そこで参加者ごとに合成変数を求め、記述的規範および相互作用の有無を要因とする分散分析を行ったところ、いずれの要因の主効果、交互作用ともに有意でなかった ( $F(1, 103) = 0.38$ ,  $n.s.$ ;  $F(1, 103) = 0.01$ ,  $n.s.$ ;  $F(1, 103) = 0.72$ ,  $n.s.$ )。そこで、事前態度からの変化量を求めて同様に分散分析を行ったが、いずれの要因の主効果、交互作用ともに有意でなかった ( $F(1, 103) = 0.21$ ,  $n.s.$ ;  $F(1, 103) = 3.61$ ,  $n.s.$ ;  $F(1, 103) = 2.02$ ,  $n.s.$ )。

以上述べてきたように、防災行動に及ぼす社会的影響として、記述的規範の有意な効果が認められた。しかし、実際の行動には記述的規範の影響がみられたにも関わらず、行動意図、態度ともにいずれの独立変数の効果もみられなかった。このことは、多数派の行動についての情報が行動レベルの影響をもたらしたが、それは非常食備蓄行動に対する主観的評価を通してのものではない可能性を示唆する。つまり、多数派がとっているから良い行動だと判断し、自分も同調するという意思決定が行われたわけではなく、対象の内容についての態度変容なしに意思決定が行われる可能性を示している。この結果は一見、不可解に思われるかもしれないが、災害研究では大友・広瀬 (2007, 2014) によって、記述的規範が非意図的過程として地震防災行動に影響することを見出している。本研究は、目標志向型の意味決定によらず行動変容がみられた点で、大友・広瀬 (2007, 2014) の知見と整合的であるといえる。

### 総合考察

本研究は、実験室における地震防災行動の測定を通じ、実際の防災行動を説明する要因を明らかにすることを目的とした。リスク認知による対処行動の説明の限界や、リスク認知と行動の関係性の弱さを報告するレビュー研究を踏まえ、予備実験では、リスク認知を対処行動の主たる規定因とする防護動機理論にもとづく検討を行った。その結果、予備実験では防災行動に対するリスク認知の有意な影響は観察されなかった。この結果は、リスク認知と行動の関係性が必ずしも頑健ではないことを示すと考えられる。

そこで本実験では、リスク認知を越えて実際の防災行動を説明する社会的影響についての検討を行った。本実験では、「多数派がどのように振舞っているか」という情報にもとづく社会規範である記述的規範の影響を検討した。本実験の結果、他者との関係性を表す相互作用の有無による調整効果は見出されなかったが、記述的規範の主効果が確認された。これは、「多数派が備蓄している」という情報にもとづく記述的規範により、多数派に同調して防災行動が生じたことを意味する。本実験の結果から、実際の防災行動の説明に記述的規範

という社会的影響が有効であり、今後の防災研究においてもリスク認知だけでは説明できない防災行動について、記述的規範にもとづく検討が必要であることが示唆される。

本実験では、追加調査に参加することで非常食を得られる状況を設定した。そのため、観察された行動を純粹に防災行動とみなすことはできず、記述的規範が「実験実施者による他の調査への協力行動」を促進していただけたとも解釈できる。このことから、今回見出された記述的規範の効果が、より一般的な文脈、つまり他者の防災行動に関する動向のみを提示するだけで得られるかどうかは、本実験の結果だけから判断することができない。ただし本研究は、防災行動が防災意識と乖離している点を理論および実務の観点から問題視しており、最終的に防災行動を生起させる要因を検討するものである。この立場からは、従来のリスク認知にもとづく防災アピールでは実際の行動が生起するとは限らない一方で、記述的規範を導入すれば実際の行動が促進されることが示されたことが重要だと考える。

本実験において記述的規範が行動に影響した一方で、態度や行動意図に影響しなかったことは、二重動機モデル (Ohtomo & Hirose, 2007; 大友・広瀬, 2007; Ohtomo et al., 2011) が示すように、記述的規範がより受動的な動機 (行動受容) に影響するという知見と整合すると考えられる。しかし、このことに関しても、防災行動についての記述的規範と追加調査への協力についての記述的規範が分離できないことが影響している可能性がある。つまり、追加調査への協力という側面が着目されたために、防災行動に対する主観的評価が変容しなかったとも考えられるのである。また、行動意図の指標として、本実験では非常食に対する仮想的な購買意図を測定した。これは、より直接的な行動意図である「追加調査への参加意思」ではないために、見かけ上行動と行動意図に乖離が生じたとも解釈できる。以上の理由から、記述的規範にもとづく行動生起が非意図的であるかどうかについては慎重に解釈すべきであろう。本研究では、記述的規範の影響過程についての直接の検討はなされていないため、さらに検討が必要である。

## 引用文献

- Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, **50**, 179–211.
- 朝日新聞 (2013). もしもの備え、自覚の差 防災に関する朝日新聞社世論調査. 朝日新聞 11月25日朝刊.
- Cialdini, R. B., Reno, R. R., & Kallgren, C. A. (1990). A focus theory of normative conduct: Recycling the concept of norms to reduce littering in public places. *Journal of Personality and Social Psychology*, **58**, 1015–1026.
- Duval, T. S., & Mulilis, J.-P. (1999). A person-relative-to-event (PrE) approach to negative threat appeals and earthquake preparedness: A field study. *Journal of Applied Social Psychology*, **29**, 495–516.
- Fehr, E., & Schmidt, K. M. (2006). The economics of fairness, reciprocity and altruism: Experimental evidence and new theories. In S.-C. Kolm & J. M. Ythier (Eds.), *Handbook of the Economics of Giving, Altruism and Reciprocity, Volume 1* (1st ed.). Amsterdam: North Holland, pp. 616–691.
- Floyd, D., Prentice-Dunn, S., & Rogers, R. W. (2000). A meta-analysis of research on protection motivation theory. *Journal of Applied Social Psychology*, **30**, 407–429.
- 川島滋和・森田明・樋口貞三 (2009). 都市型地震に対する一般家庭の食料の準備行動—仙台市アンケート調査の分析—. *フードシステム研究*, **16**, 14–24.
- Kievik, M., & Gutteling, J. M. (2011). Yes, we can: Motivate Dutch citizens to engage in self-protective behavior with regard to flood risks. *Natural Hazards*, **59**, 1475–1490.
- 元吉忠寛・高尾堅司・池田三郎 (2008). 家庭防災と地域防災の行動意図の規定因に関する研究. *社会心理学研究*, **23**, 209–220.
- Mulilis, J.-P., & Duval, T. S. (1995). Negative threat appeals and earthquake preparedness: A person-relative-to-event (PrE) model of coping with threat. *Journal of Applied Social Psychology*, **25**, 1319–1339.

- 内閣府 (2012). 南海トラフ巨大地震対策検討ワーキンググループ (第一次報告).
- Ohtomo, S., & Hirose, Y. (2007). The dual-process of reactive and intentional decision-making involved in eco-friendly behavior. *Journal of Environmental Psychology*, **27**, 117–125.
- 大友章司・広瀬幸雄 (2007). 自然災害のリスク関連行動における状況依存型決定と目標志向型決定の2重プロセス. *社会心理学研究*, **23**, 140–151.
- 大友章司・広瀬幸雄 (2014). 震災後の買い溜め、買い控え行動の消費者の心理プロセスの検討. *心理学研究*, **84**, 557–565.
- Ohtomo, S., Hirose, Y., & Midden, C. J. H. (2011). Cultural differences of a dual-motivation model on health risk behaviour. *Journal of Risk Research*, **14**, 85–96.
- Rogers, R. W. (1975). A protection motivation theory of fear appeals and attitude change. *The Journal of Psychology*, **91**, 93–114.
- Rogers, R. W. (1983). Cognitive and physiological processes in fear appeals and attitude change: A revised theory of protection motivation. In J. T. Cacioppo & R. E. Petty (Eds.), *Social Psychophysiology: A Sourcebook*. New York: Guilford Press, pp. 153–177
- Sheeran, P., Harris, P. R., & Epton, T. (2014). Does heightening risk appraisals change people's intentions and behavior? A meta-analysis of experimental studies. *Psychological Bulletin*, **140**, 511–543.
- Solberg, C., Rossetto, T., & Joffe, H. (2010). The social psychology of seismic hazard adjustment: re-evaluating the international literature. *Natural Hazards and Earth System Science*, **10**, 1663–1677.
- 戸塚唯氏・深田博己 (2005). 脅威アピール説得における集合的防護動機モデルの検討. *実験社会心理学研究*, **44**, 54–61.
- Wachinger, G., Renn, O., Begg, C., & Kuhlicke, C. (2013). The Risk Perception Paradox-Implications for Governance and Communication of Natural Hazards. *Risk Analysis*, **33**, 1049–1065.

## 付録: 乾パン備蓄の効果性操作に用いたメッセージ

### 高効果性条件で提示したメッセージおよび出典

1) 非常食についての基礎知識: 1. 避難所ではエネルギー不足が問題 / 2. 乾パンは炭水化物であり、エネルギー摂取に有効 / 3. 乾パンは調理不要であり、非常食に適した食品

出典: 市立千歳市民病院 (2011). 非常時の食事・栄養の豆知識

2) 非常食としての乾パンの長所: 1. 長期保存が可能 / 2. 調理が不要 / 3. 持ち運びが容易 / 4. 高い栄養価 / 5. 腹持ちの良さ

出典: 国立健康・栄養研究所 (編) (2003). 健康・栄養: 知っておきたい基礎知識. 第一出版

### 低効果性条件で提示したメッセージおよび出典

1) 京都府・関西府県における食料備蓄状況: 1. 京都府をはじめとして、自治体による食料備蓄は充実 / 2. 京都府だけで乾パンを30万食備蓄

出典: 京都府 (2012). 資料 (備蓄に係る論点等について)

2) 東日本大震災における災害関連死: 1. 東日本大震災における災害関連死は90%以上が高齢者 / 2. 食料の欠乏が原因で亡くなった方は確認されていない

出典: 復興庁 (2012). 東日本大震災における災害関連死に関する報告



### 第3章 記述的規範が防災行動を抑制する場合: 態度の調整効果

#### **The Effectiveness of Social Norm Approaches**

Social norm approaches, aiming to nudge people toward desirable behavior, are widely applied in various research areas (as a meta-analysis exploring the effectiveness of social norm approaches in field experiments, Bergquist, Nilsson, & Shultz, 2019; as an opinion letter, Nyborg et al., 2016). One of the most comprehensive frameworks of normative influence is the focus theory of normative conduct (Cialdini, Reno, & Kallgren, 1990), which distinguishes social norms as two main parts: injunctive norms (norms concerning the expectancies of other people) and descriptive norms (norms concerning the actual behavior of other people; i.e., the percentage of others who perform the designated behavior).

Cumulative literature shows that descriptive norms promote desirable behavior in various domains. The literature indicates that informing people that many others commit desirable behaviors makes them behave in line with others. The effectiveness of descriptive norms has been observed in disorderly public settings (Keizer, Lindenberg, & Steg, 2008) and concerning pro-environmental behaviors (Goldstein, Cialdini, & Griskevicius, 2008; Melnyk, Herpen, Fischer, & van Trijp, 2011; Schultz, Nolan, Cialdini, Goldstein, & Griskevicius, 2007; for a meta-analysis, Bergquist et al., 2019; for a review, Farrow, Grolleau, & Ibanez, 2017). The effectiveness was also discovered in risk domains, such as the promotion of a healthy diet (Plows et al., 2017; Stok, De Ridder, De Vet, & De Wit, 2014), prevention of risky alcohol consumption (Lewis, Neighbors, Oster-Aaland, Kirkeby,

& Larimer, 2007; Neighbors et al., 2011), and safe sexual behaviors (for a meta-analysis, Sheeran, Abraham, & Orbell, 1999). Overall, descriptive normative approaches could influence desirable behavior (for reviews, Cialdini & Goldstein, 2004; Dempsey, McAlaney, & Bewick, 2018; Lapinski & Rimal, 2005; for a meta-analysis, Ravis & Sheeran, 2003). Even when personal behavior change is targeted, it is also essential to consider social influences.

Injunctive norms have also been shown to play an essential role in social norm approaches. Not only injunctive norms but also the combination of injunctive and descriptive norms were found to successfully promote desirable social behaviors (e.g., Alcott, 2011; Costa & Kahn, 2013; for a review, Farrow et al. 2017).

### **Descriptive Norms Can Backfire**

We investigated not only the promotive effect of descriptive norms but also the pitfalls of them, such as the boomerang effect (Richter, Thøgersen, & Klöckner, 2018; Schultz et al., 2007). Schultz et al. (2007) reported that a descriptive normative message triggered the boomerang effect, but that injunctive norms resolved the negative outcome induced by descriptive norms. While this research demonstrated that the reconstructive power of the injunctive norms, the mechanisms of the backfire's occurrence were not directly examined. In the current study, we focused only on descriptive norms, not injunctive norms, as descriptive norms were assumed to trigger the boomerang effect. The sole examination of descriptive norms in the current study would allow us to understand the mechanisms of the backfire effect. While the possible pitfalls of descriptive norms have been stated, the mechanisms behind their backfire are less understood because the results

came from field experiments (Farrow et al., 2017). There are also contradictory theories. Werch and Owen (2002) reported in their literature review that there is an unignorable possibility of a boomerang effect on the health promotion domain, whereas Prince, Reid, Carey, and Neighbors (2014) denied the possibility based on a series of studies. We thus developed controlled, high-powered experiments to explore the backfire effect and examined the descriptive norms process.

### **The Double Meanings of Descriptive Norms and Attitude as a Moderator**

We focused on the double meanings of descriptive normative information and attitude as a potential moderator to investigate the adverse effects of descriptive norms. Descriptive normative information includes two discrepant meanings: most people behave in a desirable manner; however, a minority of people do not. Usually, the majority is focused on; however, the existence of the minority has been highlighted in some cases.

Attitudes also play an essential role in reasoning descriptive normative information. It is well known that individuals are motivated for attitude consistency: for example, cognitive dissonance theory (Festinger, 1957) and balance theory (Heider, 1958). To maintain consistency, people selectively accept or refuse the presented information. People tend to interpret the information along with their held attitudes (Brock & Balloun, 1967; Fraser-Mackenzie & Dror, 2009; Lord, Ross, & Lepper, 1979; for a review, Frey, 1986). Kunda (1990) summarized motivated reasoning and described bias, in which people utilize information to reach their desired goals. This is also known as confirmation bias—the tendency to ignore information that does not suit one's preferred beliefs and utilize the

information that matches one's expectations to confirm their personal beliefs (Snyder & Cantor, 1979; Wason, 1968; for reviews, Baron, 2000; Nickerson, 1998).

People who already possess negative attitudes toward the designated behaviors may focus on the minority who did not act in the designated way. Moreover, they might try to utilize the minority trend, by implying that because some people did not perform the desirable behavior, their previously possessed attitudes are confirmed. When people plan to persuade others using normative information, confirmation bias can be an obstacle (Nickerson, 1998). We considered that individuals' way of reasoning may induce the adverse effects of descriptive norms. By contrast, those who held positive attitudes would be straightforwardly influenced by the majority, thus fostering the promotive effects of descriptive norms.

We assumed that attitudes may play a moderator role. Melnyk et al. (2011) noted that descriptive normative messages promoted pro-environmental behaviors; however, the promotion only occurred among the participants who believed the normative messages were real. Our reinterpretation of those results is that the believers held relatively positive pre-attitudes compared to the non-believers. This resulted in normative information being received without conflict; i.e., a promotive effect. Non-believers who held negative attitudes, on the other hand, did not utilize the information to confirm their attitudes; thus, there was no influence on the norms. Although Melnyk and colleagues did not directly assess previously possessed attitudes, we believe their results suggest that descriptive norms work differently in marginal conditions.

### **An Alternative Explanation of the Backfire from Social Identity Theory**

The backfire effect of descriptive norms can be predicted using social identity theory (Tajfel, 1982; Tajfel & Turner, 1979; Turner, 1982), which considers not only the unidirectional effect of social norms but also the normative influence as the group processes (as a counterargument to the informational dependence approach: Hogg & Abrams, 1988; Hogg & Turner, 1987; Turner, 1987). Thus, the receivers of social norms would not just be passive but have the motivation to maintain their social identity. This perspective views conformity as an identification contingent. Empirically, the moderating effects of social identity on the effects of social norms have been reported (Neighbors et al., 2010; Rinker & Neighbors, 2014).

Social identity theory also distinguishes the influence of group norms derived from the in-group and out-group because social identity is attributed to the source of the norms. Known as group polarization (Myers & Lamm, 1976; Wetherell, 1987), a group member's opinion becomes polarized when confronting the out-group's opinion as a means of distinguishing the difference between the in-group norm and out-group one (Mackie, 1986; Wilder, 1990). Further, the social identity approach has already applied to analyze the real-world problem, such as the one that we aimed to examine (Reicher, 1987).

In our current studies, positive attitudes holders were those who tended to identify themselves with the majority of people who had already prepare for the disaster because of their similarity in beliefs. Such identification would encourage those with positive attitudes to follow the majority. However, participants with negative attitudes participants were those who could not view themselves as belonging to the majority. They instead identified

themselves as being in the minority group who did not prepare. Consequently, they were willing to follow the minority and tended not to prepare: the backfire effect.

### **Social Norm Approaches on Disaster Risk Reduction**

Practically and theoretically, disaster preparation can be investigated using social norm approaches. In recent years, the importance of personal preparation for natural hazards has been widely recognized (for a review, Levac, Toal-Sullivan, & O’Sullivan, 2012). However, there is a limitation to promote disaster defense without social norms because the traditional approaches did not fully consider the social norm effects (Solberg, Rossetto, & Joffe, 2010).

Lack of preparation toward disasters is a key practical issue. In 2015, a United Nations conference—the World Conference on Disaster Risk Reduction—adopted the Sendai Framework, which declared that, not only should the public sectors be prepared, but individual citizens also share a responsibility to survive future natural disasters. The U.S. president also published a proclamation that called for citizens’ personal preparation for catastrophe, and he defined September 2016 as “National Preparedness Month.” Although Japan is one of the most disaster-prone countries, individual mitigation activities are still insufficient (Onuma, Shin, & Managi, 2017).

Theoretical concerns concerning disaster risk reduction are also associated with social normative approaches. Most commonly, risk perception has been the primary explanatory variable for disaster preparation behavior in conventional psychological models (i.e., the Protective Action Decision Model, Lindell & Perry, 1992, 2012; the Protection Motivation Theory, Rogers, 1975, 1983; and the Person-Relative-to-Event

Model, Duval & Mulilis, 1999; Mulilis & Duval, 1995). Their central assumption was that high-risk perception would promote preparation. However, recent review literature showed that the relationship between risk perception and behavior was weak or even null (Bubeck, Botzen, & Aerts, 2012; Ratner & Riis, 2014; Shreve et al., 2014; Solberg et al., 2010; Wachinger, Renn, Begg, & Kuhlicke, 2013). Furthermore, a meta-analysis showed that the correlation between risk appraisal and behavior was seemingly small (Rivis & Sheeran, 2003). Wachinger et al. (2013) named this expected but not strong relationship as the “risk perception paradox.” Their consideration implies the necessity of exploring the factors that promote preparation.

Descriptive norms are one of the potential promotive elements of disaster preparedness. Solberg et al. (2010) noted that social norms might promote behavior toward natural hazards, even though there have been insufficient empirical investigations. A variety of researchers suggested the potential effects of social influences; for example, subjective norms (Ajzen, 1991), normative beliefs (Paton, 2003), environmental elements (Rogers, 1983), and peer influence (Wachinger et al., 2013). Even private disaster preparation can be influenced by social pressures. Some studies have already shown that descriptive norms play an essential role in disaster preparation (Lo, 2013; Kunreuther et al., 1978; Morsink & Geurts, 2012; Paek, Hilyard, Freimuth, Barge, & Mindlin, 2010; Vinnell, Milfont, & McClure, 2019).

Notably, the backfire effects of descriptive norms have not been investigated in the disaster risk domain. We thus conducted two experiments to clarify the effectiveness and possible pitfalls of the normative approach in this context.

## **Study Overview**

We hypothesized that the attitudes that were previously possessed (pre-attitudes) would moderate the effects of descriptive norms. The pre-attitudes were measured to identify the participants' default standpoint regarding preparing for future disasters (i.e., the following normative information would be interpreted along with the pre-attitudes). The valence of the pre-attitudes could range from negative to positive. Negative pre-attitudes meant that the participants had unfavorable position toward preparation on the affective, behavioral, and cognitive dimensions, while participants with positive pre-attitudes seemed to be in favor of the preparation.

We showed participants descriptive normative information that described that most other participants had already prepared for the disasters and the minority did not. The moderation effect can thus be described as follows: participants' preparation behavior would be promoted by descriptive normative messages when they held positive pre-attitudes. This effect results from their focus on the majority who have already prepared for the disasters. By contrast, among participants who held negative pre-attitudes, the promotive effects of the normative messages would be too small to be detected because the unintended focus on the minority would attenuate the positive influences of the norms. Consequently, those holding negative pre-attitudes might focus on the minority to confirm their attitudes.

Farrow et al. (2017) claimed that the information processing of social norms is still unknown, even though the effectiveness of social norm approaches is recognized. Our hypothesis testing will theoretically contribute to clarifying the mechanisms behind



descriptive norms and their implications. Additionally, identification of the moderator of social norms will be useful when applying social norm approaches in disaster preparation policy.

The present studies were pre-registered using the template presented by van't Veer and Giner-Sorolla (2016). All materials and the pre-registration manuscript were uploaded to the Open Science Framework (OSF) prior to data collection. All studies were conducted single blind. During the first study, however, we ran into problems with participants from a U.S. crowdsourcing site. The considerable number of responses suggested repeated participation by the same participants. Thus, we decided to terminate data collection in Study 1 in the middle of the collection process and conducted Study 2, in which we recruited participants from another trustworthy online survey panel in Japan. The study protocols were approved by the Institutional Review Board.

## Study 1

### Method

**Differences between the present study and the pre-registration.** This study corresponds to “Study 3” in the pre-registration. Although the pre-registration described three experiments about the boomerang effect of descriptive norms, we only conducted Study 3 in the pre-registration because of the first author’s lack of research resources. Despite its incompleteness, we decided to conduct Study 3 as Study 1 in this paper because it was the central part of our hypothesis testing.

In Study 1, we terminated data collection in the middle because we suspected that some of the participants participated in the experiment more than once. We attempted to restrict multiple participation using tools provided by CrowdFlower and Qualtrics before data collection; however, given the responses, we deemed these efforts to be insufficient. To handle this problem, we excluded the suspect participants as an additional criterion to the pre-registered exclusion criteria. The other part of the study was identical to the pre-registration.

**Sample size calculation.** In this subsection, we summarize the description of sample size calculations reported in the pre-registration. We set two-tailed significance level ( $\alpha$ ) at .05 and intended to obtain power ( $1 - \beta$ ) at .80 to detect the estimated effect sizes. To assess effect sizes, we referred to Melnyk et al. (2011), which investigated the effect of descriptive normative messages on the number of thoughts, attitudes, and behavioral intention toward environmentally friendly processed farm products. That study included an online experiment as well as our recent surveys. They reported a medium-sized effect of descriptive norms on participants' behavior intention (odds ratio = 2.08). We assumed a smaller effect on actual behavior than on intention, using the odds ratio of 1.44 (equivalent to Cohen's  $d = 0.20$ ), which we posited was the minimum effect to detect real-world application.

To detect the effect size in the logistic regression model, the requisite sample size was calculated. The base probability of reading the leaflet was set at 68.2%, which was adapted from a preliminary study. We estimated that the covariates would explain 25% of the variance of the outcome. We considered that 382 participants were necessary. An

instructional manipulation check was presented to exclude satisficers (Oppenheimer, Meyvis, & Davidenko, 2009). We assumed 80% of participants would pass the instructional manipulation check (Klein et al., 2014). Furthermore, an attention check was presented to ask participants to confirm their memory of the provided descriptive normative information. We estimated that 90% of participants would successfully pass the attention check. The pass rate estimation was set based on the difficulty level of the attention check and our previous experiences. Finally, we planned to recruit 531 participants.

**Participants.** Participants who could understand English and lived in the U.S. were recruited from CrowdFlower. Participants were paid \$1.50 for participation. A total of 428 responses were collected. Retrieved latitude and longitude location data were used to exclude suspected multiple participation ( $n = 127$ ).<sup>1</sup> Identifiable information was removed and replaced with unique flags for replication when the obtained data were uploaded to OSF. We referred to a discussion on an Internet forum regarding exclusion ([https://groups.google.com/forum/#!topic/otree/H8\\_xJeangAk](https://groups.google.com/forum/#!topic/otree/H8_xJeangAk)). We also referred to a discussion about recruiting participants on a crowdsourcing site by Paolacci, Chandler, and Ipeirotis (2010).

According to the pre-registration, we used latitude and longitude location data to exclude participants who participated in the experiment outside of the U.S. ( $n = 2$ ). Participants who did not complete the questionnaire ( $n = 41$ ), responded that they participated in a similar survey ( $n = 30$ ), participated for less than one minute ( $n = 19$ ),

---

<sup>1</sup> We observed 16 unique combinations of the exact same latitude and longitude (about 14 digits for each latitude and longitude). In one case, 24 responses were recorded from the same location. We believed that a bot (i.e., a computer program) was used to complete the responses instead of a person. In addition, the responses that did not contain location data were also excluded.

failed to pass the instructional manipulation check ( $n = 33$ ), and failed to pass the attention check ( $n = 17$ ) were excluded. The excluded participants above included duplications.

As a result, 262 participants were finally included in the analyses (179 women, 81 men, and 2 other). Recalculation indicated statistical power  $(1 - \beta) = .64$  based on the actual sample size. In other words, the actual sample size yielded power of .80 to detect effects as small as odds ratio = 1.56. Based on the findings that white women are more sensitive to risks than men (Flynn, Slovic, & Mertz, 1994), we considered sex as a control variable. Sex was coded as women = 1 and not women (men, other, and “prefer not to answer”) = 0. Participants’ mean age was 37.72 years ( $SD = 13.29$ ).

**Procedure.** The experiment was conducted on the Internet, and the questionnaire was built using Qualtrics. At the beginning of the questionnaire, we presented a description of a natural disaster in the U.S. This description provided details about recent catastrophic disasters in the U.S. and noted the importance of preparation. Following the description, risk perception of natural disasters was measured by four items on a 7-point Likert scale ranging from 1 (*extremely low*) to 7 (*extremely high*). The items concerned 1) effect on physical risk, 2) probability of physical risk, 3) effect on financial risk, and 4) probability of financial risk. According to the definition of risk (National Research Council, 1989), risk perception was calculated as  $1) * 2) + 3) * 4)$ .

After measuring risk perception, an instructional manipulation check item was presented. Participants who failed to follow the instructions could proceed to the next questions; however, their answers were not included in the analyses.

In the next section, pre-attitudes were measured using 10 items on an 11-point Likert scale ranging from 1 (*disagree very strongly*) to 11 (*agree very strongly*). To measure pre-attitudes, participants were asked to rate their thoughts about, “In preparation for natural disasters, what do you think of ‘knowing information about preparation.’” The items were as follows (items with an asterisk refer to reverse scored items): “I want to learn preparation routinely,” “I think it is interesting to know information about preparation,” “I think checking information about preparation spontaneously is important,” “I think I need to look for opportunities to know information about preparation,” “I am always aware of need for preparation,” “It seems time-consuming to learn information about preparation\*,” “I do not think knowing information about preparation is essential to survive\*,” “I am negative about knowing information about preparation\*,” “I think knowing information about preparation is boring\*,” and “I prefer avoiding information about preparation\*.” The scale covered the three components of attitudes—cognitive, emotional, and behavioral (Rosenberg & Hovland, 1960). The items were developed based on laypersons’ discourse of information-seeking preparation toward natural disasters.

On the next page, an explanation of a ten-page leaflet containing useful tips and information to help households be fully prepared for natural disasters was presented. The leaflet was produced by the Tokyo Metropolitan Government (<http://www.metro.tokyo.jp/ENGLISH/GUIDE/BOSAI/index.htm>).

After the explanation, an experimental manipulation was conducted between participants. Before participants decided to read it, half (randomly assigned, Qualtrics generated random numbers) saw descriptive normative information, and the other half did

not see normative information (controls). Descriptive normative messages stated that the total number of the past participants in this study was 107, and most other participants (68.2%) read the leaflet during this survey and the minority of them did not (31.8%). The proportion was obtained by a preliminary study using the same sample pool; we did not use deception. The proportion was somewhat moderate when adapting the descriptive norm manipulation (cf. 75% in Goldstein et al., 2008; 64% in Melnyk et al., 2011; 91% or “at maximum degree” in Richter et al., 2018). The moderate level of the descriptive norms was beneficial compared to using strong descriptive norms because it meant that the designated behavior was not prevalent, suggesting that there was ample for social improvement using the social norm approaches. Along with both percentages, the reasons why other participants read or did not read the leaflet were also shown; for example, “seemingly useful information in the leaflet” and “already well prepared for disasters.” Descriptive normative messages explained that other participants made their choice independently. After the manipulation, the actual behavior to read or not read the leaflet was observed. Participants were explicitly informed that they would be paid regardless of their choice.

In the next section, the need for cognition was measured by 18 items. The need for cognition (Cacioppo & Petty, 1982; Cacioppo, Petty, & Feng Kao, 1984) was assumed as a covariate for analysis because the extent that participants examine a message can influence the depth of their reasoning about the behavior of others. Subsequently, we asked about the participants’ sex and age. Finally, as an attention check, participants were asked whether the message stated that over 50% of past participants decided to read the leaflet, and then they

were thanked. Participants who correctly answered the attention check were included in the analysis.

We did not conduct an experimental manipulation check because the manipulation of descriptive norms seemed obvious. Alternatively, we adopted the attention check to confirm that the participants were under the effects of descriptive norms.

## **Results and Discussion**

**Descriptive statistics.** All analyses were conducted using R version 3.6.1. The experiment was conducted from January to February 2017. Table 1 indicates the number and proportion of participants who performed disaster preparation behavior in each condition and their combined pre-attitudes (stratified by median). Participants who held positive pre-attitudes and were in the descriptive norms condition had the highest probability of reading the leaflet about disaster preparation. However, contrary to our hypothesis, participants who held negative pre-attitudes also had a high probability of performing the behavior when they were presented with the normative message. The median reading time of the leaflet was 63.65 seconds. Half of the participants who chose to read the leaflet read it for more than one minute.

Table 1.

*The Number and Proportion of Participants who Read the Leaflet (N = 262)*

			Behavior	
			No <i>n</i> (%)	Yes <i>n</i> (%)
Condition				
Control	Pre-attitudes	High	23 (36.5)	40 (63.5)
		Low	44 (59.5)	30 (40.5)
Descriptive norms	Pre-attitudes	High	9 (12.9)	61 (87.1)
		Low	18 (32.7)	37 (67.3)

*Note:* The pre-attitudes indicating high or low stratified by the median (8.40).

**Confirmatory analysis: model comparison between the main effects model and the interaction effect model.**<sup>2</sup> To test the interaction effect between descriptive norms and pre-attitudes, we constructed two logistic regression models. Preparation behavior (dichotomous variable: *read the leaflet* = 1, *not read* = 0) was introduced in the logistic regression models as an objective variable. Descriptive norms (dichotomous variable: descriptive norm condition = 1, control condition = 0) and pre-attitudes (continuous variable: centered to avoid multicollinearity) were considered as explanatory variables. Pre-attitudes and need for cognition were computed by averaging each scale, and they showed excellent internal consistency (Cronbach's  $\alpha = .90$  and  $.93$ , respectively).

Sex, need for cognition, and risk perception were entered into the models as covariates. To test the interaction effects, we conducted a likelihood-ratio test between two

<sup>2</sup> The pre-registered hypothesis test is reported in this confirmatory analysis section. Further analyses not described in the pre-registration are reported in the exploratory analyses section.



models. The main effects model involved the explanatory variables and the covariates, which meant there were only main effects. The model was considered as the null hypothesis model. The interaction effect model involved an interaction term between descriptive norms and the pre-attitudes with all covariates and the main effects. The model was considered as an alternative hypothesis model. It is known that the difference between the two model's deviance follows the chi-square distribution. The likelihood-ratio test did not reject the null hypothesis model,  $\chi^2(1) = 0.63, p = .43$ . The interaction model was not adopted. Akaike Information Criterion (AIC) also indicated that the main effects model was valid. The Variation Inflation Factors (VIFs) of the main effects model was less than 1.34, and it seemed that there were no multicollinearity problems. The results of the logistic regression analyses are shown in Table 2. The table was created using R package "texreg" (Leifeld, 2013).

Table 2.

*The Estimates and the Standard Errors of the Logistic Regression Models (N = 262)*

	Main effects model	Interaction effect model
Intercept	0.31 (0.83)	0.37 (0.83)
Risk perception	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
Need for cognition	-0.09 (0.21)	-0.11 (0.21)
Sex	-0.00 (0.30)	-0.01 (0.30)
Pre-attitudes	0.32 ** (0.11)	0.27 * (0.12)
Descriptive norms	1.19 *** (0.28)	1.22 *** (0.29)
Pre-attitudes * Descriptive norms		0.15 (0.19)
AIC	319.60	320.97
BIC	341.01	345.94
Log Likelihood	-153.80	-153.48
Deviance	307.60	306.97

Note: The preparation behavior was regressed by the explanatory variables and covariates. Descriptive norms and the pre-attitudes were explanatory variables. Sex, need for cognition, and risk perception were considered covariates. The preparation behavior was coded as 0 = not read the leaflet, 1 = read the leaflet; descriptive norm was coded as 0 = control condition, 1 = descriptive norm condition; and sex was coded as 0 = non-female, 1 = female. Pre-attitude was centered. AIC refers to Akaike Information Criterion and BIC refers to Bayesian Information Criterion.

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ .

Table 3.  
*Effect Sizes of the Main Effects Model*

	Coefficient (log odds ratio)	95% CI	Odds ratio	95% CI	Risk ratio	95% CI	Cohen's <i>d</i>	95% CI
Pre-attitudes	0.32	[0.02, 0.51]	1.37	[1.11, 1.70]	1.06	[1.02, 1.09]	0.18	[0.06, 0.29]
Descriptive norms	1.19	[0.66, 1.79]	3.30	[1.89, 5.75]	1.33	[1.21, 1.42]	0.66	[0.35, 0.96]

In the main effect model, significant promotive effects of descriptive norms and pre-attitudes were observed. The estimated log odds ratios were converted to odds ratios, risk ratios, and Cohen's *ds* for interpretation (Table 3). When the effect size of descriptive norms corresponded to a Cohen's *d*, it is considered an intermediate effect size. Risk ratio was calculated using the transformation method developed to control its inflation by Zhang and Yu (1998) and Grant (2014). The relative risk ratio represented that showing a descriptive normative message multiplied the chance of taking preparation behavior by 1.33 times as compared to not showing the message. These effect sizes are meaningful for actual application concerning promoting preparedness toward natural disasters.

**Exploratory analyses: examining reading time of normative messages.** The results that descriptive norms promoted the designated behavior regardless of their pre-attitudes were contrary to our prediction. To examine the influence of descriptive norms, an exploratory analysis was conducted. We analyzed the data concerning the duration on the page of the Qualtrics questionnaire, which informed descriptive norms.

One hundred twenty-five participants were shown descriptive normative messages during the survey. When we stratified participants by the median of pre-attitudes (8.50), we found the following descriptive statistics about the reading time of normative information. Among those who held negative and positive pre-attitudes, median reading time was 34.85 and 46.52 seconds,

respectively. The simple correlation between pre-attitudes and reading time was  $r = .15$ , 95% CI [-.03, .31],  $p = .11$ .

The duration time was regressed by an explanatory variable—pre-attitudes. Sex, need for cognition, and risk perception were entered into the model as covariates. We did not apply the experimental condition and the interaction term because this analysis was conducted on the extracted participants. The duration time did not follow a normal distribution; thus, we adopted generalized linear modeling. The objective variable—reading time—was a non-negative continuous variable; therefore, we considered it would follow a Gamma distribution (Palmer, Horowitz, Torralba, & Wolfe, 2011), and the inverse function was used as the canonical link function. The generalized linear model showed a significant effect of pre-attitudes, indicating that pre-attitudes correlated with reading time (coefficient = -0.004, 95% CI[-0.006, -0.002],  $p = .001$ ). The minus coefficient meant a positive correlation because we used the inverse link function and the predicted value was the inverse of reading time. The intercept of the model was 27.36 seconds, the inverse of the coefficient of the intercept = 0.037, 95% CI[0.018, 0.055],  $p < .001$ . If pre-attitudes increased one unit from the intercept, mean reading time increased to 30.43 seconds (3.07 seconds longer than the intercept and the inverse of 0.037 minus 0.004). Reading time decreased with a decrease in pre-attitudes in a hyperbolic way. Those who held negative pre-attitudes read the normative messages for less time than did those who held positive pre-attitudes. Although the former saw normative information for a short time period, descriptive normative messages promoted their behavior. Descriptive norms might induce conformity without reflection of normative information among those who hold negative pre-attitudes.

The hypothesis that pre-attitudes moderate the effects of descriptive norms was not supported in Study 1. We found no evidence that descriptive norms backfire owing to pre-

attitudes. The results showed the promotive effects of descriptive norms on overt preparation behavior, and the effect size was considerable. The exploratory analysis suggested that holding negative pre-attitudes might not lead one to process normative messages as deeply as those who hold positive pre-attitudes; therefore, they impulsively conformed to the majority.

However, we could not determine whether descriptive norms cause undesirable consequences because the sample size was inadequate. In Study 2, we adopted a reliable sample pool to replicate Study 1.

## **Study 2**

Although our pre-registration only assumed Study 1 during the initial phases of the study, we decided to conduct Study 2 for a direct replication to resolve the sample quality problem. Study 2 had an identical study focus and almost the same procedures. We recruited reliable participants from a Japanese participant panel, which was retained by a Japanese marketing company (Cross Marketing Inc.). All materials were uploaded to OSF before data collection.

### **Method**

**Participants.** The requisite sample size was identical to Study 1: 382 participants. Considering the failure rate of the instructional manipulation check and the attention check in Study 1, we aimed to recruit 416 participants. This sample would result in statistical power of .80 to detect an effect size odds ratio of 1.44. Cross Marketing Inc. already conducted the duplication checks about participants' registry and ensured the uniqueness of the participation; thus, we did not exclude participants based on geolocation data.

Participants who could understand Japanese and live in Japan participated. Participants were paid non-monetary incentives, which can translate to some services and goods. A total of 541 responses were collected.

Participants who responded outside of Japan ( $n = 3$ ), did not provide informed consent ( $n = 25$ ), did not complete the questionnaire ( $n = 41$ ), participated for less than one minute ( $n = 75$ ), participated for more than one hour ( $n = 1$ ), failed to pass the instructional manipulation check ( $n = 66$ ), and failed to pass the attention check ( $n = 72$ ) were excluded.

The number of participants who failed to pass the instructional manipulation check and the attention check exceeded our expectation; therefore, the actual sample size ( $N = 329$ ; 107 women, 209 men, 13 did not report their sex) was insufficient to obtain our desired power. Recalculation of power indicated that the actual power was .74. The actual sample size yielded power of .80 to detect effects as small as odds ratio = 1.48. Participants' mean age was 52.89 years ( $SD = 10.34$ ).

**Procedure.** We translated the English questionnaire used in Study 1 to Japanese. We did not apply back-translation because the authors' first language was Japanese. The description of natural disasters was modified to fit the Japanese context (i.e., focusing on earthquakes instead of hurricanes and other disasters as in Study 1). The need for cognition was measured by the Need for Cognition scale–Japanese edition (Kouyama & Fujihara, 1991). The other questionnaire parts and the procedure were identical to those of Study 1.

## **Results and Discussion**

**Descriptive statistics.** The experiment was conducted in May 2019. Table 4 indicates the number and proportion of participants who read the leaflet in each condition and their pre-attitudes (stratified by median). Participants who held positive pre-attitudes and were in the

Table 4.

*The Number and Proportion of Participants who Read the Leaflet (N = 329)*

			Behavior	
			No <i>n</i> (%)	Yes <i>n</i> (%)
Condition				
Control	Pre-attitudes	High	14 (12.4)	99 (87.6)
		Low	17 (17.9)	78 (82.1)
Descriptive norms	Pre-attitudes	High	4 (7.5)	49 (92.5)
		Low	18 (26.5)	50 (73.5)

*Note:* The pre-attitudes indicating high or low stratified by the median (8.70).

descriptive norms condition showed the highest probability to take preparation behavior. More importantly, participants who held negative pre-attitudes and were in the descriptive norms condition showed the lowest behavior rate. Those who held negative pre-attitudes suppressed their behavior when they were presented with descriptive norms. The median reading time for the leaflet was 42.83 seconds.

**Confirmatory analysis: model comparison between the main effects model and the interaction effect model.** As in Study 1, we constructed two logistic regression models: the main effects model and the interaction effect model. Preparation behaviors were regressed by the explanatory variables and covariates. Pre-attitudes and need for cognition were computed by averaging each scale, which showed excellent internal consistency (Cronbach's  $\alpha = .91$  and  $.88$ , respectively). To test interaction effects, a likelihood-ratio test was conducted to compare the deviance between the main effects model—that only included the main effects of descriptive norms and the pre-attitudes and covariates—and the interaction effect model with the interaction term between descriptive norms and pre-attitudes. Consequently, we rejected the main effects model and supported the interaction effect model,  $\chi^2(1) = 11.66, p = 0.001$ . This result confirmed our hypothesis that the interaction term significantly affected behavior. Pre-attitudes moderated

the effect of descriptive norms. AIC also indicated the superiority of the interaction model. The VIFs of the interaction effect model were less than 1.86, indicating no multicollinearity problems. The results of the logistic regression analyses are shown in Table 5.

Table 5.  
*The Estimates and the Standard Errors of the Logistic Regression Models (N = 329)*

	Main effects model	Interaction effect model
Intercept	2.49 *	2.59 *
	(1.04)	(1.07)
Risk perception	0.00	0.00
	(0.01)	(0.01)
Need for cognition	-0.19	-0.26
	(0.22)	(0.23)
Sex	0.31	0.28
	(0.37)	(0.38)
Pre-attitudes	0.57 ***	0.29 *
	(0.13)	(0.14)
Descriptive norms	-0.20	0.41
	(0.32)	(0.42)
Pre-attitudes * Descriptive norms		0.91 **
		(0.29)
AIC	274.78	265.12
BIC	297.55	291.69
Log Likelihood	-131.39	-125.56
Deviance	262.78	251.12

*Note.* The preparation behavior was regressed by the explanatory variables and covariates. Descriptive norms and the pre-attitudes were explanatory variables. Sex, need for cognition, and risk perception were considered covariates. The preparation behavior was coded as 0 = not read the leaflet, 1 = read the leaflet; descriptive norm was coded as 0 = control condition, 1 = descriptive norm condition; and sex was coded as 0 = non-female, 1 = female. Pre-attitude was centered. AIC refers to Akaike Information Criterion and BIC refers to Bayesian Information Criterion.

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ .



Table 6.  
*Effect Sizes of the Interaction Effect Model*

	Coefficient (log odds ratio)		Odds ratio		Risk ratio		Cohen's <i>d</i>	
		95% CI		95% CI		95% CI		95% CI
Pre-Attitudes * Descriptive norms	0.91	[0.34, 1.48]	2.49	[1.41, 4.40]	1.11	[1.05, 1.14]	0.50	[0.19, 0.82]

The log odds ratio of the interaction term was transformed to other effect sizes to further interpretation (Table 6). These effect size were somewhat larger than the predicted effect size. This effect size can be interpreted as a medium-sized effect. The interaction term consists of a product of dichotomously coded descriptive norms and centered pre-attitude; therefore, the obtained larger-than-one relative risk ratio meant that the probability of reading the leaflet increased by 1.11 times with every one-unit increase in pre-attitudes (reflecting positive attitudes) and decreased by 0.90 times with every one-unit decrease in pre-attitudes (reflecting negative attitudes) in the descriptive norm condition. This direction of the obtained estimation empirically confirmed our prediction. In sum, negative pre-attitudes induced the adverse effects of descriptive norms.

**Exploratory analyses: examining the interaction between descriptive norms and pre-attitudes.** A simple slope analysis (Aiken and West, 1991; Cohen and Cohen, 1983) was conducted to examine the interaction.<sup>3</sup> The results of the simple slope analysis are shown in Table 7. Descriptive norms affected behaviors in the absolute opposite direction, along with the values of pre-attitudes. The analysis showed that descriptive norms restrained the behavior

<sup>3</sup> We pre-registered that we would stratify the participants by a median of pre-attitudes and perform logistic regression repeatedly to examine the interaction effect. However, a simple slope analysis is more appropriate for our objective than the stratification method because it allows for omnibus data analysis and does not sacrifice degrees of freedom. We primarily reported the results of the simple slope in this article. The results of the stratified logistic regression analysis are reported in the Appendix. The results showed non-significant but similar directed effects of descriptive norms. Among those who held negative pre-attitudes, descriptive norms decreased the chance of taking preparation behavior (log odds ratio < 0), whereas the opposite was true for those held positive pre-attitudes (log odds ratio > 0).

where the moderator pre-attitudes were negative. The significant suppression effect was interpreted as evidence of the backfire effect. Descriptive normative messages could cause an unintended harmful result because of pre-attitudes. By contrast, descriptive norms promoted behavior when pre-attitudes were positive.

The results of the simple slope analysis confirmed our hypothesis. However, the suppression was far beyond our prediction. Though we pre-registered that the promotion effect of descriptive norms would just be nullified among those who held negative attitudes, the results indicated that the norms even decreased the behavior. The results implied a larger pitfall than we imagined. Not only was the desirable promotion effect of descriptive norms diminished by negative pre-attitudes, but also the desirable behavior decreased. Further, among those who held positive pre-attitudes, descriptive norms worked as a promoter for the preparation behavior, and the effect size was roughly equivalent to the effect size found in Study 1.

Table 7.

The Effects of Descriptive Norms on Each Pre-Attitudes Point

	Coefficient	95% CI	Risk ratio	95% CI
Negative Pre-Attitudes	-0.82	[-1.58, -0.05]	0.84	[0.63, 0.99]
Positive Pre-Attitudes	1.63	[0.25, 3.01]	1.14	[1.03, 1.17]

*Note.* Negative pre-attitudes was Mean - 1 SD of pre-attitude. Positive pre-attitudes was Mean + 1 SD of pre-attitudes. We adopted baseline risk (baseline possibility to act) as the probability of reading the leaflet in the control condition (85%).

We hypothesized the process of the backfire effect in that the participants who held negative pre-attitudes selectively paid attention to the minority who did not adopt preparation behaviors. It was predicted that this unintended focus would attenuate the promotive effects of descriptive norms. However, the obtained interaction effect and the results of the simple slope analysis might support our assumed hypothetical process of the backfire effect. If participants who held negative pre-attitudes completely ignored normative information, the interaction effect should not have emerged, and descriptive norms should have had neither a positive nor a negative effect among these individuals. The suppression effects of the norms implied that even the participants who held negative pre-attitudes were subject to the double meaning of the normative messages: most adopted preparation behaviors; however, the minority did not.

**Exploratory analyses: examining reading time of normative messages.** Measuring cognitive responses (Petty & Cacioppo, 1977, 1979) or eye-tracking methods to gauge whether participants observe the minority are straightforward ways of examining information processing. However, the recent data might be helpful to understand the mechanisms underlying the backfire effect.

We conducted another exploratory analysis to investigate the information processing of descriptive normative messages using the obtained data concerning the reading time of the normative messages. We presumed reading time as the amount of effort to process normative information. If the pre-attitudes did not relate to reading time, we would capture indirect evidence that participants who held negative pre-attitudes reflected upon the descriptive normative messages as the participants with positive pre-attitudes did.

One hundred twenty-one participants who were shown descriptive normative messages during the survey were extracted for the present analysis. When we stratified the participants by

the median of pre-attitudes (8.50), we found the following descriptive statistics about the reading time of normative information. Among those who held negative pre-attitudes, median reading time was 28.41 seconds. Among those who held positive pre-attitudes, median reading time was 29.10 seconds. A simple correlation between reading time and pre-attitudes was,  $r = .07$ , 95% CI[-.11, .24],  $p = .46$ .

As in Study 1, their reading time was regressed by an explanatory variable—pre-attitudes. Sex, need for cognition, and risk perception were entered into the model as covariates. As in Study 1, a generalized linear model was built where the objective variable followed a Gamma distribution and the default inverse link function was used. The analysis suggested that pre-attitudes did not significantly affect the reading time of the normative messages, coefficient = -0.002, 95% CI[-0.006, 0.002],  $p = .30$ . The point estimate of the pre-attitudes included zero in the confidence interval. It is presumable that participants processed the normative messages almost equally, regardless of their pre-attitudes.

Even though the non-significant results cannot be strong evidence to support our assumption, they provide partial insight into information processing of descriptive norms. The result that pre-attitudes did not strongly affect the duration time of normative information implied that the participants who held negative pre-attitudes reflected upon the normative messages similar to their counterparts. Allocating almost similar effort to the processing of the normative messages regardless of pre-attitudes gives rise to a possibility of focusing on the information of minorities among those who held negative pre-attitudes.

## General Discussion

### Backfire of Descriptive Norms Caused by Attitudes

The main statistical tests of model selection were inconsistent between the studies. In Study 1, the predicted interaction effect model was not adopted; however, the model was affirmed in Study 2. The results of Study 1 did not support the moderation hypothesis, and the promotive effect of descriptive norms was found regardless of participants' pre-attitudes. However, in Study 2, the moderation effect of pre-attitudes was obtained, and its direction was in line with our prediction. Positive pre-attitudes enhanced the promotive effect of descriptive norms despite that negative pre-attitudes led to the boomerang effects rather than just removing the promotive effects. Among those who held negative pre-attitudes, preparation behavior was suppressed by the normative messages compared to those in the control condition.

The conflicting results can be understood consistently through the exploratory analyses of the duration of reading the normative messages. In Study 1, in which the moderation effect did not occur, participants who held negative pre-attitudes read the normative messages for less time than their positive pre-attitude counterparts. This implies that the participants who held negative pre-attitudes did not examine the normative messages as much as the positive ones and impulsively conformed to the majority. Such a shallow process of normative information might lead to the uniform promotive effects of descriptive norms regardless of individuals' pre-attitudes. By contrast, the results of the exploratory analysis of Study 2 showed that pre-attitudes did not modulate the amount of processing time of the normative messages. We estimated that the participants who held negative pre-attitudes processed normative information relatively carefully. This might bring participants to focus on the minorities who did not adopt the preparation. Consequently, we conclude that descriptive norms backfire because of pre-attitudes

under certain conditions. We have considered that the saliency of descriptive norms could serve as a possible marginal condition, as discussed below.

### **Explanation of the Inconsistent Results**

Admittedly, the nationality of the participants differed; however, an influence process of descriptive norms might be a possible source of the heterogeneity. We used the same descriptive normative message in both studies—“68.1% of the participants read the leaflet.” This proportion was obtained from a preliminary study with U.S. participants. The actual percentage in Study 1 was 64.1%—roughly equivalent to the presented information—however, 85.1% of the Japanese participants read the leaflet in Study 2. The effect of normative messages was thus relatively high in Study 1 as compared to Study 2. When the U.S. participants faced the normative information, they might have estimated their own possibility of acting as if they had read the leaflet without the normative messages; in other words, they put themselves in the other participants’ shoes. This possibility might be equal to or lower than the presented percentage; in fact, 51.1% of the participants in the control condition read the leaflet without descriptive norms. Comparing their estimation and the real information, they might assume that the normative information was salient. By contrast, the Japanese participants might have favored reading the leaflet and estimated that their own possibility was high. The obtained results in the control condition supported our assumption (i.e., 85.1% of the participants decided to read). The comparison between the estimation and the actual percentage was thus unsurprising. Consequently, the

participants in Study 2 might think that the normative information was reasonable. We suggest that the distinct saliency of the normative messages played a key role.<sup>4</sup>

The saliency of descriptive norms might be an additional moderator. When the saliency was considerably high, participants processed normative information first because the features were prominent, and they terminated further information processing. This coincides with compulsive conformity to the majority, regardless of individuals' attitudes. When the saliency was low, however, people might consider, in parallel, both normative information and other traits like their personal beliefs or attitudes.

Ando, Ohnuma, and Chang (2007) found that U.S. university students were more sensitive to descriptive norms than Japanese students. The sensitivity difference also partially supports our speculation. U.S. participants might be uniformly affected by the normative messages because of their high sensitivity to descriptive norms and the relatively high saliency of the normative messages in Study 1; however, Japanese participants may be more resistant to descriptive norms. Previous cross-cultural examinations regarding the relationships between group norms and social identity provide clarification on these discrepant results. Bagozzi and Lee (2002) found that the group norm promoted behavioral intention among American participants, but not among Korean participants. Rather, the Korean participants were influenced by the social identification of social norms. The authors theorized that while American participants were directly subject to social pressures, Korean participants were indirectly affected by the effects of social pressure through their internalization of the pressure. This previous empirical difference between individualistic and collectivistic cultures bolsters our results that

---

<sup>4</sup> It is assumed that individuals can infer other people's tendency accurately. However, there can be a misperception concerning how descriptive norms occur, especially when people become involved with an issue or interpersonal communication about a topic is activated (for a review, Lapinski & Rimal, 2005). By contrast, in these studies, in which we incidentally presented descriptive norms, neither feature was present. We posit that the degree of misperception was low in the current studies; thus, participants could infer others' behavior accurately.

suggest that the descriptive norms directly influenced U.S. participants, but attitudes moderated this effect in Japanese participants. Furthermore, Bergquist et al. (2019) indicated that social norms were more influential for those living in individualistic countries than in collectivistic countries, contrary to their initial assumption.

The difference in the circumstances surrounding the natural disaster risk might contribute to inconsistent results between the two studies. Japan is more likely to experience natural hazards compared to the U.S. Thus, Japanese participants might believe that Japanese citizens ought to prepare for natural disasters. In such circumstances, Japanese participants might be likely to assume that most other people would read the leaflet. The estimation could be somewhat higher than we reported in the current study. Consequently, the descriptive norms appeared to moderate and then cause the backfire.

From the social identity perspective, the internalization of norms could be another possible explanation for the lack of the backfire effect in Study 1. Hogg and Turner (1987) discriminated compliance without the agreement of the norms from conformity with the total acceptance of group norms (i.e., internalization of norms; Sherif, 1961). Two of their experiments demonstrated that conformity that occurred among those who identified with the group. Another in their series of experiments did not report a significant interaction between norms and social identity; however, the authors suggested that extrinsic categorization was easily overridden by the natural categorization derived from the response feedback by other participants. In our experimental context, the extrinsic categorization was offered by stating that the majority of the ex-participants read the leaflet. However, the participants could easily find the subcategories of readers and non-readers, making the natural categorization dominant. In Study 1, the participants with negative attitudes found it particularly challenging to identify with the



majority who were prepared, but they complied without changing their attitudes. The participants with positive attitudes, however, could identify with most other people and internalized the normative information, which could also lead to the promotive effect of descriptive norms, although their motivation regarding following the majority could differ between those with negative and positive attitudes. This interpretation should be confirmed in future research that examines post-attitudes, which could clarify if negative pre-attitudes participants only conform to the majority, without changing their post-attitudes.

### **The Promotive Effects of Descriptive Norms**

In line with prior research, descriptive norms promoted desirable activities. In Study 1, we obtained medium-sized promotive effects targeting the actual behavior rather than a behavioral intention. We posit that descriptive normative approaches can be applied to promote disaster preparation.

In Study 2, an interaction effect between descriptive norms and pre-attitudes was obtained, although descriptive norms did not solely affect behavior. The results also suggested the effectiveness of descriptive normative messages among those who held positive pre-attitudes. The obtained effect size of descriptive norms on those who held positive pre-attitudes was also equivalent to the effects found in Study 1. We concluded that the promotive effects of the descriptive norms was consistently found in both studies—with both U.S. and Japanese participants—implying the universality of the results.

### **Practical Implications**

Farrow et al. (2017) illustrated a decision tree for applications of the normative intervention. In their research, they were concerned about the undesirable consequences of descriptive normative information because the type of intervention was “scatter-shot” (Miller &

Prentice, 2016). They also recommended that the approaches should set targets accurately. Our finding—that attitudes moderated the effects of descriptive norms—elucidates a practical application. When we conduct descriptive normative interventions to promote desirable behaviors, it is crucial to consider individuals' attitudes that can induce unintended outcomes.

In addition, the absolute pre-attitudes value was high in both studies, especially in Study 2. Although participants were favorable toward disaster preparation, relatively negative pre-attitudes (although still above the midpoint) induced the adverse effects of descriptive norms. Notably, the pitfalls of normative approaches are difficult to avoid.

The suppression effect in Study 2 was the first evidence that descriptive norms backfire even when the majority act in a desirable way. Richter et al. (2018) found that the boomerang effect occurred when descriptive normative message stated that less than half of others performed the designated behavior; however, we showed that even descriptive norms in which more than half perform the behavior can induce adverse effects.

### **Limitations**

We measured participants' behavior—whether they read the leaflet during the online experiments. This measurement was selected mainly because of the feasibility of measuring actual behavior, and because we believed that the index was sensitive to our experimental manipulation, it worked as a metaphor of the preparation behavior. However, for the effectiveness of practical preparation, the behaviors should link directly to the protection of people's lives and property. Future researchers should investigate whether descriptive norms work as well as they did in the present studies when examining costly behaviors such as an antiseismic reinforcement, obtaining disaster insurance, and disaster preparation education.

Further, the present results only focused on individuals' information-seeking behavior concerning disaster preparation. Multifaceted research should be conducted in the future.

In the current study, we examined only one level of descriptive norms. The moderate level of descriptive norms implied the swinging state of others and that the designated behavior was not firmly present. Based on our results, when future researchers try to replicate this study, stronger descriptive norms (e.g., norms from 70% or more of others) might not show the backfire effect, as the norms seem to overwhelm other psychological factors, such as attitudes.

### **Conclusions**

Descriptive norms backfired when participants held negative attitudes. Attitudes modified the influence of descriptive norms in Study 2. Among those who held negative attitudes, showing descriptive norms reduced the desirable behaviors. We assumed this result is evidence of the backfire of a descriptive normative intervention. We believe this result is not an artifact because the direction of the moderation effect was as predicted, and the effect size was considerable. The exploratory analyses of the duration time of the normative messages also supported our assumption.

In Study 2, participants' attitudes did not affect the reading time of the normative messages in contrast to the results of the same analysis in Study 1. Even if participants held negative attitudes, they considered the descriptive norms and might be affected by the minority who did not prepare for the disasters. Comparing the discrepant results might help elucidate the underlying mechanisms behind the backfire effect. Perhaps, as we suggested, there is another marginal condition that underlies the backfire effect. We finally conclude that descriptive norms backfire in a certain condition, especially when descriptive norms were not strongly salient.

## References

- Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50(2), 179–211. [https://doi.org/10.1016/0749-5978\(91\)90020-T](https://doi.org/10.1016/0749-5978(91)90020-T)
- Allcott, H. (2011). Social norms and energy conservation. *Journal of Public Economics*, 95(9-10), 1082–1095. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2011.03.003>
- Ando, K., Ohnuma, S., & Chang, E. C. (2007). Comparing normative influences as determinants of environmentally conscious behaviours between the USA and Japan. *Asian Journal of Social Psychology*, 10(3), 171–178. <https://doi.org/10.1111/j.1467-839X.2007.00223.x>
- Bagozzi, R. P., & Lee, K.-H. (2002). Multiple routes for social influence: The role of compliance, internalization, and social identity. *Social Psychology Quarterly*, 65(3), 226–247. <https://doi.org/10.2307/3090121>
- Baron, J. (2008). *Thinking and deciding* (4th ed.). New York, NY, USA: Cambridge University Press.
- Bergquist, M., Nilsson, A., & Schultz, W. P. (2019). A meta-analysis of field-experiments using social norms to promote pro-environmental behaviors. *Global Environmental Change*, 59, 101941. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2019.101941>
- Brock, T. C., & Balloun, J. L. (1967). Behavioral receptivity to dissonant information. *Journal of Personality and Social Psychology*, 6(4, pt 1), 413–428. <https://doi.org/10.1037/h0021225>
- Bubeck, P., Botzen, W. J. W., & Aerts, J. C. J. H. (2012). A review of risk perceptions and other factors that influence flood mitigation behavior. *Risk Analysis*, 32(9), 1481–1495. <https://doi.org/10.1111/j.1539-6924.2011.01783.x>

- Cacioppo, J. T., & Petty, R. E. (1982). The need for cognition. *Journal of Personality and Social Psychology*, 42(1), 116–131. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.42.1.116>
- Cacioppo, J. T., Petty, R. E., & Feng Kao, C. (1984). The efficient assessment of need for cognition. *Journal of Personality Assessment*, 48(3), 306–307. [https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4803\\_13](https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4803_13)
- Cialdini, R. B., & Goldstein, N. J. (2004). Social influence: compliance and conformity. *Annual Review of Psychology*, 55, 591–621. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.55.090902.142015>
- Cialdini, R. B., Reno, R. R., & Kallgren, C. A. (1990). A focus theory of normative conduct: Recycling the concept of norms to reduce littering in public places. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58(6), 1015–1026. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.58.6.1015>
- Costa, D. L., & Kahn, M. E. (2013). Energy Conservation “Nudges” and Environmentalist Ideology: Evidence from a randomized residential electricity field experiment. *Journal of the European Economic Association*, 11(3), 680–702. <https://doi.org/10.1111/jeea.12011>
- Dempsey, R. C., McAlaney, J., & Bewick, B. M. (2018). A critical appraisal of the social norms approach as an interventional strategy for health-related behavior and attitude change. *Frontiers in Psychology*, 9, 2180. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.02180>
- Duval, T. S., & Mulilis, J. P. (1999). A person-relative-to-event (PrE) approach to negative threat appeals and earthquake preparedness: A field study. *Journal of Applied Social Psychology*, 29(3), 495–516. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.1999.tb01398.x>

- Farrow, K., Grolleau, G., & Ibanez, L. (2017). Social norms and pro-environmental behavior: A review of the evidence. *Ecological Economics*, *140*, 1–13.  
<https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2017.04.017>
- Festinger, L. (1957). *A theory of cognitive dissonance*. Stanford: Stanford University Press.
- Flynn, J., Slovic, P., & Mertz, C. K. (1994). Gender, race, and perception of environmental health risks. *Risk Analysis*, *14*(6), 1101–1108. <https://doi.org/10.1111/j.1539-6924.1994.tb00082.x>
- Fraser-Mackenzie, P., & Dror, I. (2009). Selective information sampling: Cognitive coherence in evaluation of a novel item. *Judgment and Decision Making*, *4*(4), 307–316.
- Frey, D. (1986). Recent research on selective exposure to information. *Advances in Experimental Social Psychology*, *19*, 41–80. [https://doi.org/10.1016/S0065-2601\(08\)60212-9](https://doi.org/10.1016/S0065-2601(08)60212-9)
- Goldstein, N. J., Cialdini, R. B., & Griskevicius, V. (2008). A room with a viewpoint: Using social norms to motivate environmental conservation in hotels. *Journal of Consumer Research*, *35*(3), 472–482. <https://doi.org/10.1086/586910>
- Grant, R. L. (2014). Converting an odds ratio to a range of plausible relative risks for better communication of research findings. *BMJ*, *348*, f7450. <https://doi.org/10.1136/bmj.f7450>
- Heider, F. (1958). *The psychology of interpersonal relations*. Hoboken, NJ, US: John Wiley & Sons. <https://doi.org/10.1037/10628-000>
- Hogg, M. A., & Abrams, D. (1988). *Social identifications: A social psychology of intergroup relations and group processes*. New York, NY, US: Routledge.
- Hogg, M. A., & Turner, J. C. (1987). Social identity and conformity: A theory of referent informational influence. In W. Doise & S. Moscovici (Eds.), *Current issues in European social psychology* (Vol. 2, pp. 139–182). Cambridge, UK: Cambridge University Press.

- Keizer, K., Lindenberg, S., & Steg, L. (2008). The spreading of disorder. *Science*, 322(5908), 1681–1685. <https://doi.org/10.1126/science.1161405>
- Klein, R. A., Ratliff, K. A., Vianello, M., Adams, R. B., Bahník, Š., Bernstein, M. J., ... Nosek, B. A. (2014). Investigating variation in replicability: A “many labs” replication project. *Social Psychology*, 45(3), 142–152. <https://doi.org/10.1027/1864-9335/a000178>
- Kouyama, T., & Fujihara, T. (1991). A basic study of the Need for Cognition Scale. *Research in Social Psychology*, 6(3), 184–192.
- Kunda, Z. (1990). The case for motivated reasoning. *Psychological Bulletin*, 108(3), 480–498.
- Kunreuther, H. C., Ginsberg, R., Miller, L., Sagi, P., Slovic, P., Borkan, B., & Katz, N. (1978). *Disaster insurance protection* (pp. 1–400). New York, NY, USA: Wiley-Interscience.
- Lapinski, M. K., & Rimal, R. N. (2005). An explication of social norms. *Communication Theory*, 15(2), 127–147. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2885.2005.tb00329.x>
- Leifeld, P. (2013). texreg: Conversion of statistical model output in R to LATEX and HTML tables. *Journal of Statistical Software*, 55(8), 1–24. <https://doi.org/10.18637/jss.v055.i08>
- Levac, J., Toal-Sullivan, D., & O’Sullivan, T. L. (2012). Household emergency preparedness: A literature review. *Journal of Community Health*, 37(3), 725–733. <https://doi.org/10.1007/s10900-011-9488-x>
- Lewis, M. A., Neighbors, C., Oster-Aaland, L., Kirkeby, B. S., & Larimer, M. E. (2007). Indicated prevention for incoming freshmen: Personalized normative feedback and high-risk drinking. *Addictive Behaviors*, 32(11), 2495–2508. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2007.06.019>

- Lindell, M. K., & Perry, R. W. (1992). *Behavioral foundations of community emergency planning*. Washington, DC, USA: Hemisphere Press.
- Lindell, M. K., & Perry, R. W. (2012). The protective action decision model: Theoretical modifications and additional evidence. *Risk Analysis*, 32(4), 616–632.  
<https://doi.org/10.1111/j.1539-6924.2011.01647.x>
- Lo, A. Y. (2013). The role of social norms in climate adaptation: Mediating risk perception and flood insurance purchase. *Global Environmental Change*, 23(5), 1249–1257.  
<https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2013.07.019>
- Lord, C. G., Ross, L., & Lepper, M. R. (1979). Biased assimilation and attitude polarization: The effects of prior theories on subsequently considered evidence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37(11), 2098–2109. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.37.11.2098>
- Mackie, D. M. (1986). Social identification effects in group polarization. *Journal of Personality and Social Psychology*, 50(4), 720–728. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.50.4.720>
- Melnyk, V., Herpen, E. V., Fischer, A. R. H., & van Trijp, H. C. M. (2011). To think or not to think: The effect of cognitive deliberation on the influence of injunctive versus descriptive social norms. *Psychology and Marketing*, 28(7), 709–729.  
<https://doi.org/10.1002/mar.20408>
- Miller, D. T., & Prentice, D. A. (2016). Changing norms to change behavior. *Annual Review of Psychology*, 67, 339–361. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-010814-015013>
- Morsink, K., & Geurts, P. (2012). *The trusted neighbour effect: Local experience and demand for microinsurance*. Institute of Governance Studies (IGS) Working Paper. The Netherlands: University of Twente, 132.



- Mulilis, J.-P., & Duval, T. S. (1995). Negative threat appeals and earthquake preparedness: A person-relative-to-event (PrE) model of coping with threat. *Journal of Applied Social Psychology, 25*(15), 1319–1339. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.1995.tb02620.x>
- Myers, D. G., & Lamm, H. (1976). The group polarization phenomenon. *Psychological Bulletin, 83*(4), 602–627. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.83.4.602>
- National Research Council (Ed.). (1989). *Improving risk communication*. Washington, DC, USA: National Academy Press.
- Neighbors, C., Jensen, M., Tidwell, J., Walter, T., Fossos, N., & Lewis, M. A. (2011). Social-norms interventions for light and nondrinking students. *Group Processes & Intergroup Relations, 14*(5), 651–669. <https://doi.org/10.1177/1368430210398014>
- Neighbors, C., LaBrie, J. W., Hummer, J. F., Lewis, M. A., Lee, C. M., Desai, S., ... Larimer, M. E. (2010). Group identification as a moderator of the relationship between perceived social norms and alcohol consumption. *Psychology of Addictive Behaviors, 24*(3), 522–528. <https://doi.org/10.1037/a0019944>
- Nickerson, R. S. (1998). Confirmation bias: A ubiquitous phenomenon in many guises. *Review of General Psychology, 2*(2), 175–220. <https://doi.org/10.1037/1089-2680.2.2.175>
- Nyborg, K., Anderies, J. M., Dannenberg, A., Lindahl, T., Schill, C., Schlüter, M., ... de Zeeuw, A. (2016). Social norms as solutions. *Science, 354*(6308), 42–43. <https://doi.org/10.1126/science.aaf8317>
- Onuma, H., Shin, K. J., & Managi, S. (2017). Household preparedness for natural disasters: Impact of disaster experience and implications for future disaster risks in Japan. *International Journal of Disaster Risk Reduction, 21*, 148–158. <https://doi.org/10.1016/j.ijdr.2016.11.004>

- Oppenheimer, D. M., Meyvis, T., & Davidenko, N. (2009). Instructional manipulation checks: Detecting satisficing to increase statistical power. *Journal of Experimental Social Psychology, 45*(4), 867–872. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2009.03.009>
- Paek, H.-J., Hilyard, K., Freimuth, V., Barge, J. K., & Mindlin, M. (2010). Theory-based approaches to understanding public emergency preparedness: Implications for effective health and risk communication. *Journal of Health Communication, 15*(4), 428–444. <https://doi.org/10.1080/10810731003753083>
- Palmer, E. M., Horowitz, T. S., Torralba, A., & Wolfe, J. M. (2011). What are the shapes of response time distributions in visual search? *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance, 37*(1), 58–71. <https://doi.org/10.1037/a0020747>
- Paolacci, G., Chandler, J., & Ipeirotis, P. G. (2010). Running experiments on Amazon Mechanical Turk. *Judgment and Decision Making, 5*(5), 411–419.
- Paton, D. (2003). Disaster preparedness: A social-cognitive perspective. *Disaster Prevention and Management, 12*(3), 210–216. <https://doi.org/10.1108/09653560310480686>
- Petty, R. E., & Cacioppo, J. T. (1977). Forewarning, cognitive responding, and resistance to persuasion. *Journal of Personality and Social Psychology, 35*(9), 645–655. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.35.9.645>
- Petty, R. E., & Cacioppo, J. T. (1979). Issue involvement can increase or decrease persuasion by enhancing message-relevant cognitive responses. *Journal of Personality and Social Psychology, 37*(10), 1915–1926. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.37.10.1915>
- Plows, S. E., Smith, F. D., Smith, J. R., Chapman, C. M., La Macchia, S. T., & Louis, W. R. (2017). Healthy eating: A beneficial role for perceived norm conflict? *Journal of Applied Social Psychology, 47*(6), 295–304. <https://doi.org/10.1111/jasp.12430>

- Prince, M. A., Reid, A., Carey, K. B., & Neighbors, C. (2014). Effects of normative feedback for drinkers who consume less than the norm: Dodging the boomerang. *Psychology of Addictive Behaviors, 28*(2), 538–544. <https://doi.org/10.1037/a0036402>
- Ratner, R. K., & Riis, J. (2014). Communicating science-based recommendations with memorable and actionable guidelines. *Proceedings of the National Academy of Sciences, 111*(Supplement\_4), 13634–13641. <https://doi.org/10.1073/pnas.1320649111>
- Reicher, S. D. (1987). Crowd Behaviour as Social Action. In J. C. Turner (Ed.), *Rediscovering the social group: Self-categorization theory* (pp. 171–202). Oxford, UK ; New York, NY, USA: Blackwell.
- Richter, I., Thøgersen, J., & Klöckner, C. (2018). A social norms intervention going wrong: Boomerang effects from descriptive norms information. *Sustainability, 10*(8), 2848. <https://doi.org/10.3390/su10082848>
- Rinker, D. V., & Neighbors, C. (2014). Do different types of social identity moderate the association between perceived descriptive norms and drinking among college students? *Addictive Behaviors, 39*(9), 1297–1303. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2014.03.018>
- Rivis, A., & Sheeran, P. (2003). Descriptive norms as an additional predictor in the theory of planned behaviour: A meta-analysis. *Current Psychology, 22*(3), 218–233. <https://doi.org/10.1007/s12144-003-1018-2>
- Rogers, R. W. (1975). A protection motivation theory of fear appeals and attitude change. *The Journal of Psychology, 91*(1), 93–114. <https://doi.org/10.1080/00223980.1975.9915803>

- Rogers, R. W. (1983). Cognitive and physiological processes in fear appeals and attitude change: A revised theory of protection motivation. In J. T. Cacioppo & R. E. Petty (Eds.), *Social psychophysiology: A sourcebook* (pp. 153–177). New York, NY, USA: Guilford Press.
- Rosenberg, M. J., & Hovland, C. I. (1960). Cognitive, Affective and Behavioral Components of Attitudes. In M. J. Rosenberg & C. I. Hovland (Eds.), *Attitude Organization and Change: An Analysis of Consistency among Attitude Components* (pp. 1–14). New Haven, CT, USA: Yale University Press.
- Schultz, P. W., Nolan, J. M., Cialdini, R. B., Goldstein, N. J., & Griskevicius, V. (2007). The constructive, destructive, and reconstructive power of social norms. *Psychological Science, 18*(5), 429–434. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2007.01917.x>
- Sheeran, P., Abraham, C., & Orbell, S. (1999). Psychosocial correlates of heterosexual condom use: A meta-analysis. *Psychological Bulletin, 125*(1), 90–132. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.125.1.90>
- Sherif, M. (1961). Conformity-deviation, norms, and group relations. In I. A. Berg & B. M. Bass (Eds.), *Conformity and Deviation* (pp. 159–198). New York, NY, US: Harper and Brothers. <https://doi.org/10.1037/11122-000>
- Shreve, C., Fordham, M., Anson, S., Watson, H., Hagen, K., Wadhwa, K., ... Karanci, N. (2014). *Report on risk perception and preparedness*. Deliverable 1.1 of the TACTIC Proj, 31.
- Snyder, M., & Cantor, N. (1979). Testing hypotheses about other people: The use of historical knowledge. *Journal of Experimental Social Psychology, 15*(4), 330–342. [https://doi.org/10.1016/0022-1031\(79\)90042-8](https://doi.org/10.1016/0022-1031(79)90042-8)

- Solberg, C., Rossetto, T., & Joffe, H. (2010). The social psychology of seismic hazard adjustment: Re-evaluating the international literature. *Natural Hazards and Earth System Sciences*, *10*(8), 1663–1677. <https://doi.org/10.5194/nhess-10-1663-2010>
- Stok, F. M., De Ridder, D. T. D., De Vet, E., & De Wit, J. B. F. (2014). Don't tell me what I should do, but what others do: The influence of descriptive and injunctive peer norms on fruit consumption in adolescents. *British Journal of Health Psychology*, *19*(1), 52–64. <https://doi.org/10.1111/bjhp.12030>
- Tajfel, H. (1982). Social psychology of intergroup relations. *Annual Review of Psychology*, *33*(1), 1–39. <https://doi.org/10.1146/annurev.ps.33.020182.000245>
- Tajfel, H., & Turner, J. C. (1979). An integrative theory of intergroup conflict. In W. G. Austin & S. Worchel (Eds.), *The Social Psychology of Intergroup Relations* (pp. 33-37). Monterey, CA, USA: Brooks/Cole.
- Turner, J. C. (1982). Towards a cognitive redefinition of the social group. In H. Tajfel (Ed.), *Social identity and intergroup relations* (pp. 15–40). Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Turner, J. C. (1987). *Rediscovering the social group: Self-categorization theory*. New York, NY, USA: Blackwell.
- van 't Veer, A., & Giner-Sorolla, R. (2016). Pre-registration in social psychology—A discussion and suggested template. *Journal of Experimental Social Psychology*, *67*, 2–12. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2016.03.004>
- Vinnell, L. J., Milfont, T. L., & McClure, J. (2018). Do social norms affect support for earthquake-strengthening legislation? Comparing the effects of descriptive and injunctive

- norms. *Environment and Behavior*, 51(4), 376–400.  
<https://doi.org/10.1177/0013916517752435>
- Wachinger, G., Renn, O., Begg, C., & Kuhlicke, C. (2013). The risk perception paradox: Implications for governance and communication of natural hazards. *Risk Analysis*, 33(6), 1049–1065. <https://doi.org/10.1111/j.1539-6924.2012.01942.x>
- Wason, P. C. (1960). On the failure to eliminate hypotheses in a conceptual task. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 12(3), 129–140.  
<https://doi.org/10.1080/17470216008416717>
- Werch, C. E., & Owen, D. M. (2002). Iatrogenic effects of alcohol and drug prevention programs. *Journal of Studies on Alcohol*, 63(5), 581–590.  
<https://doi.org/10.15288/jsa.2002.63.581>
- Wetherell, M. S. (1987). Social identity and group polarization. In J. C. Turner (Ed.), *Rediscovering the social group: Self-categorization theory* (pp. 142–170). New York, NY, USA: Blackwell.
- Wilder, D. A. (1990). Some determinants of the persuasive power of in-groups and out-groups: Organization of information and attribution of independence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59(6), 1202–1213.
- Zhang, J. & Yu, K. F. (1998). What's the relative risk? A method of correcting the odds ratio in cohort studies of common outcomes. *Journal of the American Medical Association*, 280(19), 1690–1691. <https://doi.org/10.1001/jama.280.19.1690>

## Appendix

We conducted two logistic regression analyses to estimate the effects of descriptive norms among those who held negative and positive pre-attitudes. We stratified participants on the median of their pre-attitudes. The behavior—whether they read the leaflet—was regressed by the experimental manipulation and the covariates. Among those who held negative pre-attitudes ( $n = 163$ ), the effect of descriptive norms was negative but non-significant, coefficient =  $-0.50$  95% CI $[-1.26, 0.25]$ ,  $p = .19$ ). On the other hand, among those who held positive pre-attitudes ( $n = 166$ ), the effect of descriptive norms was positive but non-significant, coefficient =  $0.54$  95% CI $[-0.64, 1.72]$ ,  $p = .37$ . Both  $p$ -values were not corrected by Bonferroni adjustment. We posit that the non-significant results were because of the sacrifice of the degrees of freedom. However, the directions of the effect of descriptive norms were congruent with our prediction and the simple slope analysis.

## Acknowledgments

This study was preregistered at the Open Science Framework (OSF) prior to data collection (<https://osf.io/9cg4x>). All materials, the preregistration manuscript, obtained data, and analyses codes are also available at the OSF storage (<https://osf.io/yzdqh/>). Doshisha University's institutional review board reviewed and approved the study (No. 16071 for Study 1 and No. 201903 for Study 2). The authors thank Toshiaki Kimura, Mariko Shirai, Yukihide Shibata, and Ryosuke Yokoi for their helpful comments on the draft. This work was supported by JSPS KAKENHI (Grant Number JP15J02505). We would like to thank Editage ([www.editage.com](http://www.editage.com)) for English language editing.

## 第4章 記述的規範の抑制効果の一般性

### 序論

#### 防災の必要性と不十分な現状

国連防災世界会議で採択された仙台宣言は、公的機関だけでなく個人も防災に責任を負うべきであることを明確にした。しかし、自然災害の多さにも関わらず、日本の個人防災は不十分である (Onuma et al., 2017)。個人の行動変容にはたらきかける介入方法を開発し、個人防災の底上げを図ることは差し迫った社会的な課題である (Levac et al., 2012)。

#### 記述的規範によるナッジ

社会規範は、「社会集団の成員によって理解され、法的な拘束力なしに社会的な行動を方向づけたり制限したりするもの (Cialdini and Trost, 1998, p. 152)」と定義され、必ずしも法的拘束力がないなかで個人防災を方向づける心理学的な要素である。そして、社会規範は、人々を望ましい方向にナッジするうえで有望な方法になりうる。ナッジとは、選択肢の制限や経済的なインセンティブ構造の変化なしに、人の行動を予測可能な形で変化させることであり、自由を担保したまま人により望ましい行動を促す行動変容の考え方である (Thaler and Sunstein, 2008 遠藤 2009)。社会規範を用いたナッジは多くの領域で有効であることが示されている (Bergquist et al., 2019; Nyborg et al., 2016)。

社会規範に関するもっとも包括的な枠組みに、規範の焦点化理論がある (Cialdini et al., 1990)。この理論は、社会規範を命令的規範 (多数の他者がそうすべきだと考えていると個人が信じることによって生じる規範) と記述的規範に分類する。このうち、多数の他者が実際に望ましい行動をとっているという情報を提供するという記述的規範を用いた介入により、望ましい社会的行動を促進できることを示した知見はかなり蓄積されている。防災に関連が深いリスク対処行動分野だけでも、記述的規範がリスク対処行動を促進できることがよく知られている (健康リスク: Plows et al., 2017; Stok et al., 2014; 危険なアルコール摂取: Lewis et al., 2007; Neighbors et al., 2011; 危険な性交渉: Sheeran et al.,



1999)。さらに、全般的な行動変容に対しても記述的規範の有効性が確認されている (Bergquist et al., 2019; Lapinski and Rimal, 2005; Nyborg et al., 2016)。これらは、個人のリスクへの対処にあたって、私たちは社会的影響を免れないことを示唆している。

### **防災への記述的規範の応用**

従来、防災行動を引き起こす中心的な要素としてリスク認知が重視されてきた (Duval and Mulilis, 1999; Lindell and Perry, 2012; Rogers, 1975, 1983)。しかし、この十年間に、リスク認知と防災行動の関連性の弱さが指摘されるようになってきている (Bubeck et al., 2012; Solberg et al., 2010; Wachinger et al., 2013)。

リスク認知以外の要素として社会規範は影響力を及ぼしうる (Solberg et al., 2010)。防災行動を説明するモデルにも、社会規範と関連する要素を含めることが提案されるようになってきている (Paton, 2003; Rogers, 1983; Wachinger et al., 2013)。さらに、記述的規範が防災行動を促進できることを示す実証的な証拠もある (Lo, 2013; 大友・広瀬, 2007; 尾崎・中谷内, 2015)。

### **日本での社会規範を用いたナッジ**

ただし、記述的規範を用いたナッジにより、日本の防災の現状をただちに好転させられるわけではない。日本で記述的規範を用いた介入を検討する際には、その有効性について、従来以上の検討が必要であると考えられる。

まず、Bergquist et al. (2019) のメタ分析は、社会規範を用いた介入の効果が集団主義的な国で小さいことを明らかにした。集団主義的な国である日本では、記述的規範の有効性がそもそも低い可能性がある。しかし、集団主義的な文化での検討は多くない。さらに、日本人の協調性の高さに関する素朴な信念は、日本では記述的規範による介入が有効だとする先入観につながりかねない。

また、Ando et al. (2007) も、環境配慮行動への記述的規範の効果の日米比較を通じて、記述的規範の認知が行動意図を促進する影響が日本で小さいことを見出している。

Ozaki and Nakayachi (2020) でも、アメリカ人を対象とした場合には記述的規範が斉一的に行動を促進したのに対し、日本人を対象とした場合には記述的規範の効果は態度によって調整されていた。

これらの研究はいずれも、集団主義と想定される国民に対する社会規範の影響は、一般に想定されるような斉一的なものではないことを示している。日本人が想定されているようには集団主義的でないことは、社会心理学の知見からすでに明らかであり (山岸, 1998), 素朴な常識に依拠して記述的規範を用いた介入を推進することは危険であるといえる。記述的規範を用いたナッジを日本社会に導入するためには、日本人を対象とした検証を蓄積する必要があると考えられる。

### 記述的規範の落とし穴

Ozaki and Nakayachi (2020) が報告した記述的規範の効果は態度が調整するという現象は、記述的規範の有効性が低い場合があるというだけでなく、記述的規範を用いた介入が逆効果となる境界条件が態度である、という知見を含んでいる。この実験では、防災行動への態度が否定的な人に、多数の他者が防災行動をとっているという情報を提示すると、かえって行動が抑制された。この研究では、防災に対して否定的な態度をもつ人は、記述的規範が副次的に伝える「少数ではあるものの、一定の他者は防災行動をとっていない」という情報を選択的に解釈し、防災行動をとらないことの理由としたと推測している (確証バイアス: Nickerson, 1998)。

Ozaki and Nakayachi (2020) だけでなく、防災研究以外では記述的規範の負の影響についても報告されている (Richter et al., 2018; Schultz et al., 2007)。しかし、いずれもフィールド実験の報告であり、その原因は明確でない。本研究では、統制された実験環境で防災行動を測定することにより、記述的規範の負の効果の原因を明確にする。

### 多様な防災行動とその多様な記述的規範

Ozaki and Nakayachi (2020) は、一般的な防災の情報を得るどうかを防災行動として測定していた。しかし、実際には防災行動は多岐にわたっており、多様な防災行動に対する記述的規範の逆効果の一般性は明らかではない。

さらに、Ozaki and Nakayachi (2020) では、記述的規範として、同時に同じ実験に参加している人の多くが防災用のパンフレットを閲覧しているという割合を提示したうえで、多数派と同じようにパンフレットを閲覧するかどうかたずねた。なお、この実験で用いられた割合は 68.2% の 1 水準のみであった。記述的規範として利用可能な情報としては防災行動の普及率が考えられるが、この水準もまた多様である。記述的規範の効果が態度によって調整されるとしても、この調整効果が広範な防災行動を対象として、かつ多様な記述的規範に対してみられるかは明らかでない。本研究では、記述的規範の有効性およびその逆効果に関するより一般的な知見を得るために、多様な防災行動とその多様な普及率をとりあげる。

## 目的

多様な防災行動と記述的規範を用いた場合であっても、記述的規範が望ましい行動をとっていない他者の存在を顕在化してしまうという性質は変わらない。また、態度を確証するために、その態度に合致した情報からの影響をより受けやすいという想定も、記述的規範の水準に関わらず成り立つはずである。そこで、防災行動の種類と記述的規範の水準を変量効果としてモデル化することにより、記述的規範の逆効果の一般性を検証する。

本研究で検証する仮説は、多様な防災行動と多様な記述的規範を用いた場合に、記述的規範の効果を態度が調整することを想定するモデルのほうが、この調整効果がないという制約のあるモデルよりもあてはまりがよい、というものになる。さらに、この調整効果は、態度が否定的な場合に記述的規範の提示が行動を抑制し、態度が肯定的な場合に記述的規範が行動を促進するという方向であらわれると想定される。

## 方法

本研究は社会心理学の事前登録テンプレートを利用して事前登録された。事前登録原稿には仮説、手続き、サンプルサイズ設計、確証的仮説検定の方法が記述されており、データ収集前に Open Science Framework のレポジトリにアップロードされた (<https://osf.io/upv5j>)。また、実験素材、ローデータ、分析コードも同レポジトリで公開されている (<https://osf.io/8p456/>)。

### 実験参加者

検出すべき効果の大きさとして Ozaki and Nakayachi (2020) が報告した記述的規範と態度の交互作用のオッズ比 (2.49) を用いた。想定される交互作用の方向性が定まっているため片側危険率を.05 とし、検出力を.80 とした結果、必要参加者数は 400 名と算出された。不良回答や、異常な回答時間の参加者を除外する必要から 620 名の参加者を募集することにし、日本に住む一般成人の参加者を調査会社に委託して募集した。実際には 680 名の回答が得られた時点で収集を終了した。この超過は、参加者募集を委託した調査会社が、数十名単位のロットごとに募集の通知を行ったためである。日本国内に在住していない回答 4 件、回答開始から 24 時間が経過しても回答が終了していない回答 43 件、回答時間が 1 時間以上であった回答 16 件、教示に正しく従わなかった回答 109 件を除き、518 名を分析の対象とした (平均年齢 53.05 歳 (標準偏差 9.93 歳)、女性 164 名、男性 331 名、性別未回答 23 名)。

### 手続き

インターネット上で実験を実施した。自然災害に対する個人防災についての手引きである『東京防災』の見出しを参考に、食料・飲料水の備蓄・災害情報の収集・防災用品の準備・家具の固定・帰宅困難対策・避難場所の決定の 6 種類を選定した。それぞれの参加者は、それぞれの防災行動すべてについて、より詳しい知識を記載したパンフレットを実験中に閲覧するかたずねられた。防災用パンフレットを閲覧することを、本研究では防災行動と定義した。

実験的に操作されたのは記述的規範の有無であった。避難場所の決定以外の 5 種類の防災行動については、記述的規範として、実際の普及率を数値と人型

の積み上げ棒グラフで示した（食料・飲料水の備蓄: 75.0%; 災害情報の収集: 62.8%; 防災用品の準備: 54.8%; 家具の固定: 40.6%; 帰宅困難対策: 17.9%）。普及率は、複数の社会調査の報告を用いた。5種類の防災行動の提示順序、および記述的規範の提示の有無は無作為に行われ、記述的規範の提示がない場合を統制条件とした。それぞれの防災行動について記述的規範が提示されるかどうかは、参加者間計画が用いられた。5種類の防災行動について測定したあと、避難場所の決定についてたずねた。避難場所の決定については、既存の社会調査が異なる普及率を報告していたことを利用し、6水準の異なる普及率を提示した（75.3%, 66.4%, 58.6%, 43.6%, 31.1%, 10.5%）。参加者には、これらの普及率が最近の大規模な社会調査から得られた、とのみ教示した。これは、情報源の信頼性の影響を低減するためであった。また、虚偽の説明を行わない旨も実験の冒頭で強調した。閲覧すると選択されたパンフレットは、実験の最後にまとめて提示され、自由に閲覧することができた。実験後には、他者の準備状況だけでなく、各自の必要性にもとづいて災害に備えることが重要であると説明し、実験操作が不適切な防災実践につながらないように配慮した。

防災行動への態度は、それぞれの防災行動について「知ることを習慣にしたい」、「関心がある」「自分から知ろうとすることは大事だ」「知っておくことは、嫌なことだ（逆転項目）」の4項目を用い、「全くそう思わない」から「非常に強くそう思う」までの11件法で測定した。防災行動のコストは、先行研究（元吉ら、2008）を参照して、金銭・時間・労力のコストを測定した。また、防災行動の準備状況、リスク認知、性別を共変量として測定した。

## 結果

### 記述統計

防災用パンフレットの閲覧について、記述的規範の提示の有無と態度ごとにとまとめた結果を Figure 1 に示した。いずれの防災行動も、態度が肯定的であるほどパンフレットの閲覧が生じやすいことがうかがえる。記述的規範の効果は、態度が否定的な場合に行動を抑制しているように読み取ることができるも

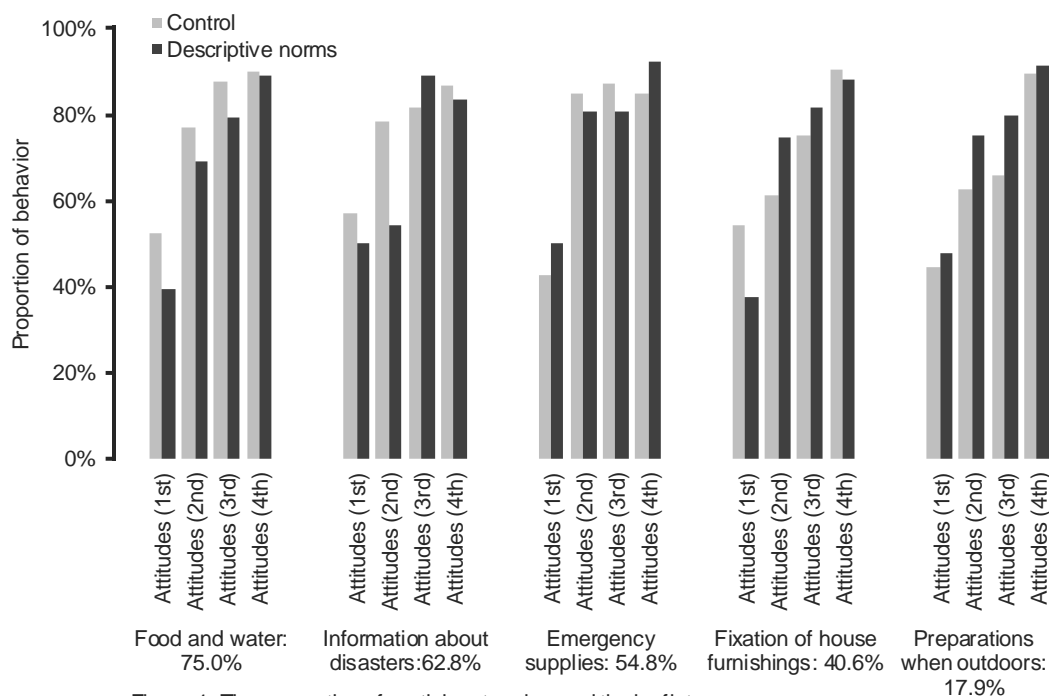


Figure 1. The proportion of participants who read the leaflet.  
 Note. Attitudes are split based on their quartile values. Each bar includes participants who belong to the quartile class and the first bar means the most negative attitudes.

があるが（食料・飲料水の備蓄・災害情報の収集・家具の固定），必ずしもすべての防災行動についてではないようである。防災用パンフレットが閲覧された割合は74%であった。また，5種類の防災用パンフレットをすべて閲覧した参加者は全体の63%，すべて閲覧しなかった参加者が18%存在した。パンフレットの閲覧時間の合計は，平均で2分26秒であった。

### 確証的分析：記述的規範と態度の交互作用効果

事前登録の通りに，避難場所の決定以外の5種類の防災行動についての統計モデルを構築した。目的変数をパンフレットの閲覧の有無，説明変数を記述的規範の提示，態度，両者の交互作用項，および共変量とするロジスティック回帰分析を実施した。参加者と防災行動の種類については，疑似反復の手続きで行動を測定したため，それぞれに変量効果を設定した。態度およびコスト認知は，尺度のCronbach's alphaが十分な値を示したことから，それぞれを平均したものを合成変数とした（態度:>.78; コスト認知:>.87）。連続変数である態度，コスト認知，準備状況，リスク認知は中心化したところ，反復回数を増やしても収束しなかったため標準化した。

Table 1. The estimates and the standard errors of the logistic regression models.

	Main effects model	Interaction effect model
Intercept	9.12 (0.61)	9.26 (0.63)
Descriptive norms	-0.19 (0.26)	-0.20 (0.28)
Attitudes	1.19 (0.55)	1.25 (0.56)
Cost	-0.09 (0.21)	-0.09 (0.22)
Risk perception	0.04 (0.36)	0.03 (0.37)
Sex	-0.09 (0.72)	-0.10 (0.73)
Preparation	-0.13 (0.18)	-0.13 (0.19)
Interaction		-0.05 (0.43)
AIC	1389.85	1387.20
Deviance	1369.86	1363.20

固定効果は同一のまま、変量効果間の高すぎる相関の問題 (over-parameterization) を改善したモデルの推定結果を Table 1 に示す (分析の透明性を担保するため、初期モデルの結果およびモデル改善の過程は付録に記載した)。推定には R の lme4 パッケージを、表の作成には texreg パッケージを用

いた。事前登録にのっつた確証的分析として、主効果のみモデル（帰無仮説モデル）と交互作用モデル（対立仮説モデル）の逸脱度を用いて尤度比を検定したところ、帰無仮説モデルは棄却され、交互作用モデルが採択された ( $\chi^2(2) = 6.65, p = .04$ )。Kreft and de Leeuw (2006) の混合モデルに関する経験則からも、交互作用モデルで付加されたパラメータ数（交互作用の固定効果と、防災行動の種類についての交互作用の傾きの変量効果）に対し、その2倍を上回る逸脱度の改善が得られたことから、実質的なモデル改善が認められたと判断できる。さらに、AICを用いて両モデルを比較しても、交互作用モデルはパラメータの付加による罰則を加味しても予測の良好なモデルであることが示された。これらの結果から、態度が記述的規範の効果を調整することを想定する交互作用モデルが支持されたと結論づけた。

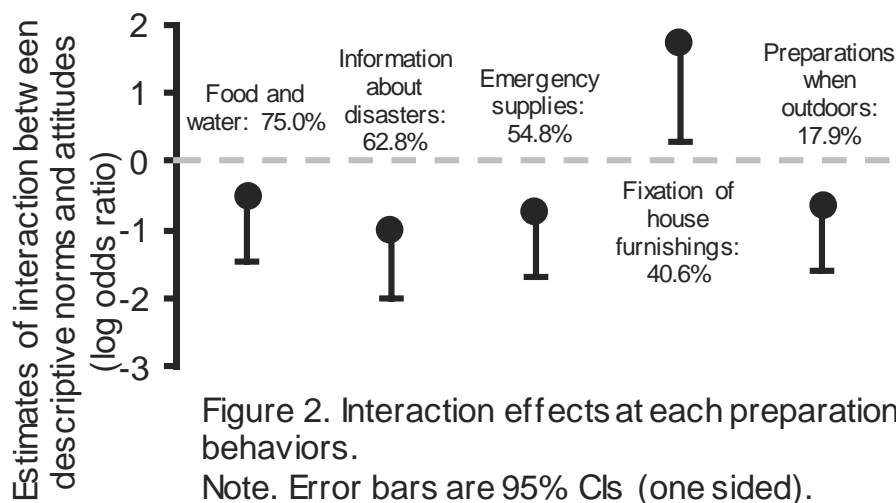
交互作用効果の推定値は統計的にゼロと異なる大きさであった。この推定値が防災行動の種類によって異なることを想定する変量効果を考慮すれば、交互作用効果の推定値は、-0.66（防災用品: 54.8%）から 0.81（家具の固定: 40.6%）となる。このうち、最大の効果の大きさである家具の固定については、推定値の片側 95%信頼区間の下限が 0.11 であり、区間がゼロを含まなかった。そのため、家具の固定という防災行動においてのみ、予測された交互作用効果がみられたと解釈できる。

また、態度の正の回帰係数の信頼区間がゼロを含まなかったことから、態度が好意的であれば防災行動が促進されることがわかった。一方、記述的規範の回帰係数はゼロと異ならなかった。他に行動に影響を及ぼす変数は見いだされなかった。なお、モデルの VIF は最大で 1.11 であり、多重共線性の問題はなかった。

### **探索的分析：それぞれの防災行動での交互作用**

変量効果が正規分布するという制約を除き、防災行動ごとにデータセットを分割したうえで、変量効果を含まない統計モデルを構築した。確証的分析と同様の固定効果に加え、交互作用モデルで得られた参加者の切片の変量効果の推定値を個人差変数としてモデルに投入した。





それぞれのモデルで得られた態度と記述的規範の交互作用効果の推定値を Figure 2 に図示した (モデルの推定値は付録に記載した)。この場合も、家具の固定についての防災用パンフレットの閲覧においてのみ記述的規範と態度の交互作用が統計的に有意であり、この方向性は、事前登録したものと一致していた。

この交互作用効果の内容を検証するために単純傾斜分析をおこなった。解釈しやすいように推定値をリスク比に変換すると、態度が否定的な地点 (-1SD) では、記述的規範の提示によって行動が 0.39[95% CI upper limit: 0.91]倍に抑制されていた。一方、態度が肯定的な地点 (+1SD) では、記述的規範によって行動が 1.28[95% CI lower limit: 0.82]倍に促進される方向の推定値が得られたが、統計的に有意ではなかった。

### 一種類の防災行動に対して複数水準の記述的規範を提示した場合

避難場所を決定するという防災行動については 6 水準の記述的規範を提示したことを利用し、どの水準の記述的規範が逆効果となるか探索的に分析した (記述統計は付録に記した)。

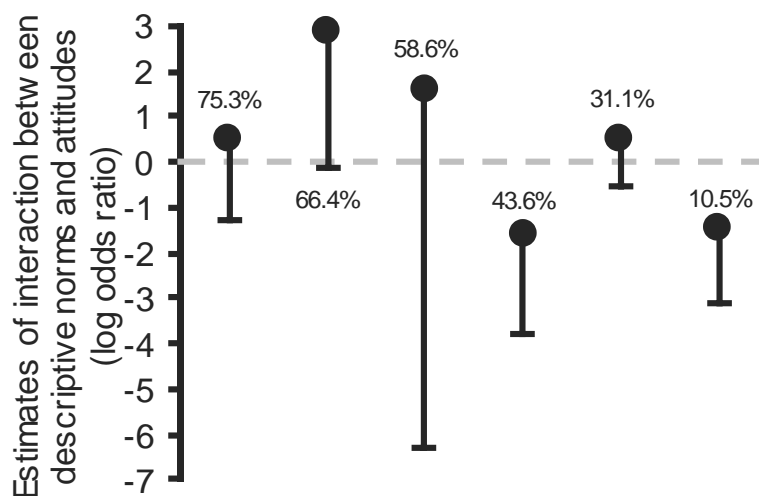


Figure 3. Interaction effects at the evacuation behavior among six levels of descriptive norms.  
 Note. Error bars are 95% CIs (one sided).

前述の探索的分析と同様の統計モデルを構築し、記述的規範の水準ごとにロジスティック回帰分析を実施した。Figure 3に6つのロジスティック回帰分析の結果得られた交互作用効果の推定値を図示した(モデルの推定値は付録に記載した)。予想通りの交互作用効果が得られたのは、記述的規範の水準が66.4%の場合のみであったものの、片側95%信頼区間はわずかにゼロを含んでいた。これ以外の交互作用効果は統計的に有意でなかった。

記述的規範の水準が66.4%の場合の交互作用効果の内容を精査するために単純傾斜分析を実施したところ、態度が否定的な地点で記述的規範を提示した場合のリスク比の片側95%信頼区間の上限は1を含まず、この地点では記述的規範の提示が行動を抑制することが確認された。一方、態度が肯定的であっても、記述的規範が行動を促進する効果はみられなかった。

## 考察

### 態度と記述的規範の交互作用効果を考慮することの重要性

確証的分析では、記述的規範と態度の交互作用効果を含むモデルが、含まないモデルと比較した場合に採択されることが確認された。しかも、パラメータの増分に対する適合指標の改善の程度と情報量規準も、交互作用項を含むモデ

ルの優越性を支持していた。これらの総合的な結果から、多様な防災行動と多様な記述的規範について検討した場合、態度による記述的規範の調整効果を考慮したほうがよい場合がある可能性が確認された。ただし、交互作用効果の大きさは予測よりも小さく、交互作用効果単体が防災行動を説明する程度は小さかった。それでも、データとモデルの当てはまりのよさの観点からも、モデルの予測のよさの観点からも、防災行動の統計モデルとしては、記述的規範の効果を態度が調整するとみなしたほうがよいといえる。

### 記述的規範が防災行動を抑制する場合

検討した5種類の防災行動のうち、家具の固定(40.6%の普及率)についてのみ予測通りの逆効果がみられ、防災行動に否定的な態度を保持している場合に、記述的規範を提示することが防災行動を抑制してしまうことが示された。しかし、他の4水準の防災行動については、予測された交互作用効果はみられなかった。

網羅的に防災行動を選定し、かつ実際の普及率を記述的規範として用いた実験の結果、記述的規範が防災行動を抑制する逆効果が一貫してみられたとはいえない。また、特定の水準においてのみ予測された逆効果がみられたものの、この特定の防災行動と特定の水準の記述的規範に理論的な当然性があるともいえない。ただし、Richter et al. (2018) は、半数以下しか望ましい行動をとっている人がいないという記述的規範が逆効果につながると報告しており、今回の結果はこれと同様であったと解釈できる。しかし、さらに小さい普及率を提示した場合に逆効果が生じたわけでもなく、理論的な一貫性は認められない。

避難場所に関する普及率については、いくつかの既存の社会調査が複数の普及率を報告していることを利用して記述的規範の水準の違いが逆効果に及ぼす影響を検討した。この探索的な分析においても、6水準の記述的規範のうち、66.4%の普及率の場合にのみ逆効果が生じた。この水準は、Ozaki and Nakayachi (2020) で用いられた68.2%の記述的規範と近似していることから、極端に強くも弱くもない水準で、態度による記述的規範の逆効果が生じると推察される。

40.6%と66.4%の普及率を提示したことが逆効果を引き起こしたという結果は、これらの水準が、記述的規範の副次的な意味、すなわち防災行動をとっていない他者が一定程度存在する、という側面を伝えやすいからだと解釈できる。より極端な記述的規範の水準では、望ましい行動をとっていない人に焦点をあわせるのは難しいと思われるが、これらの中程度の記述的規範は、その二面性を伝える性質を強くもつのかもしれない。

### **記述的規範によるナッジを実装する際の留意点**

特定の水準の記述的規範の提示が逆効果になることが示されたことは、記述的規範の応用に対して慎重になるべきだとの示唆を与える。しかも、この逆効果が一貫してみられたわけではなく、また明白に理論的な説明ができない散発的な結果であったことは、逆効果の頑健性が低いことを示唆する一方で、実務的には対処の困難さを予測させる。さまざまな望ましい社会的行動を促進するために記述的規範が有効であることはよく知られており (Bergquist et al., 2019; Farrow et al., 2007) , さらに防災の文脈でも記述的規範が防災行動を促進することがわかっている (大友・広瀬, 2007; Ozaki and Nakayachi, 2020) 。しかし、本研究では記述的規範の促進効果はみられず、かえって防災行動を抑制する効果のみがみられた。このことから、記述的規範には、促進効果だけでなく、予期しにくい副作用もある、という視点での実践が必要になると思われる。

一般的に、ナッジは税制の変更といった硬直的な介入に比べて費用対効果が高い有望な方法であると理解されている (Benartzi et al., 2017) 。また、日本の防災実践においても、社会規範を利用して緊急時の避難行動を促進しようとする試みが提案されている (大竹, 2019) 。緊急時の避難行動を促す状況は、本研究が対象とする防災に関する情報収集とは異なるものの、記述的規範によって望ましい行動のみが促進できる、という想定には留保が必要だと考えられる。

### **態度および個人差の影響**

態度が防災行動の生起を予測しており、態度のような内面的な変数が行動に及ぼす影響が改めて確認された。一方で、リスク認知やコスト認知といった認

知的側面については、行動への影響はみられなかった。一方、記述的規範の回帰係数が統計的に有意でなかった結果は Ozaki and Nakayachi (2020) と同一であった。記述的規範による斉一的な促進効果は、日本人を対象とした場合に生じにくいと解釈できる。

一人の参加者から複数の防災行動を測定する疑似反復の手続きにより、固定効果では説明できない大きな個人差を推定できた。この個人差は、本研究で扱った固定効果とは無関係に、そもそも防災行動をとりやすいかについての個人差とみなせる。社会経済的な変数を測定していないため、この個人差が何に由来するかは不明であるが、防災行動の実践が二極化することが、データ上も示されたといえる。

### 防災政策への示唆

説得場面では、説得メッセージの内容の関連性が弱いなどの不適切な説得方法を用いた場合に、心理的リアクタンスによって、説得がかえって行動を抑制することが知られている (Brehm, 1966)。実験で提示した普及率にもとづく記述的規範と、実際に求められているパンフレット閲覧行動との関連が弱いために生じる違和感が原因となり、行動を操作しようとしているという意図性が表面化したことが、行動の生起確率を押し下げた可能性がある。ただし、本研究で用いた記述的規範は、実装しやすく、かつ信憑性の高い実際の普及率にもとづくものであった。そのため一般的な他者の動向を用いることが行動の抑制につながる可能性があるとするれば、記述的規範を用いた介入にはいっそう慎重になるべきだといえる。

記述的規範が防災行動に及ぼす影響を検討した大友・広瀬 (2007) は、防災行動としてのリスク回避行動を、意図的にリスクを低減させようとする目標志向型のプロセスと、受動的にリスクを許容しようとする状況依存型のプロセスに整理し、記述的規範が状況依存型プロセスに直接・間接的に影響を及ぼすことを明らかにした。そして、記述的規範が「多数の他者が防災行動をとっていない」ことを意味する場合、災害リスクの受容を高めることによって、防災行動が抑制されうる可能性を提示した。日本の個人防災が不十分である現状で

は、記述的規範が防災行動を抑制する方向に機能しかねないという懸念がある。

また、記述的規範の影響過程は、東洋の集合主義的な文化圏では、個人主義的な文化圏よりも複雑であることが応用上の障壁となりうる。Bagozzi and Lee (2002) は、防災の文脈ではないものの、個人主義的なアメリカ人に対する記述的規範の提示は行動に直接的な影響を及ぼす一方で、集団主義的な韓国人に対しては、記述的規範が行動に影響を及ぼすためには、その規範が内面化される必要があることを示している。防災の促進を図る際には、記述的規範の提示が行動に直接影響を及ぼすという単純な過程であれば介入、制御が容易である。しかし、実際には規範の内面化や本研究で見いだされたような態度による調整効果といったより複雑な過程を把握しない限り、適切な介入ができないことが示唆される。

## 限界と展望

本研究は、記述的規範が防災行動に及ぼす影響という一方向の影響過程について検討したことに限界がある。個人の行動が社会規範を形成する過程を含めた双方向的な検討が、実際の望ましい防災習慣の形成のために必要であると考えられる。

本研究で測定された防災行動は、オンライン実験中のパンフレット閲覧行動に限定されている。このような行動を選定したのは、実験実施上の実行可能性、Ozaki and Nakayachi (2020) との比較が可能になること、また、すでに防災を実施している参加者にもパンフレットを閲覧する動機は存在すると考えられるため、すべての参加者からの有益なデータ収集が見込めることが理由であった。しかし、あくまで防災の情報収集行動を測定しているにすぎないため、本研究の結果を直接現実の防災行動にあてはめることは難しい。それでも、一人あたりの閲覧時間は平均で2分程度であり、一定の費用を払って防災行動をとる、という側面はあるため、防災行動の理解に一定の寄与があると考えられる。

## 謝辞

本研究は JSPS 科研費 16H03729 の助成を受けた。

## 参考文献

- Ando, K., Ohnuma, S., and Chang, E. C. (2007) Comparing normative influences as determinants of environmentally conscious behaviours between the USA and Japan. *Asian Journal of Social Psychology*, **10**(3), 171 - 178. DOI: 10.1111/j.1467-839X.2007.00223.x
- Bagozzi, R. P. and Lee, K.-H. (2002) Multiple Routes for Social Influence: The Role of Compliance, Internalization, and Social Identity. *Social Psychology Quarterly*, **65**(3), 226–247. DOI: 10.2307/3090121
- Benartzi, S., Beshears, J., Milkman, K. L., Sunstein, C. R., Thaler, R. H., Shankar, M., ... Galing, S. (2017) Should governments invest more in nudging? *Psychological Science*, **28**(8), 1041 - 1055. DOI: 10.1177/0956797617702501
- Bergquist, M., Nilsson, A., and Schultz, W. P. (2019) A meta-analysis of field-experiments using social norms to promote pro-environmental behaviors. *Global Environmental Change*, **59**, 101941. DOI: 10.1016/j.gloenvcha.2019.101941
- Brehm, J. W. (1966) *A theory of psychological reactance*. Academic Press.
- Bubeck, P., Botzen, W. J. W., and Aerts, J. C. J. H. (2012) A review of risk perceptions and other factors that influence flood mitigation behavior. *Risk Analysis*, **32**(9), 1481 - 1495. DOI: 10.1111/j.1539-6924.2011.01783.x
- Cialdini, R. B., Reno, R. R., and Kallgren, C. A. (1990) A focus theory of normative conduct: Recycling the concept of norms to reduce littering in public places. *Journal of Personality and Social Psychology*, **58**(6), 1015 - 1026. DOI: 10.1037//0022-3514.58.6.1015
- Cialdini, R. B. and Trost, M. R. (1998) Social influence: Social norms, conformity and compliance. In D. T. Gilbert, S. T. Fiske, and Gardner. Lindzey (Eds.), *The handbook of social psychology, Vols. 1 and 2* (4th ed., pp. 151–192). McGraw-Hill.

- Duval, T. S. and Mulilis, J. P. (1999) A Person-Relative-to-Event (PrE) approach to negative threat appeals and earthquake preparedness: A field study. *Journal of Applied Social Psychology*, **29**(3), 495 - 516. DOI: 10.1111/j.1559-1816.1999.tb01398.x
- Farrow, K., Grolleau, G., and Ibanez, L. (2017) Social norms and pro-environmental behavior: A review of the evidence. *Ecological Economics*, *140*, 1–13. DOI: 10.1016/j.ecolecon.2017.04.017
- Kreft, I. and de Leeuw, J. (1998) *Introducing Multilevel Modeling*. Sage.
- Lapinski, M. K. and Rimal, R. N. (2005) An explication of social norms. *Communication Theory*, **15**(2), 127 - 147. DOI: 10.1111/j.1468-2885.2005.tb00329.x
- Levac, J., Toal-Sullivan, D., and O’Sullivan, T. L. (2012) Household emergency preparedness: A literature review. *Journal of Community Health*, **37**(3), 725 - 733. DOI: 10.1007/s10900-011-9488-x
- Lewis, M. A., Neighbors, C., Oster-Aaland, L., Kirkeby, B. S., and Larimer, M. E. (2007) Indicated prevention for incoming freshmen: Personalized normative feedback and high-risk drinking. *Addictive Behaviors*, **32**(11), 2495 - 2508. DOI: 10.1016/j.addbeh.2007.06.019
- Lindell, M. K. and Perry, R. W. (2012) The protective action decision model: Theoretical modifications and additional evidence. *Risk Analysis*, **32**(4), 616 - 632. DOI: 10.1111/j.1539-6924.2011.01647.x
- Lo, A. Y. (2013) The role of social norms in climate adaptation: Mediating risk perception and flood insurance purchase. *Global Environmental Change*, **23**(5), 1249 - 1257. DOI: 10.1016/j.gloenvcha.2013.07.019
- 元吉忠寛, 高尾堅司, 池田三郎 (2008) 家庭防災と地域防災の行動意図の規定因に関する研究, *社会心理学研究*, **23**(3), 209 - 220.
- Neighbors, C., Jensen, M., Tidwell, J., Walter, T., Fossos, N., and Lewis, M. A. (2011) Social-norms interventions for light and nondrinking students. *Group Processes &*



- Intergroup Relations*, **14**(5), 651 - 669. DOI: 10.1177/1368430210398014
- Nickerson, R. S. (1998) Confirmation bias: A ubiquitous phenomenon in many guises. *Review of General Psychology*, **2**(2), 175 - 220. DOI: 10.1037/1089-2680.2.2.175
- Nyborg, K., Anderies, J. M., Dannenberg, A., Lindahl, T., Schill, C., Schlüter, M., ... de Zeeuw, A. (2016) Social norms as solutions. *Science*, **354**(6308), 42 - 43. DOI: 10.1126/science.aaf8317
- 大竹文雄 (2019) 行動経済学の使い方, 岩波書店.
- 大友章司, 広瀬幸雄 (2007) 自然災害のリスク関連行動における状況依存型決定と目標志向型決定の2重プロセス, *社会心理学研究*, **23**(2), 140 - 151.
- Onuma, H., Shin, K. J., and Managi, S. (2017) Household preparedness for natural disasters: Impact of disaster experience and implications for future disaster risks in Japan. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, **21**, 148 - 158. DOI: 10.1016/j.ijdr.2016.11.004
- 尾崎拓, 中谷内一也 (2015) 記述的規範と他者との相互作用が地震防災行動に及ぼす影響, *社会心理学研究*, **30**(3), 175 - 182. DOI: 10.14966/jssp.30.3\_175
- Ozaki, T. and Nakayachi, K. (2020) When descriptive norms backfire: Attitudes induce undesirable consequences during disaster preparation. *Analyses of Social Issues and Public Policy*. DOI: 10.1111/asap.12195
- Paton, D. (2003) Disaster preparedness: A social-cognitive perspective. *Disaster Prevention and Management*, **12**(3), 210 - 216. DOI: 10.1108/09653560310480686
- Plows, S. E., Smith, F. D., Smith, J. R., Chapman, C. M., La Macchia, S. T., and Louis, W. R. (2017) Healthy eating: A beneficial role for perceived norm conflict? *Journal of Applied Social Psychology*, **47**(6), 295 - 304. DOI: 10.1111/jasp.12430
- Richter, I., Thøgersen, J., and Klöckner, C. (2018) A social norms intervention going wrong: Boomerang effects from descriptive norms information. *Sustainability*, **10**(8), 28 - 48. DOI: 10.3390/su10082848

- Rogers, R. W. (1975) A protection motivation theory of fear appeals and attitude change. *The Journal of Psychology*, **91**, 93 - 114.
- Rogers, R. W. (1983) Cognitive and physiological processes in fear appeals and attitude change: A revised theory of protection motivation. In J. T. Cacioppo and R. E. Petty (Eds.), *Social Psychophysiology: A Sourcebook* (pp. 153 - 177). Guilford Press.
- Schultz, P. W., Nolan, J. M., Cialdini, R. B., Goldstein, N. J., and Griskevicius, V. (2007) The constructive, destructive, and reconstructive power of social norms. *Psychological Science*, **18**(5), 429 - 434. DOI: 10.1111/j.1467-9280.2007.01917.x
- Sheeran, P., Abraham, C., and Orbell, S. (1999) Psychosocial correlates of heterosexual condom use: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, **125**(1), 90 - 132. DOI: 10.1037/0033-2909.125.1.90
- Solberg, C., Rossetto, T., and Joffe, H. (2010) The social psychology of seismic hazard adjustment: Re-evaluating the international literature. *Natural Hazards and Earth System Science*, **10**(8), 1663 - 1677. DOI: 10.5194/nhess-10-1663-2010
- Stok, F. M., De Ridder, D. T. D., De Vet, E., and De Wit, J. B. F. (2014) Don't tell me what I should do, but what others do: The influence of descriptive and injunctive peer norms on fruit consumption in adolescents. *British Journal of Health Psychology*, **19**(1), 52 - 64. DOI: 10.1111/bjhp.12030
- Thaler, R. H. and Sunstein, C. R. (2008) *Nudge: Improving decisions about health, wealth, and happiness*. Yale University Press.
- (セイラー, R. H., サンステイーン, C. R., 遠藤真美 (訳) (2009) 実践行動経済学: 健康, 富, 幸福への聡明な選択. 日経 BP).
- Wachinger, G., Renn, O., Begg, C., and Kuhlicke, C. (2013) The risk perception paradox: Implications for governance and communication of natural hazards. *Risk Analysis*, **33**(6), 1049 - 1065. DOI: 10.1111/j.1539-6924.2012.01942.x
- 山岸俊男. (1998) 信頼の構造. 東京大学出版会.

## 付録

### 確証的分析の初期モデルと修正過程

初期モデルとして、参加者および防災行動の種類について、切片と記述的規範、態度、交互作用の傾きの変量効果を設定した。交互作用モデルの参加者の変量効果については、切片の変量効果と記述的規範の傾きの変量効果の間の相関が高く ( $r = .82$ )、over-parameterization が認められた。このことは、変量効果のパラメータに独自の成分がないことを意味しており、モデルを改善させるために、記述的規範の傾きの変量効果を削除した。しかし、この場合でも変量効果間の相関が依然として高かったため ( $r > |.93|$ )、交互作用の傾きの変量効果も削除したところ、変量効果間の相関は許容できる範囲に収まった (参加者の切片と態度の傾き:  $r = -.60$ )。また、防災行動の種類の変量効果についても、切片と交互作用の傾きの変量効果間の相関 ( $r = -.86$ )、記述的規範の傾きと態度の傾きの相関 ( $r = .75$ )、態度の傾きと交互作用の傾きの相関が高かった ( $r = -.70$ )。そこで、本研究の関心が交互作用効果にあることから、防災行動の種類、切片、態度の傾きの変量効果を除去した。しかし、この場合も変量効果間の相関が極めて高かったため ( $r = 1.00$ )、変量効果の分散の大きさと、実験の目的を考慮し、記述的規範の傾きの変量効果を除去し、最終モデルを構築した。最終モデルでは、参加者の切片と態度の傾きの変量効果、防災行動の種類による交互作用の傾きの変量効果が設定されていた。主効果のみを含むモデルについても、交互作用の傾きを除いて交互作用モデルと同様の変量効果を設定した。

初期モデルの推定値を Table A に示した。最終モデルと比較しても、交互作用効果の推定値自体に大きな変化はない。なお、初期モデルでは記述的規範の提示が行動を促進するという固定効果がみられている。しかし、この初期交互作用モデルは、AIC が最終モデルよりも高く、over-parameterization のために適合度の向上に寄与していない変量効果の推定値が多い冗長なモデルだということができる。

Table A. The estimates and the standard errors of the logistic regression models (initial models).

	<b>Main effects model</b>	<b>Interaction effect model</b>
Intercept	9.64 (0.91)	8.84 (0.84)
Descriptive norms	0.15 (1.22)	4.40 (1.84)
Attitudes	0.98 (0.59)	1.37 (0.78)
Cost	-0.18 (0.25)	-0.30 (0.25)
Risk perception	-0.10 (0.39)	-0.19 (0.36)
Sex	-0.19 (0.76)	-0.38 (0.72)
Preparation	-0.16 (0.21)	-0.26 (0.23)
Interaction		-0.00 (1.37)
AIC	1392.61	1404.78
Deviance	1354.62	1348.78

## 5 種類の防災行動の推定値

採択された交互作用モデルで推定された個人差変数を追加し、それぞれの防災行動についてロジスティック回帰分析を実施した結果を Table B に示した。家具の固定についてのみ交互作用項が統計的に有意であること、態度が正の影響をもっていること、個人差変数が行動に強く関連していることがわかる。

Table B. The estimates and the standard errors of the logistic regression models.

	Food and water: 75.0%	Information about disasters:62.8%	Emergency supplies:54.8%	Fixation of house furnishings:40.6%	Preparations when outdoors:17.9%
Intercept	10.04 (1.66)	11.11 (1.84)	10.39 (1.48)	12.07 (2.19)	8.36 (1.37)
Descriptive norms	-1.14 (0.58)	-0.27 (0.57)	-0.38 (0.58)	-0.17 (0.74)	0.46 (0.55)
Attitudes	2.47 (0.57)	1.85 (0.54)	1.93 (0.47)	2.66 (0.74)	2.61 (0.58)
Cost	0.08 (0.34)	-0.11 (0.30)	-0.47 (0.32)	-0.45 (0.41)	-0.33 (0.31)
Risk perception	0.41 (0.28)	-0.11 (0.29)	0.32 (0.29)	0.11 (0.36)	-0.19 (0.29)
Sex	0.68 (0.59)	0.15 (0.61)	-1.00 (0.61)	-0.63 (0.68)	0.31 (0.55)
Preparation	-0.44 (0.34)	0.23 (0.31)	0.46 (0.31)	-1.14 (0.37)	-0.31 (0.33)
Individual differences	1.07 (0.17)	1.25 (0.20)	1.01 (0.13)	1.35 (0.24)	1.01 (0.15)
Interaction	-0.52 (0.59)	-0.99 (0.61)	-0.73 (0.57)	1.74 (0.89)	-0.65 (0.57)
AIC	111.48	107.71	121.88	88.30	117.94

## 避難場所の決定についての記述統計

避難場所の決定についての結果を、記述的規範の提示の有無と態度ごとにまとめたものを Figure A に示す。態度は四分位数によって分割されている。避難場所の決定についても、態度が好意的になるほどパンフレットが閲覧されるようになる傾向がみてとれる。また、いくつかの記述的規範の水準では、態度が否定的な場合に、記述的規範の提示が行動を抑制しているように読み取れるものもある（下位 25%の態度保持者に対して 75.3%や 66.4%の記述的規範を提示した場合）。しかし、その傾向は一貫していないようである。

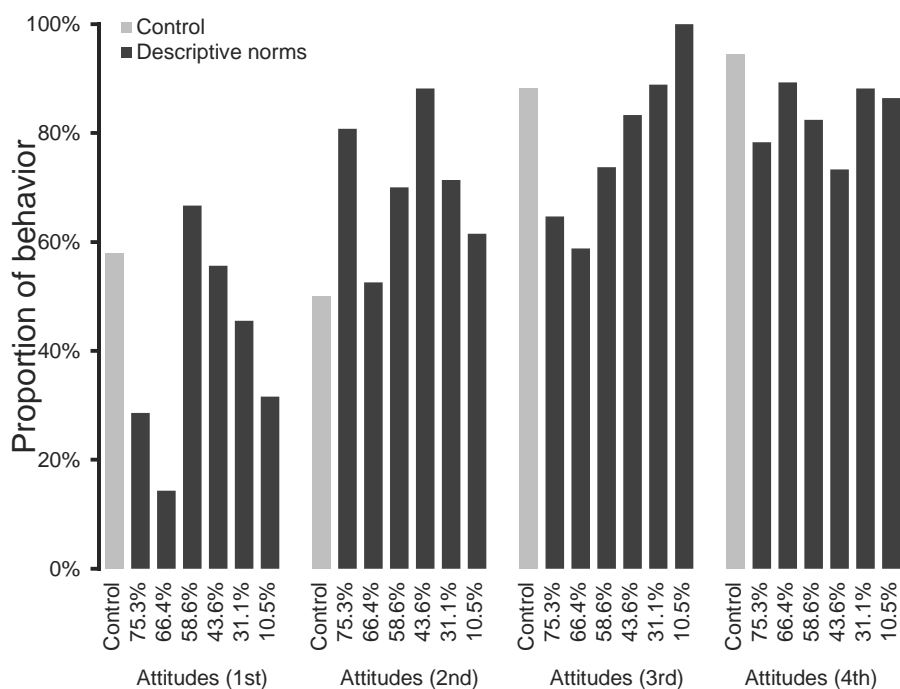


Figure A. The proportion of participants who read the leaflet about evacuation.  
Note. Attitudes are rounded by their quartile values.

## 避難場所の決定についての推定結果

避難場所の決定について、確証的分析で推定された個人の切片の変量効果を個人差変数として投入し、記述的規範の水準ごとにロジスティック回帰分析を実施した結果を Table C に示す。この場合も、行動に対して態度の正の影響が一貫してみられた。また、個人差変数も行動と強く関連していた。交互作用効果は推定値も正負に分散し、またその標準誤差も比較的大きかった。

Table C. The estimates and the standard errors of the logistic regression models about the evacuation behavior.

	75.3%	66.4%	58.6%	43.6%	31.1%	10.5%
Intercept	11.15 (3.67)	13.03 (5.70)	25.65 (14.23)	14.14 (5.61)	5.95 (1.52)	7.14 (1.73)
Descriptive norms	-0.38 (1.06)	-4.39 (2.06)	-2.10 (1.81)	1.08 (1.45)	-0.95 (0.88)	-2.36 (1.17)
Attitudes	1.94 (0.71)	2.17 (0.86)	3.56 (1.79)	2.65 (1.13)	1.47 (0.60)	1.46 (0.56)
Cost	-1.39 (0.73)	-1.35 (0.78)	-3.21 (2.35)	-1.38 (0.97)	0.04 (0.45)	-0.61 (0.51)
Risk perception	-0.72 (0.64)	-0.91 (0.77)	-0.27 (0.80)	-0.18 (0.84)	0.70 (0.45)	-0.17 (0.61)
Sex	-1.11 (1.01)	-1.59 (1.40)	-4.12 (2.73)	-2.26 (1.60)	0.70 (0.88)	-0.71 (0.91)
Preparation	-1.16 (0.73)	-1.30 (0.72)	-3.15 (2.05)	-2.39 (1.17)	-0.34 (0.49)	-0.68 (0.51)
Individual differences	1.31 (0.43)	1.54 (0.65)	2.90 (1.59)	1.63 (0.64)	0.72 (0.16)	0.83 (0.18)
Interaction	0.50 (1.07)	2.90 (1.85)	1.62 (4.82)	-1.55 (1.35)	0.52 (0.64)	-1.42 (1.03)
AIC	50.85	45.78	33.49	41.14	63.53	59.16