

博士論文

東日本大震災の被災地における
仮設住宅居住と精神的不健康の関係

森島遼

博士論文

東日本大震災の被災地における 仮設住宅居住と精神的不健康の関係

東京大学大学院医学系研究科脳神経医学専攻精神医学分野

指導教員 笠井 清登

申請者 森島 遼

目次

| | |
|--|----|
| 1. 略語集..... | 6 |
| 2. 要旨 | 7 |
| 3. 序文..... | 9 |
| 3.1. 東日本大震災と仮設住宅..... | 9 |
| 3.2. 東日本大震災と精神的健康 | 14 |
| 3.3. 自然災害後の仮設住宅と精神的健康..... | 17 |
| 3.4. 被災地の仮設住宅と精神的健康の関係における媒介因子の候補..... | 18 |
| 3.5. 本研究の目的と仮説 | 19 |
| 4. 方法..... | 21 |
| 4.1. 研究デザイン | 21 |
| 4.2. 参加者 | 25 |
| 4.2.1. 参加者情報..... | 25 |
| 4.2.2. 参加者の臨床的支援 | 25 |
| 4.3. 尺度..... | 26 |
| 4.3.1. 精神的不健康 | 26 |

| | | |
|----------|--|----|
| 4.3.2. | 居住状況 | 26 |
| 4.3.3. | 睡眠障害 | 27 |
| 4.3.4. | ソーシャルサポート | 27 |
| 4.3.5. | 共変数 | 28 |
| 4.4. | 統計解析 | 28 |
| 4.4.1. | 記述統計量とベースラインの精神的不健康の比較..... | 28 |
| 4.4.2. | 主解析 | 29 |
| 4.4.2.1. | 主解析における変数の定義..... | 31 |
| 4.4.2.2. | 主解析における媒介分析の計算 | 31 |
| 4.4.3. | 追加解析 | 33 |
| 4.4.4. | 有意水準と使用した統計解析ソフト..... | 35 |
| 5. | 結果..... | 36 |
| 5.1. | 記述統計とベースラインの精神的不健康の比較 | 36 |
| 5.2. | 主解析の結果 | 38 |
| 5.2.1. | 媒介効果の推定 | 38 |
| 5.2.2. | 交差遅延効果モデル(cross-lagged panel model, CLPM)の推定値..... | 38 |

| | |
|--|----|
| 5.3. 追加解析の結果 | 44 |
| 5.3.1. 二値変数のソーシャルサポートを用いた CLPM | 44 |
| 5.3.2. 重回帰分析による主解析の結果の確認..... | 57 |
| 5.3.3. 仮設住宅の長期居住による精神的不健康への影響の検証..... | 63 |
| 6. 考察..... | 67 |
| 6.1. 仮設住宅居住と精神的不健康の関係についての考察..... | 67 |
| 6.2. 睡眠障害やソーシャルサポートの媒介効果がなかったことについての考察 . | 69 |
| 6.3. 精神的不健康、睡眠障害、ソーシャルサポートの因果関係についての考察 . | 70 |
| 6.4. 本研究の強みと限界点 | 71 |
| 6.5. 本研究から得られた示唆と今後の展望..... | 74 |
| 7. 結語..... | 76 |
| 8. 引用文献..... | 77 |
| 9. 謝辞..... | 85 |

1. 略語集

K6 Kessler 6

CLPM Cross-Lagged Panel Model

(交差遅延効果モデル)

FIML Full Information Maximum Likelihood

(完全情報最尤推定法)

CFI Comparative Fit Index

RMSEA Root Mean Square Error of Approximation

MAR Missing At Random

2. 要旨

自然災害後の仮設住宅居住は、精神的不健康のリスク因子である。仮設住宅は被災者にとって不可欠な資源であることをふまえると、仮設住宅居住と精神的不健康の関係を媒介し得る要因の調査が必要である。本研究は、2011 年に発生した東日本大震災の被災地における一般人口を対象としたコホート研究である。2014 年から 2016 年の間に被災地の特定健康診査に参加した住民(19 歳以上)の調査票への回答から、居住状況(e.g., 応急仮設住宅、みなし仮設住宅)、精神的不健康、睡眠障害、ソーシャルサポート、その他の共変数のデータを解析対象とした。仮設住宅居住と精神的不健康の関係における睡眠障害やソーシャルサポートの媒介効果の評価は、3 時点データを用いた交差遅延効果モデル(CLPM)で実施した。2014 年の調査票に回答した 3116 名のうち、約 12%は応急仮設住宅かみなし仮設住宅に居住していた。応急仮設住宅($\beta = 0.046, p = 0.031$)およびみなし仮設住宅($\beta = 0.043, p = 0.042$)への居住は後の精神的不健康を予測した。睡眠障害(応急仮設住宅: $\beta = 0.001, p = 0.620$; みなし仮設住宅: $\beta = -0.001, p = 0.467$)やソーシャルサポート(応急仮設住宅: $\beta < 0.001, p = 0.748$; みなし仮設住宅: $\beta < 0.001, p = 0.435$)による媒介効果はみられなかった。自然災害から 3 年経過後に仮設住宅に住んでいる被災者には、メンタルヘルスに関する長期的支援

が必要だが、睡眠障害やソーシャルサポートのみへの支援は精神的な健康の減少に十分ではないことが示唆された。

3. 序文

3.1. 東日本大震災と仮設住宅

東日本大震災は、2011 年 3 月 11 日に日本の東北地方で生じた大規模自然災害である。最大震度 7、マグニチュード 9.0 の大規模な地震に加え、沿岸部を中心に津波が生じ、福島第一原子力発電所の事故まで発生した(図 1)。これらの災害が重なったことから、“triple disaster”とも表現される(Suzuki and Kim, 2012)。東日本大震災により、15,899 名が亡くなり、2,528 名が行方不明、121,992 戸の家屋が全壊、その他に道路や橋梁といった公共財への甚大な被害等が報告されている(警察庁, 2020)。このような人的、物的、非物的資源への被害の大きさから、特定非常災害の被害者の権利利益の保全等を図るための特別措置に関する法律に基づき、東日本大震災は「特定非常災害」に指定された。

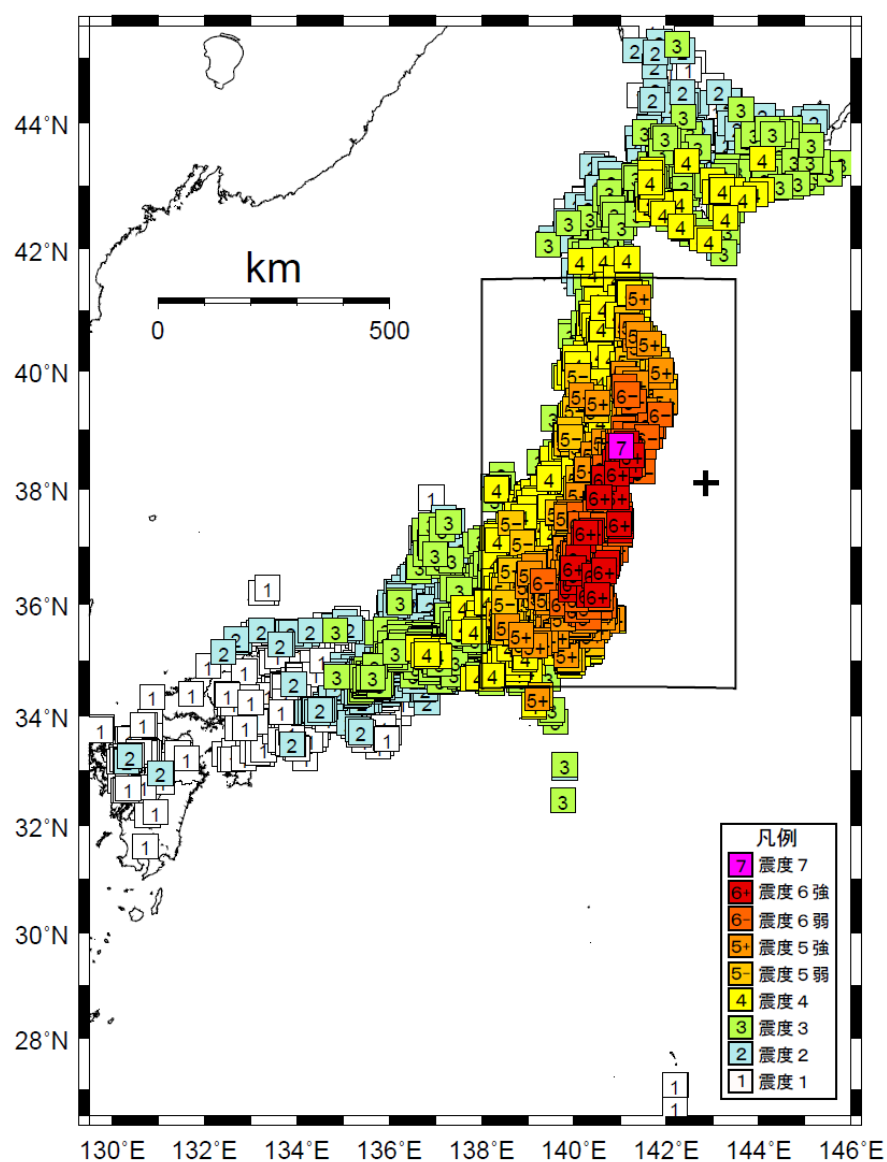


図 1 東日本大震災の発生状況

気象庁『震度分布図』〈
https://www.data.jma.go.jp/svd/eqev/data/2011_03_11_tohoku/index.html 〉(2020 年 9 月 30 日閲覧)

東日本大震災により多くの被災者が何らかの理由で自宅での生活が困難に陥った。このような被災者は、学校等の避難所に一時的に避難した。さらにその後、自身で住宅の確保が困難な被災者は仮設住宅に移住することとなった。仮設住宅は、災害救助法に基づき、「住家が全壊、全焼又は流出した者であって、自らの資力では住宅を確保できない者」を対象として提供される。また、自治体や地域によっては、長期避難区域の指定や二次災害のおそれがある場合なども仮設住宅への入居が可能であった。

被災地における仮設住宅の形態は応急仮設住宅とみなし仮設住宅に大別される。東日本大震災の被災者は、自身の都合(e.g., 仮設住宅の形態、家族構成、生活の利便性)を踏まえ、いずれかの形態を選択して避難することが可能である。応急仮設住宅は、被災者に無料で提供されるプレハブ構造の集合住宅である(図 2)。元の地域コミュニティの人々とともに移住できるよう配慮されて集団移住したケースが多かった。みなし仮設住宅は、大きな被害のなかった地域に位置する賃貸住宅を被災者に提供するシステムである。地方自治体から約 2 年間の契約で補助金が支払われて被災者に提供された。多くの場合、みなし仮設住宅は、被災していない人々が主な地域に位置した。

いずれの仮設住宅も（応急仮設住宅は完成から数えて）最長 2 年までの利用が原則となるが、「特定非常災害」の指定がある場合は 1 年を超えない期間

ごとの延長が可能である。この結果、東日本大震災から 6 年後において全国で約 9 万人がいずれかを利用している(復興庁, 2017)。また、例えば東日本大震災の被災地の一つである宮城県では地域ごとに差があるものの、仮設住宅居住者の移転先が見つからないなど復興状況を鑑み、いずれの形態においても数年にわたる利用の延長がなされた(大類ら, 2020)。仮設住宅は、東日本大震災のような大規模自然災害が発生した地域において、多くの住民にとって長期的に不可欠なリソースであると考えられる。



図 2 東松島市の応急仮設住宅の様子

東松島市教育委員会『東松島市被災状況写真集』〈 http://www.lib-city-hm.jp/lib/2012ict/shinsaiArchive_01_look.html#06 〉(2019年2月20日閲覧)

3.2. 東日本大震災と精神的健康

自然災害は精神的な健康に長期的に影響し得る(Ando et al., 2017; Tang et al., 2014; Beaglehole et al., 2018)。自然災害後の精神疾患(e.g., うつ病、心的外傷後ストレス障害)の有病率を調査した 1980 年から 2017 年に出版された 41 本の論文を包含した系統レビュー及びメタ解析が報告されている(Beaglehole et al., 2018)。これによれば、被災群の精神疾患有病率は 38%であり、非被災群の精神疾患有病率 26%より、有意に高い割合であった(オッズ比 1.84 [95%信頼区間: 1.43-2.38])。

一方、自然災害後における精神的な健康の人口全体の長期経過に関する知見は一貫していない。1.5～3 年間で改善を報告した研究もあるが (Chou et al., 2007; Norris et al., 2004; Zhang et al., 2012)、1.5～2 年間で維持(Pietrzak et al., 2012)、もしくは悪化 (Ye et al., 2014)を報告した研究もある。また、これらの研究は災害規模、対象とした人口の年齢、調査を実施した時期など異なる点もあったことで、一貫した結果が得られなかったかもしれない。災害規模や災害への曝露の程度は精神的健康に関する問題の発生率に関係することが示唆されている(Johannesson et al., 2015; Matsubayashi et al., 2013; Paranjothy et al., 2011; Tang et al., 2014)。特に災害規模が発災から 3～4 年後の自殺率上昇と関係するなど、大規模自然災害の精神的健康への長期的影響は深刻である(Matsubayashi et al., 2013)。

したがって、東日本大震災のような大規模自然災害後の精神的健康の長期経過

について着目することは公衆衛生学的に有意義であると考えられる。

自然災害後の精神的不健康のリスク因子として、家屋損壊度、発災時の怪我、近親者の喪失といった被災体験がメタ解析やいくつかの研究で報告されている(Tang et al., 2014; Oyama et al., 2012; Sastry et al., 2009)。また、被災体験に加え、被災地のリソース不足が、精神的不健康のリスク因子になり得ることを Conservation of resource (COR)理論が示唆している。COR 理論は、リソース(経済的、住環境的、心理的リソース含)の喪失はストレスを生じさせる主因となり、個人にとって価値あるリソースほど失うことによるストレスが大きい、としている(Hofboll, 1989)。この理論の通り、被災による家財の喪失や失職も重要な精神的不健康のリスク因子であることがメタ解析によっても報告されている(Tang et al., 2014)。COR 理論に従えば被災体験に加え、被災によるリソースの喪失が精神的不健康のリスク因子となる可能性がある。言い換えると、リソースの喪失への介入により、被災後の精神的不健康を緩和することが可能かもしれない。被災体験自体を軽減する社会的方策の検討も重要であるが、被災後の影響を緩和する要因を検証することは被災地支援の施策等に示唆があると考えられる。

東日本大震災に関連する精神的健康に関する 2011 年 3 月から 2015 年 3 月までに出版された 42 本の論文を包含した系統レビューが報告されている(Ando et al., 2017)。この系統レビューによれば、災害から 2 年経過後に心的外傷後スト

レス反応は改善したが、他の精神的健康の問題(抑うつ等)は減少しなかったことが示唆された。また、被災後の移住、災害以前の疾病や障害、ソーシャルネットワークの喪失は、精神的健康を悪化させるリスク因子であった。原子力発電所事故のあった福島県の調査では、心的外傷後ストレス反応の有病率は他地域より高かった。これらのことから、発災から数年後も精神的健康の課題が生じており社会的対策の重要性が示唆された。しかし、多くが横断研究であり、さらなる縦断研究が必要であった。

宮城県東松島市で東日本大震災発災後 3 年間の長期的な精神的不健康状態を慢性群、遅発群などに分類して調査した研究もある(Morishima et al., 2019)。この研究では、神経過敏や気分の落ち込みなどの精神的不健康(Kessler 6 > 7 で“精神的不健康状態あり”と定義)を毎年調査し、この 3 時点調査に参加した 1473 名の住民を解析対象とした。全体の傾向でみると、2012 年(10.0%)から 2013 年(14.7%)でいったん精神的不健康状態の有病率は増加したものの、2014 年(11.8%)ではまた減少していた。また、慢性群(3 年間精神的不健康状態が継続)は 3.6%、遅発群(2~3 年目から精神的不健康状態が発生)は 6.2%であることが報告され、2014 年時点で精神的不健康状態にある者のほとんどが慢性群か遅発群に分類されていた。さらに、慢性群のリスク因子は、2012 年に聴取した精神的不健康がより高いことと、被災による家屋損壊度が高いことであった。遅発群のリスク因

子は、2012 年に聴取した精神的な健康が高いこと、2014 年に聴取した無職状態、仮設住宅居住であった。特に仮設住宅居住者は、精神的な健康の遅発リスクが約 6 倍であった。これらのことから、東日本大震災の被災地における長期的な精神保健活動において心理的・環境的(就労・住居)な困難のある方への支援の重要性が示唆された。また、その他の東日本大震災の被災地における研究でも、重要なリソースの喪失(e.g., 日常生活に必要な住環境)が、被災体験とは独立して、精神的な健康と関係することが報告されている (e.g., Sasaki et al., 2018)。

以上のように、大規模自然災害である東日本大震災後の精神的な健康は、発災から 2～3 年経過後も改善しておらず、一部には遅発的な精神的な健康が生じる住民もいることが示唆された。東日本大震災から数年経過後の精神的な健康状態を予測する被災地のリソースに関連するリスク因子を調べることは、被災地の長期的な精神保健活動に有意義な知見を提供できると考えられる。

3.3. 自然災害後の仮設住宅と精神的な健康

被災地における仮設住宅居住は、精神的な健康のリスク上昇と関与することが報告されている(Ito et al., 2016; Morishima et al., 2019; Murakami et al., 2017; Sasaki et al., 2018)。先述のように仮設住宅そのものは、被災地において長期的に利用され得る不可欠なリソースである。そのため、仮設住宅居住と精神的な健康の関係

を媒介し得る要因に着目した支援を行うことが、被災地の住民におけるメンタルヘルスの長期的問題の予防に有効である可能性がある。

また、仮設住宅は、その形態によって、精神的不健康と関連する過程が異なるかもしれない。両形態の仮設住宅は居住者の精神的不健康を上昇させ得るが(Morishima et al., 2019)、形態間で差があるという先行研究の報告もある(Murakami et al., 2017; Ito et al., 2016; Kusama et al., 2018)。仮設住宅の形態ごとの影響を評価することは、それぞれの形態における問題への介入方法に示唆が得られるかもしれない。

3.4. 被災地の仮設住宅と精神的健康の関係における媒介因子の候補

これまで仮設住宅居住と後の精神的不健康の関係を媒介する要因について検証した研究はないが、睡眠障害やソーシャルサポートは媒介因子の候補である。仮設住宅居住者は、自宅や災害後に再建された住居を含む他の居住状況にある者より、睡眠障害の増加や社会的つながりの減少を報告しやすい(Murakami et al., 2017; Ito et al., 2016; Yabe et al., 2018)。また被災地の睡眠障害や社会的孤立は、後の精神的不健康のリスク因子でもある(Chou et al., 2007; Kanchara et al., 2016; Matsuyama et al., 2016)。

しかし、睡眠障害増加やソーシャルサポート減少と精神的不健康の因果関係を明らかにするためには単方向の推定では不十分である可能性がある。被災地の精神的不健康が高い者は後に睡眠障害を体験しやすく社会的つながりが減少しやすいという逆の因果関係を報告した研究がある (Geng et al., 2018; 2019; Hikichi et al., 2017; Lowe and Willis, 2015)。これらの知見は、仮設住宅居住者における睡眠障害の増加やソーシャルサポートの減少が、もともとの精神的不健康によって生じていることを示唆している。したがって、仮設住宅居住と精神的不健康の関係における睡眠障害やソーシャルサポートの媒介効果を実証するためには、睡眠障害、ソーシャルサポート、精神的不健康の双方向関係も同時に統計モデル上で検証する必要がある。

3.5. 本研究の目的と仮説

これまで述べてきたように、大規模自然災害後の仮設住宅居住と精神的不健康の関係を媒介し得る要因に着目した支援は、被災地の住民におけるメンタルヘルスの長期的問題の予防に有効である可能性がある。しかし、これまで仮設住宅居住と精神的不健康の関係が睡眠障害やソーシャルサポートによって媒介されるか調べた研究はない。

本研究では、東日本大震災の被災地における応急仮設住宅およびみなし仮設住宅居住の直接効果と睡眠の問題やソーシャルサポートを介した間接効果による長期的な精神的不健康への影響を調べる。主な統計解析では、睡眠の問題、ソーシャルサポート、精神的不健康の双方向関係と媒介効果が同時に検討できる交差遅延効果モデル(Cross-lagged panel model, CLPM)を用いる。仮説は、応急仮設住宅とみなし仮設住宅居住は、精神的不健康を上昇させる、とする。また、仮設住宅居住と精神的不健康の関係は、睡眠の問題やソーシャルサポートによって一部媒介されることも考えられる。

4. 方法

4.1. 研究デザイン

本研究は、2012 年に開始した、宮城県東松島市で住民を対象に毎年実施されている特定健康診査から、調査データを得ている。調査データは、自己記入式調査票の回答情報から収集した(図 3, 4)。この自己記入式調査票は、住民の精神状態等についてスクリーニングするために、被災地の特定健康診査で使用されている。特定健康診査の実施にあたり、市は対象となる住民へ案内状と自己記入式調査票を送付した。特定健康診査を受ける住民は記入した自己記入式調査票を会場に持参した。自己記入式調査票原本の収集・所有は、東松島市障害福祉課で行われている。研究データ使用について東松島市障害福祉課より文書にて承諾を得ている。自己記入式調査票には個別の ID がふられ、匿名化された電子的な回答情報が東松島市障害福祉課及び東京大学医学部附属病院精神神経科で保存されている。個別の ID に基づき、毎年の匿名済のデータが東京大学医学部附属病院精神神経科で管理されている。研究チームのウェブページ(<http://plaza.umin.ac.jp/~youth-mh/>)で、本研究の目的のためにデータが使用されることを広報している。自己記入式調査票の表紙には、匿名データが研究に使用さ

れるが、回答が研究に使用されることを辞退したい者は要求できるように明記されている。本研究は、東京大学医学部倫理委員会(No. 3583-(2))と東京都医学総合研究所(No. 14-21)によって承認されている。

宮城県東松島市は東日本の沿岸部に位置し、東日本大震災により甚大な被害をうけた地域の一つである。地震により発生した大規模な津波で約 65%の地域が浸水し、40,000 人の住民のうち 1,000 人以上が亡くなった。本研究の Time1 (T1)は災害から 3 年後(2014 年 5 月 15 日から 6 月 16 日)に実施され、また 2015 年と 2016 年の同日に Time 2(T2)と Time 3(T3)もそれぞれ実施された。居住状況 (e.g., 応急仮設住宅、みなし仮設住宅、自宅)に関するデータ収集が 2014 年から開始されたため、本研究は 2014 年から 2016 年までのデータを使用した。

※ このアンケートにご記入のうえ、
特定健康診査受診の際に持参し、受付に提出してください。

| | |
|-------|-------|
| 整理番号 | |
| 回収年月日 | 年 月 日 |
| 個 CD | |

(※こちらには記入しないで下さい)

平成26年度 こころの健康についてのアンケート 東 松 島 市

このアンケートは、皆様の現在のこころの健康についてお尋ねし、今後皆様に必要な保健福祉サービスの提供や体制整備について検討する資料とすることを目的に実施するものです。アンケート結果によっては保健師または相談員がご連絡し、相談対応させていただく場合があります。

本アンケートの目的をご理解いただき、是非ご協力をお願いいたします。

《問い合わせ先》

東松島市役所 福祉課 障害福祉班 保健師

電話：0225-82-1111（内線1175・1176）

*アンケート結果は平成24年度以降のものと合わせ、今後の保健医療体制の向上のため、下記の調査協力機関により、匿名性は十分に配慮された上で集団データとして解析され、学会や専門誌などで発表されることがあります。この点につきご協力いただけない方はお申し出ください。

調査協力：東京大学医学部附属病院 精神神経科

※下記および裏面のアンケートにご記入願います。

| | | | | | |
|--------------------|--|------|--|--|--|
| 記入年月日 | 平成26年 月 日 | | | | |
| 氏名 | | 性別 | 生年月日 (年齢) | 大・昭・平 年 月 日 (歳) | |
| | | 男・女 | | | |
| 現住所 | 宮城県 市 (電話番号 - -) ※普段連絡が取れる電話番号を記入してください。 | | | <input type="checkbox"/> 応急仮設住宅 <input type="checkbox"/> みなし仮設住宅 <input type="checkbox"/> 災害公営住宅 <input type="checkbox"/> 自 宅 <input type="checkbox"/> その他 () | |
| 被災した時の住所 (被災状況) | 宮城県 市 (<input type="checkbox"/> 全壊 <input type="checkbox"/> 大規模半壊 <input type="checkbox"/> 半壊 <input type="checkbox"/> 一部損壊 <input type="checkbox"/> 被害なし) | | | | |
| 世帯状況 | <input type="checkbox"/> 一人暮らし <input type="checkbox"/> 家族と同居 | 勤務形態 | <input type="checkbox"/> 週4日以上 <input type="checkbox"/> 週1～3日 | <input type="checkbox"/> 無職 <input type="checkbox"/> 主婦/夫・学生 | |

図3 調査票（2014年）の表面

4.2. 参加者

4.2.1. 参加者情報

参加の対象となる者は、19 歳以上の東松島市の住民で、国民健康保険または後期高齢医療保険に加入している者である。対象者の基準に一致した者は、特定健康診査に招待された。国民健康保険は、社会保険対象外の者(自営業者、アルバイトなど)を対象としている。日本の後期高齢者医療保険は、75 歳以上の方、もしくは特定レベルの障害を有する 65~74 歳の方を対象としている。したがって、本研究の参加者において高齢者の参加率は高いと考えられる。

2014 年、2015 年、2016 年に、適格性基準を満たした合計 10,937 人、10,469 人、10,215 人の住民が特定健康診査に招待され、そのうち 3321 人(30.4%)、3364 人(32.1%)、3347 人(32.8%)が各調査に参加した。2014 年(T1)~2016 年(T3)の間に、合計 5,347 人の住民が少なくとも 1 回の調査に参加した。

4.2.2. 参加者の臨床的支援

東松島市役所福祉課障害福祉班と連携し、精神的健康の問題があり支援の必要な住民のフォローアップを行った。後述する K6 の合計点が 20 点以上

の者は、市役所保健相談センターのスタッフから少なくとも 1 回の電話や地域保健師の訪問によるフォローアップを受けた。

4.3. 尺度

4.3.1. 精神的不健康

精神的不健康は、過去 30 日間の非特異的な精神的不健康に関する 6 項目のスクリーニング尺度である Kessler 6 (K6)を用いてすべての調査で測定された (Kessler et al., 2002)。参加者は、例えば「過去 30 日の間にどれくらいしばしば、神経過敏に感じましたか」という項目を「全くない」(0)から「いつも」(4)までの 5 件法に対して回答した。合計点は、0 から 24 までの範囲である。より高いスコアは、より深刻な精神的不健康状態を表す。

4.3.2. 居住状況

T1 と T2 の居住状況は、「応急仮設住宅」、「みなし仮設住宅」、「災害公営住宅」(被災者のために建てられた独立した家)、「自宅」、「その他」のリストから選択肢から評価された。また T3 の居住状況は、「仮設住宅」、「災害公営住宅」、「賃貸住宅」、「自宅」、「その他」から評価された。

4.3.3. 睡眠障害

睡眠障害は、入眠障害、中途覚醒、早朝覚醒、日中の眠気など、現在の睡眠の問題について尋ねる二値(あり:1; なし:0)の質問によって、すべての調査で測定された。睡眠障害の合計スコアは 0 から 4 の範囲である。より高いスコアは、現在の睡眠の問題の数が多いことを表す。

4.3.4. ソーシャルサポート

ソーシャルサポートは、2 つの質問により、すべての調査で測定された。まず、ソーシャルサポートの有無について、参加者は「ご自身のこころの健康について、現在相談できる方はいますか」という質問に回答した。回答は、二値(いる/いない)で尋ねられ、「いる」と答えた者は「1」、「いない」と答えた者は「0」とコードされた。

また、参加者が上記の質問に「いる」と答えた場合、「それはどなたですか。当てはまるものすべてに○をつけてください」という 8 項目の複数選択の質問も回答を求められた。選択肢は、(1)家族、(2)友人、(3)同僚、(4)民生委員、(5)被災者サポートセンター、(6)市保健師・心のケア相談員、(7)医療機関、(8)その他、が含まれた。複数選択の各項目に○をつけた場合はそれぞれ「1」、そうでない場合は「0」と定義された。したがってソーシャルサポートの合計点

は 0 から 8 の範囲となった。より高いスコアは、現在の精神的健康について相談できる人の属性がより多いことを表す。

4.3.5. 共変数

本研究における T1 の共変数は、年齢、性別、被災状況(家屋損壊度)、世帯状況(一人暮らし/家族と同居)、勤務形態を含めた。勤務形態は「1 週間に 4 日以上」、「1 週間に 1~3 日」、「その他」に分類され。無職、主婦/夫、学生は「その他」に分類された。被災状況(家屋損壊度)は、5 件法(全壊: 4; 大規模半壊: 3; 半壊: 2; 一部損壊: 1; 被害なし: 0)を用いて評価され、連続変数として扱われた。より高いスコアは、より深刻な被災状況を表す。

また、T3 から災害による家族や親戚の喪失(家族や親戚の死亡あり: 1; なし: 0)を共変数に含めた。

4.4. 統計解析

4.4.1. 記述統計量とベースラインの精神的不健康の比較

変数の記述統計量を算出した。一元配置分散分析と Bonferroni 法を用いた調整による多重比較を用いて、ベースライン(T1)における居住状況間の精神的不健康の平均差を評価した。

4.4.2. 主解析

交差遅延効果モデル(cross-lagged panel model, CLPM)を用いた媒介分析を行い、精神的不健康(T3)への応急仮設住宅およびみなし仮設住宅の直接効果、および睡眠障害とソーシャルサポート(合計点)によって媒介される間接効果を調べた(図 5)。CLPM は、構造方程式モデリングによって推定され、時間の経過に伴う変数間の双方向関係と媒介効果を同時に調べることができる。構造方程式モデリングは、アウトカムへのいくつかの異なる変数の効果や経路を明らかにすることに関心がある場合に有用な方法であると考えられている(VanderWeele, 2012)。CLPM において missing at random (MAR)の前提のもと、パラメータ推定のため、完全情報最尤推定法 (full information maximum likelihood, FIML)を使用した。FIML は、構造方程式モデリングで欠測データを説明するための一般的なアプローチであり(Schafer and Graham, 2002)、実際に観測された変数に基づいて各個人の尤度関数を設定することにより、データが MAR の場合に仮説モデルにバイアスのない推定値を与えることができる。モデル適合度は、comparative fit index (CFI)と root mean square error of approximation (RMSEA)を用いて評価した。CFI > 0.9 および RMSEA < 0.1 の基準を使用して、モデル適合の妥当性を評価した(Hu and Bentler, 1999; MacCallum et al., 1996)。

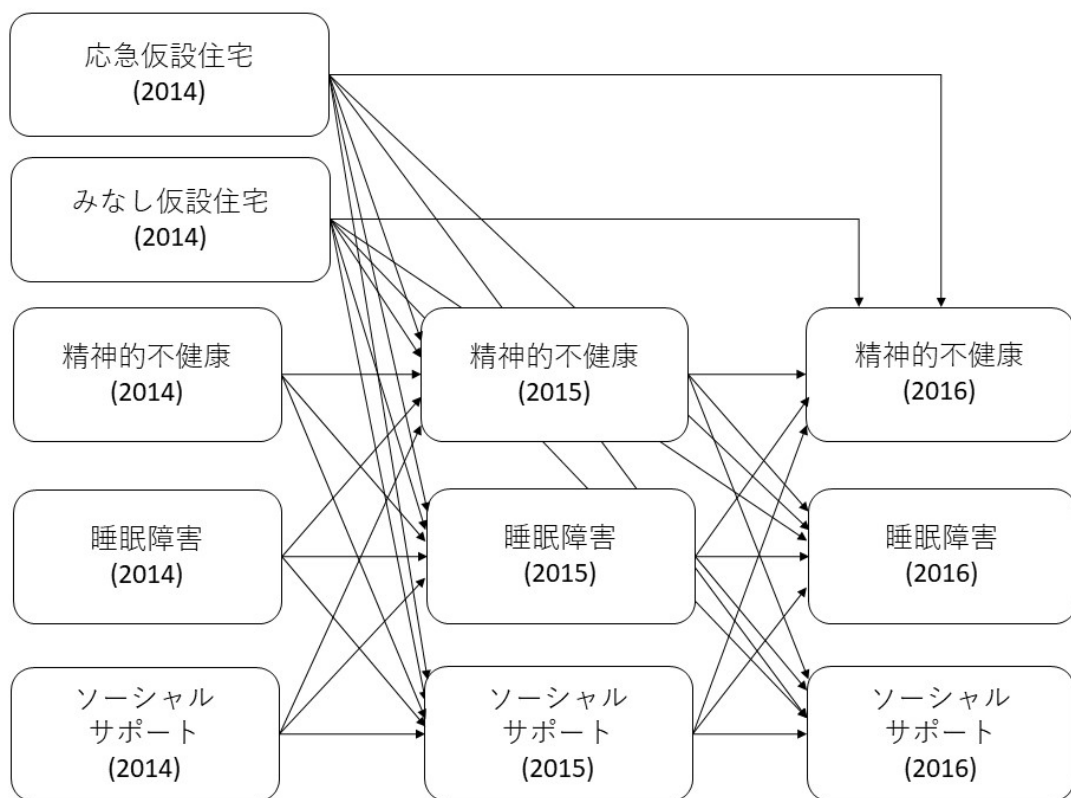


図 5 応急仮設住宅およびみなし仮設住宅、睡眠障害、ソーシャルサポート、

精神的不健康の関係を検証する交差遅延効果モデル

外生変数間、残差共分散、残差、共変数のパスは図から除外

4.4.2.1. 主解析における変数の定義

本研究では、居住状況から、参加者が応急仮設住宅(1)に住んでいるかどうか(0)、みなし仮設住宅(1)に住んでいるかどうか (0)、2 つのダミー変数を作成した。両方のダミー変数は、応急仮設住宅またはみなし仮設住宅に住んでいた場合の影響を他の住宅状況(例えば、参照群)と対比するためにモデルに同時に含めた(Suit, 1957)。

4.4.2.2. 主解析における媒介分析の計算

直接効果は、T1 の各仮設住宅に住むことが、モデルの T3 の精神的不健康に及ぼす影響である(図 6 のパス c)。間接効果は、仮設住宅(T1)の媒介因子(T2 の睡眠障害またはソーシャルサポート)への係数(図 6 のパス a)、及び媒介因子(T2)の精神的不健康(T3)への係数(図 6 のパス b)の積である(図 6 のパス a × パス b)。総合効果は、直接効果と間接効果の合計である。

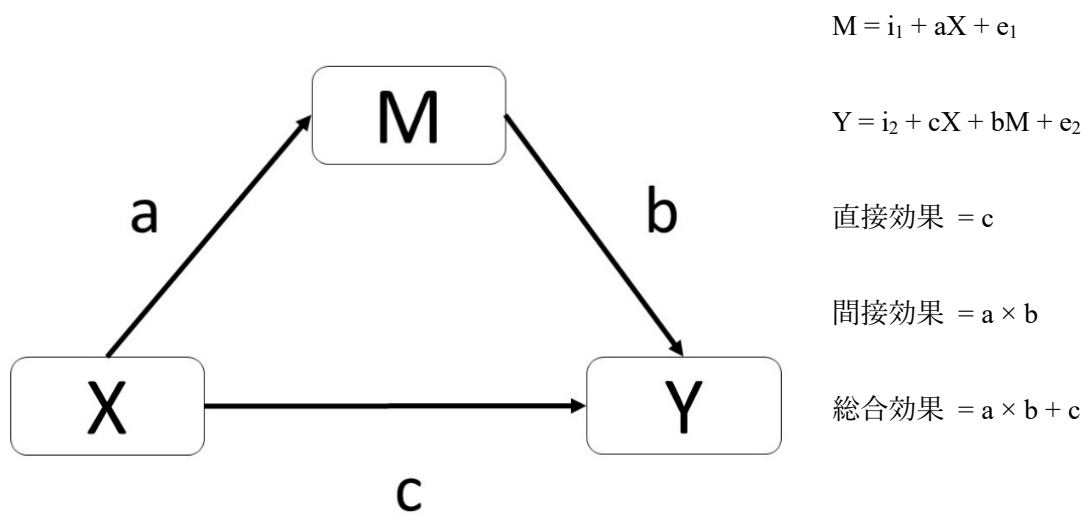


図 6 交差遅延効果モデルで使⽤した媒介効果の定義

本研究において、X、M、Y は、それぞれ応急/みなし仮設住宅居住 (T1)、睡眠障害/ソーシャルサポート (T2)、精神的⼏健康 (T3) であった。

4.4.3. 追加解析

主解析で得られた結果の頑健性を確かめるため、3 つの追加解析を行った。まず、ソーシャルサポートの合計点を、ソーシャルサポートの有無(「ご自身のこころの健康について、現在相談できる方はいますか」)やソーシャルサポートの各項目(e.g., 家族、友人)の二値変数に代替して、CLPM を実施した。

次に、統計解析による結果への影響を評価するため、T3 の精神的不健康を目的変数とした重回帰分析を実施した。重回帰分析では、居住状況を「非仮設住宅群」、「応急仮設群」、「みなし仮設群」の 3 つに分類し、それぞれ「0」、「1」、「2」とコードした。重回帰分析では、仮設住宅(T1)と精神的不健康(T3)の関係を 4 つのモデルで評価した。モデル 1 では、年齢、性別、世帯状況、勤務形態、被災状況(家屋損壊度)、災害による家族や親戚の喪失、T2 の精神的不健康、を調整した。モデル 2 では、モデル 1 の変数に加え、T2 の睡眠障害を調整した。モデル 3 では、モデル 1 の変数に加え、T2 のソーシャルサポートを調整した。モデル 4 では、モデル 1 の変数と T2 の睡眠障害およびソーシャルサポートを調整した。また、欠測の多い共変数(被災状況(家屋損壊度)、世帯状況、勤務形態、災害による家族や親戚の喪失)があるため、欠測を代入してさらに重回帰分析を実施した(表 15)。

最後に、T1 の仮設住宅居住と T3 の精神的不健康の関係が、応急仮設住宅やみなし仮設住宅の長期居住によって説明される可能性を確認するため、さらに重回帰分析を実施した。この分析では、応急仮設住宅およびみなし仮設住宅のダミー変数から、それぞれ 4 つの群を定義し、さらに 2 つのダミー変数を作成した。具体的には、(1)「非仮設住宅継続群」(T1 および T2 でいずれの仮設住宅にも住んでいなかった者)を「1」、(2)「2014 年応急仮設住宅もしくはみなし仮設住宅居住群」(T1 のみ、応急仮設住宅もしくはみなし仮設住宅に住んでいた者)を「2」、(3)「2015 年応急/みなし仮設住宅居住群」(T2 のみ、応急仮設住宅もしくはみなし仮設住宅に住んでいた者)を「3」、(4)「応急/みなし仮設住宅継続群」(T1 および T2 で応急仮設住宅もしくはみなし仮設住宅に継続して住んでいた者)を「4」と、応急仮設住宅およびみなし仮設住宅の T1 および T2 のダミー変数でそれぞれコードした。これらのダミー変数は、CLPM と同様に、モデルに同時に含めた。さらに、欠測の多い共変数を代入した重回帰分析を実施した(表 15)。また、以上の解析で検証された仮設住宅居住と精神的不健康の関係における T3 の居住状況（特に、仮設住宅居住）の影響を確認するため、以下に記載するように T1 から T3 の仮設住宅居住有から 3 時点の長期居住を定義し、T3 の精神的不健康を目的変数とした重回帰分析を実施した。T1 および T2 の仮設住宅居住は、居住状況について“応急仮設住宅”もしくは“みなし仮設住宅”と回

答した者を「1」、その他を「0」とした。T3の仮設住宅居住は、居住状況について“仮設住宅”と回答したものを「1」、その他を「0」とした。これら3時点の回答状況から、最大で8群のカテゴリーに分類し、説明変数として投入した。このとき、欠測の多い共変数は代入済のもの(表15)を用いて解析した。

4.4.4. 有意水準と使用した統計解析ソフト

すべての統計解析で、有意水準が $\alpha = 0.05$ に設定された。すべての統計解析はRバージョン3.6.1(R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria)を使用し、CLPMはRのlavaanパッケージにより解析された。

5. 結果

5.1. 記述統計とベースラインの精神的不健康の比較

研究参加者の記述統計と各調査における欠測値数を表 1 に示した。T1 における参加者は、平均年齢 65.3 歳 (標準偏差 = 12.7)であり、20 代までが 2.0% (66 名)、30 代が 5.8% (190 名)、40 代が 4.3% (142 名)、50 代が 11.0% (364 名)、60 代が 38.6% (1272 名)、70 代が 32.9% (1085 名)、80 代以上が 5.5% (180 名)であった。参加者の性別は、54.9%が女性であった。T1 において、約 12%が応急仮設住宅かみなし仮設住宅居に居住していた。精神的不健康、睡眠障害、ソーシャルサポートの平均点は T1 から T3 の 3 年間でほぼ一定した値であった。

T1 における精神的不健康の平均値は、応急仮設住宅、みなし仮設住宅、災害公営住宅、自宅、その他に居住する者において、それぞれ 4.86 (標準偏差 = 4.63)、4.04 (標準偏差 = 4.20)、3.91 (標準偏差 = 3.60)、3.05 (標準偏差 = 3.87)、3.85 (標準偏差 = 4.52) であった。一元配置分散分析を実施した結果、居住状況により精神的不健康の平均値に有意差がみられた ($F_{(4,2954)} = 13.615, p < 0.001$)。Bonferroni 法を用いた調整による多重比較の結果、応急仮設住宅居住者は、自宅居住者より、精神的不健康の平均値が高かった ($p < 0.001$)。

表 1 研究参加者の記述統計 (合計 5347名)

| | | | 欠測/各調査の 参加人数 ^a |
|------------------------------|------|--------|------------------------------|
| 年齢 (2014), 平均値 (標準偏差) | 65.3 | (12.7) | 22/3321 |
| 女性 (2014), N (%) | 1812 | (54.9) | 21/3321 |
| 在住状況 (2014), N (%) | | | 205/3321 |
| 応急仮設住宅 | 268 | (8.6) | |
| みなし仮設住宅 | 98 | (3.1) | |
| 災害公営住宅 | 24 | (0.8) | |
| 自宅 | 2640 | (84.7) | |
| その他 | 86 | (2.8) | |
| 家屋損壊度 (2014), 平均値 (標準偏差) | 3.7 | (1.2) | 304/3321 |
| 家屋損壊度 (2014), N (%) | | | 304/3321 |
| 全壊 | 1093 | (36.2) | |
| 大規模半壊 | 676 | (22.4) | |
| 半壊 | 636 | (21.1) | |
| 一部損壊 | 459 | (15.2) | |
| 被害なし | 153 | (5.1) | |
| 一人暮らし (2014), N (%) | 274 | (8.7) | 162/3321 |
| 勤務形態 (2014), N (%) | | | 1241/3321 |
| 1週間に4日以上 | 676 | (32.5) | |
| 1週間に1~3日 | 158 | (7.6) | |
| その他 | 1246 | (59.9) | |
| 家族や親戚の喪失 (2016), N (%) | 1094 | (36.5) | 348/3347 |
| 精神的不健康 (2014), 平均値 (標準偏差) | 3.3 | (4.0) | 178/3321 |
| 精神的不健康 (2015), 平均値 (標準偏差) | 3.0 | (3.8) | 153/3364 |
| 精神的不健康 (2016), 平均値 (標準偏差) | 3.2 | (3.9) | 172/3347 |
| 睡眠障害 (2014), 平均値 (標準偏差) | 1.3 | (1.0) | 0/3321 |
| 睡眠障害 (2015), 平均値 (標準偏差) | 1.3 | (1.0) | 0/3364 |
| 睡眠障害 (2016), 平均値 (標準偏差) | 1.3 | (1.0) | 0/3347 |
| ソーシャルサポート (2014), 平均値 (標準偏差) | 1.1 | (0.9) | 0/3321 |
| ソーシャルサポート (2015), 平均値 (標準偏差) | 1.2 | (0.9) | 0/3364 |
| ソーシャルサポート (2016), 平均値 (標準偏差) | 1.2 | (0.9) | 0/3347 |

^a 欠測: 各調査参加時点の参加者数のうち、各項目について未回答の者の数

5.2. 主解析の結果

5.2.1. 媒介効果の推定

CLPM における媒介分析の結果は、表 2 に示した。応急仮設住宅およびみなし仮設住宅(T1)の精神的不健康(T3)への直接効果は有意であった。一方、睡眠障害やソーシャルサポート(T2)による間接効果は有意でなかった。

5.2.2. 交差遅延効果モデル(cross-lagged panel model, CLPM)の推定値

CLPM のモデル適合度は、CFI が 0.943、RMSEA が 0.099 であり、十分な値であった。CLPM の推定値を表 3 に示し、CLPM の推定値で有意なパス係数は図 7 に示した。ここでは、残差(共)分散の推定値の結果は省略した。

T1 から T3 の時点間における睡眠障害と精神的不健康は、双方向的に関係していた。また、精神的不健康は、後のソーシャルサポートを減少させたが、ソーシャルサポートは後の精神的不健康と関係しなかった。さらに、T1 で応急仮設住宅およびみなし仮設住宅に住んでいることは、T2 の精神的不健康とは関係なかったが、T3 の精神的不健康を予測した。

表 2 応急仮設住宅およびみなし仮設住宅居住(2014年)と精神的な不健康(2016年)の関係における直接効果、間接効果、総合効果の推定値

| 媒介因子 | | β | b | SE | p -value | Lower 95% CI | Upper 95%CI |
|----------------|---------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|-----------------|----------------|
| <i>応急仮設住宅</i> | | | | | | | |
| 総合効果 | | 0.047 | 0.669 | 0.305 | 0.029 | 0.070 | 1.268 |
| 直接効果 | | 0.046 | 0.660 | 0.305 | 0.031 | 0.061 | 1.258 |
| 間接 効果 | 睡眠障害 (2015) | 0.001 | 0.010 | 0.021 | 0.620 | -0.031 | 0.052 |
| | ソーシャルサポート (2015) | 0.000 | -0.002 | 0.005 | 0.748 | -0.011 | 0.008 |
| <i>みなし仮設住宅</i> | | | | | | | |
| 総合効果 | | 0.041 | 0.950 | 0.484 | 0.050 | 0.001 | 1.899 |
| 直接効果 | | 0.043 | 0.985 | 0.484 | 0.042 | 0.036 | 1.934 |
| 間接 効果 | 睡眠障害 (2015) | -0.001 | -0.023 | 0.032 | 0.467 | -0.087 | 0.040 |
| | ソーシャルサポート (2015) | 0.000 | -0.011 | 0.014 | 0.435 | -0.039 | 0.017 |

β , 標準化偏回帰係数; b, 偏回帰係数; SE, 標準誤差; CI, 信頼区間.
統計的に有意な値は太字で示した。

表 3 交差遅延効果モデルの推定値

| | β | b | SE | p-value | Lower 95% CI | Upper 95%CI |
|------------------|--------------|--------------|--------------|------------------|-----------------|----------------|
| 精神的不健康 (2016) | | | | | | |
| 精神的不健康 (2015) | 0.666 | 0.688 | 0.017 | <0.001 | 0.654 | 0.721 |
| 睡眠障害 (2015) | 0.071 | 0.275 | 0.064 | <0.001 | 0.150 | 0.401 |
| ソーシャルサポート (2015) | -0.014 | -0.065 | 0.073 | 0.373 | -0.208 | 0.078 |
| 応急仮設住宅 | 0.046 | 0.660 | 0.305 | 0.031 | 0.061 | 1.258 |
| みなし仮設住宅 | 0.043 | 0.985 | 0.484 | 0.042 | 0.036 | 1.934 |
| 性別 | 0.014 | 0.111 | 0.148 | 0.452 | -0.178 | 0.401 |
| 年齢 | 0.034 | 0.011 | 0.008 | 0.204 | -0.006 | 0.027 |
| 家屋損壊度 | 0.040 | 0.129 | 0.066 | 0.051 | -0.001 | 0.259 |
| 一人暮らし | 0.031 | 0.439 | 0.274 | 0.110 | -0.099 | 0.977 |
| 勤務形態 | 0.040 | 0.172 | 0.119 | 0.146 | -0.060 | 0.405 |
| 家族や親戚の喪失 | 0.031 | 0.255 | 0.129 | 0.048 | 0.002 | 0.507 |
| 睡眠障害 (2016) | | | | | | |
| 精神的不健康 (2015) | 0.093 | 0.025 | 0.005 | <0.001 | 0.014 | 0.035 |
| 睡眠障害 (2015) | 0.475 | 0.471 | 0.018 | <0.001 | 0.436 | 0.507 |
| ソーシャルサポート (2015) | -0.033 | -0.039 | 0.021 | 0.066 | -0.081 | 0.003 |
| 応急仮設住宅 | -0.003 | -0.011 | 0.083 | 0.896 | -0.173 | 0.151 |
| みなし仮設住宅 | 0.011 | 0.063 | 0.130 | 0.628 | -0.191 | 0.317 |
| 性別 | -0.004 | -0.008 | 0.042 | 0.841 | -0.091 | 0.074 |
| 年齢 | 0.034 | 0.003 | 0.002 | 0.238 | -0.002 | 0.007 |
| 家屋損壊度 | 0.020 | 0.016 | 0.019 | 0.385 | -0.020 | 0.053 |
| 一人暮らし | 0.004 | 0.015 | 0.076 | 0.841 | -0.134 | 0.164 |
| 勤務形態 | 0.092 | 0.103 | 0.033 | 0.002 | 0.039 | 0.167 |
| 家族や親戚の喪失 | 0.026 | 0.055 | 0.036 | 0.123 | -0.015 | 0.126 |

表 3 (続き)

| | β | b | SE | p-value | Lower 95% CI | Upper 95%CI |
|------------------|---------------|---------------|--------------|------------------|-----------------|----------------|
| ソーシャルサポート (2016) | | | | | | |
| 精神的不健康 (2015) | -0.080 | -0.018 | 0.005 | <0.001 | -0.027 | -0.009 |
| 睡眠障害 (2015) | -0.019 | -0.016 | 0.016 | 0.317 | -0.048 | 0.016 |
| ソーシャルサポート (2015) | 0.472 | 0.475 | 0.018 | <0.001 | 0.440 | 0.510 |
| 応急仮設住宅 | 0.056 | 0.176 | 0.072 | 0.014 | 0.036 | 0.317 |
| みなし仮設住宅 | -0.008 | -0.039 | 0.112 | 0.726 | -0.259 | 0.181 |
| 性別 | 0.075 | 0.133 | 0.036 | <0.001 | 0.061 | 0.204 |
| 年齢 | 0.006 | 0.000 | 0.002 | 0.842 | -0.004 | 0.004 |
| 家屋損壊度 | -0.004 | -0.003 | 0.016 | 0.866 | -0.034 | 0.029 |
| 一人暮らし | -0.051 | -0.160 | 0.065 | 0.014 | -0.288 | -0.032 |
| 勤務形態 | 0.022 | 0.021 | 0.028 | 0.450 | -0.034 | 0.077 |
| 家族や親戚の喪失 | 0.027 | 0.049 | 0.031 | 0.120 | -0.013 | 0.110 |
| 精神的不健康 (2015) | | | | | | |
| 精神的不健康 (2014) | 0.674 | 0.638 | 0.015 | <0.001 | 0.608 | 0.668 |
| 睡眠障害 (2014) | 0.074 | 0.283 | 0.063 | <0.001 | 0.160 | 0.406 |
| ソーシャルサポート (2014) | -0.026 | -0.116 | 0.069 | 0.094 | -0.252 | 0.020 |
| 応急仮設住宅 | -0.012 | -0.172 | 0.250 | 0.491 | -0.661 | 0.317 |
| みなし仮設住宅 | 0.009 | 0.200 | 0.377 | 0.595 | -0.538 | 0.938 |
| 性別 | 0.039 | 0.305 | 0.124 | 0.014 | 0.063 | 0.548 |
| 年齢 | -0.059 | -0.018 | 0.007 | 0.009 | -0.031 | -0.005 |
| 家屋損壊度 | 0.004 | 0.013 | 0.055 | 0.815 | -0.095 | 0.121 |
| 一人暮らし | 0.005 | 0.068 | 0.220 | 0.758 | -0.364 | 0.500 |
| 勤務形態 | 0.014 | 0.059 | 0.102 | 0.561 | -0.141 | 0.259 |
| 家族や親戚の喪失 | 0.026 | 0.213 | 0.141 | 0.131 | -0.063 | 0.489 |

表 3 (続き)

| | β | b | SE | p-value | Lower 95% CI | Upper 95%CI |
|------------------|---------------|---------------|--------------|------------------|-----------------|----------------|
| 睡眠障害 (2015) | | | | | | |
| 精神的不健康 (2014) | 0.113 | 0.029 | 0.005 | <0.001 | 0.019 | 0.039 |
| 睡眠障害 (2014) | 0.486 | 0.495 | 0.019 | <0.001 | 0.459 | 0.532 |
| ソーシャルサポート (2014) | -0.028 | -0.033 | 0.021 | 0.121 | -0.075 | 0.009 |
| 応急仮設住宅 | 0.010 | 0.038 | 0.077 | 0.619 | -0.112 | 0.188 |
| みなし仮設住宅 | -0.014 | -0.085 | 0.115 | 0.459 | -0.310 | 0.140 |
| 性別 | -0.016 | -0.033 | 0.038 | 0.395 | -0.108 | 0.043 |
| 年齢 | 0.046 | 0.004 | 0.002 | 0.074 | 0.000 | 0.008 |
| 家屋損壊度 | 0.016 | 0.013 | 0.017 | 0.437 | -0.020 | 0.046 |
| 一人暮らし | 0.005 | 0.019 | 0.067 | 0.774 | -0.113 | 0.151 |
| 勤務形態 | 0.048 | 0.054 | 0.031 | 0.076 | -0.006 | 0.115 |
| 家族や親戚の喪失 | 0.044 | 0.095 | 0.042 | 0.025 | 0.012 | 0.177 |
| ソーシャルサポート (2015) | | | | | | |
| 精神的不健康 (2014) | -0.054 | -0.011 | 0.004 | 0.010 | -0.020 | -0.003 |
| 睡眠障害 (2014) | -0.019 | -0.016 | 0.017 | 0.342 | -0.049 | 0.017 |
| ソーシャルサポート (2014) | 0.438 | 0.441 | 0.018 | <0.001 | 0.405 | 0.477 |
| 応急仮設住宅 | 0.008 | 0.024 | 0.068 | 0.728 | -0.110 | 0.158 |
| みなし仮設住宅 | 0.034 | 0.171 | 0.102 | 0.094 | -0.029 | 0.372 |
| 性別 | 0.088 | 0.155 | 0.034 | <0.001 | 0.088 | 0.222 |
| 年齢 | 0.037 | 0.003 | 0.002 | 0.172 | -0.001 | 0.006 |
| 家屋損壊度 | 0.058 | 0.041 | 0.015 | 0.006 | 0.012 | 0.070 |
| 一人暮らし | -0.032 | -0.099 | 0.060 | 0.096 | -0.216 | 0.018 |
| 勤務形態 | 0.002 | 0.002 | 0.026 | 0.946 | -0.050 | 0.053 |
| 家族や親戚の喪失 | -0.025 | -0.046 | 0.038 | 0.229 | -0.121 | 0.029 |

β , 標準化偏回帰係数; b, 偏回帰係数; SE, 標準誤差; CI, 信頼区間.

統計的に有意な値は太字で示した。

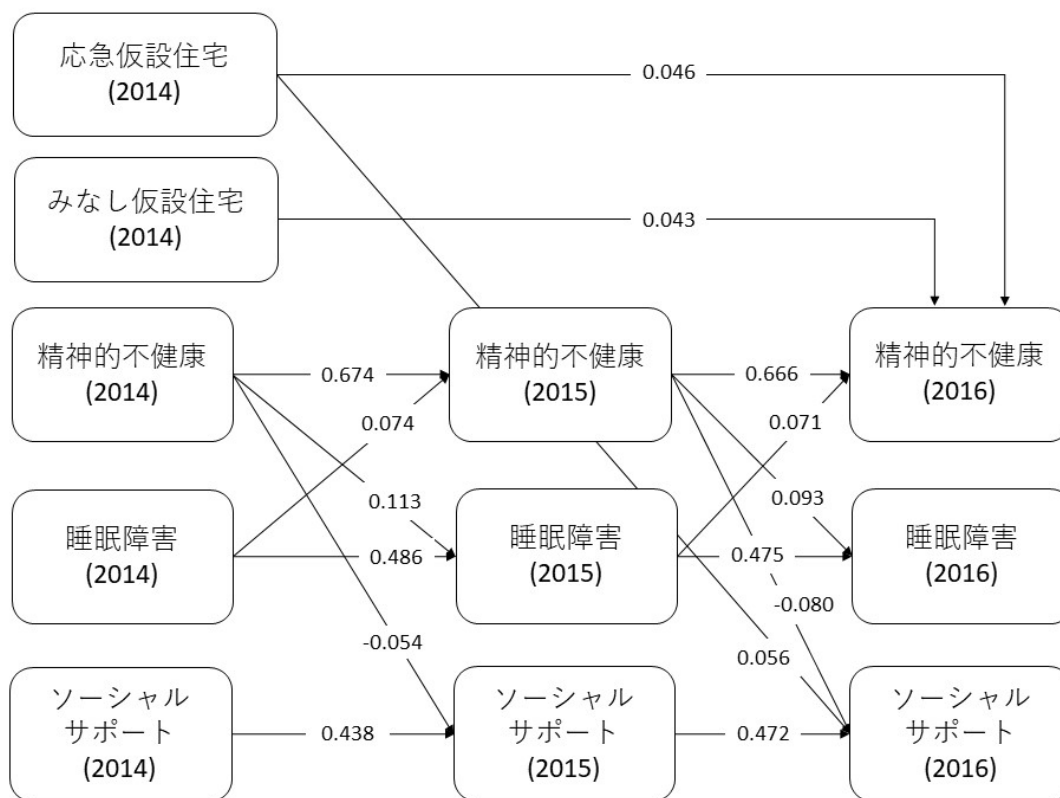


図 7 交差遅延効果モデルにおける有意なパス係数

N = 5347, 外生変数間、残差共分散、残差、共変数のパスは図から除外.

5.3. 追加解析の結果

5.3.1. 二値変数のソーシャルサポートを用いた CLPM

ソーシャルサポート有無(「ご自身のこころの健康について、現在相談できる方はいますか」)で CLPM を実施し、結果はほぼ同じであることが確認された(表 4、5)。このモデルの適合度は、CFI は十分であったが、RMSEA は基準値を超えていた(CFI = 0.936; RMSEA = 0.105)。ソーシャルサポートの各項目(e.g., 友人, 同僚)で実施した CLPM も類似の結果が得られたが(表 6—14)、一部のモデルでみなし仮設住宅の精神的不健康への直接効果は有意傾向であった(表 6 (家族): $\beta = 0.040, p = 0.058$; 表 9 (民生委員): $\beta = 0.041, p = 0.054$; 表 10 (被災者サポートセンター): $\beta = 0.041, p = 0.053$; 表 11 (市保健師・心のケア相談員): $\beta = 0.041, p = 0.054$; 表 12 (医療機関): $\beta = 0.041, p = 0.054$)。以上の解析では、残差(共)分散の推定値の結果は省略した。

表 4 ソーシャルサポート有無を用いた、応急仮設住宅およびみなし仮設住宅居住(2014年)と精神的不健康(2016年)の関係における直接効果、間接効果、総合効果の推定値

| 媒介因子 | | β | b | SE | p-value | Lower 95% CI | Upper 95%CI |
|----------------|-----------|--------------|--------------|--------------|--------------|-----------------|----------------|
| 応急仮設住宅 | | | | | | | |
| 総合効果 | | 0.047 | 0.668 | 0.305 | 0.029 | 0.070 | 1.267 |
| 直接効果 | | 0.046 | 0.653 | 0.305 | 0.032 | 0.055 | 1.251 |
| 間接 | 睡眠障害 | | | | | | |
| 効果 | (2015) | 0.001 | 0.009 | 0.022 | 0.661 | -0.033 | 0.052 |
| | ソーシャルサポート | | | | | | |
| | (2015) | 0.000 | 0.005 | 0.008 | 0.481 | -0.010 | 0.020 |
| みなし仮設住宅 | | | | | | | |
| 総合効果 | | 0.041 | 0.948 | 0.484 | 0.050 | -0.002 | 1.897 |
| 直接効果 | | 0.042 | 0.963 | 0.484 | 0.047 | 0.013 | 1.912 |
| 間接 | 睡眠障害 | | | | | | |
| 効果 | (2015) | -0.001 | -0.024 | 0.033 | 0.469 | -0.088 | 0.041 |
| | ソーシャルサポート | | | | | | |
| | (2015) | 0.000 | 0.009 | 0.012 | 0.456 | -0.014 | 0.032 |

β , 標準化偏回帰係数; b, 偏回帰係数; SE, 標準誤差; CI, 信頼区間.

統計的に有意な値は太字で示した。

表 5 ソーシャルサポート有無を用いた、交差遅延効果モデルの推定値

| | β | b | SE | p-value | Lower 95% CI | Upper 95%CI |
|------------------|---------------|---------------|--------------|------------------|-----------------|----------------|
| 精神的不健康 (2016) | | | | | | |
| 精神的不健康 (2015) | 0.665 | 0.687 | 0.017 | <0.001 | 0.654 | 0.721 |
| 睡眠障害 (2015) | 0.073 | 0.281 | 0.064 | <0.001 | 0.155 | 0.406 |
| ソーシャルサポート (2015) | -0.018 | -0.185 | 0.163 | 0.256 | -0.505 | 0.135 |
| 応急仮設住宅 | 0.046 | 0.653 | 0.305 | 0.032 | 0.055 | 1.251 |
| みなし仮設住宅 | 0.042 | 0.963 | 0.484 | 0.047 | 0.013 | 1.912 |
| 性別 | 0.012 | 0.097 | 0.146 | 0.509 | -0.190 | 0.384 |
| 年齢 | 0.032 | 0.010 | 0.008 | 0.233 | -0.006 | 0.027 |
| 家屋損壊度 | 0.039 | 0.126 | 0.066 | 0.056 | -0.003 | 0.256 |
| 一人暮らし | 0.030 | 0.424 | 0.275 | 0.123 | -0.115 | 0.964 |
| 勤務形態 | 0.043 | 0.188 | 0.118 | 0.112 | -0.044 | 0.420 |
| 家族や親戚の喪失 | 0.031 | 0.257 | 0.129 | 0.046 | 0.004 | 0.509 |
| 睡眠障害 (2016) | | | | | | |
| 精神的不健康 (2015) | 0.090 | 0.024 | 0.005 | <0.001 | 0.013 | 0.034 |
| 睡眠障害 (2015) | 0.478 | 0.474 | 0.018 | <0.001 | 0.438 | 0.509 |
| ソーシャルサポート (2015) | -0.062 | -0.162 | 0.047 | 0.001 | -0.254 | -0.070 |
| 応急仮設住宅 | -0.004 | -0.015 | 0.083 | 0.858 | -0.177 | 0.147 |
| みなし仮設住宅 | 0.009 | 0.053 | 0.129 | 0.685 | -0.201 | 0.306 |
| 性別 | -0.003 | -0.006 | 0.042 | 0.879 | -0.088 | 0.076 |
| 年齢 | 0.031 | 0.003 | 0.002 | 0.281 | -0.002 | 0.007 |
| 家屋損壊度 | 0.018 | 0.015 | 0.019 | 0.432 | -0.022 | 0.051 |
| 一人暮らし | 0.000 | 0.000 | 0.076 | 0.997 | -0.150 | 0.149 |
| 勤務形態 | 0.096 | 0.107 | 0.033 | 0.001 | 0.043 | 0.171 |
| 家族や親戚の喪失 | 0.026 | 0.056 | 0.036 | 0.120 | -0.014 | 0.126 |

表 5 (続き)

| | β | b | SE | p-value | Lower 95% CI | Upper 95%CI |
|------------------|---------------|---------------|--------------|------------------|-----------------|----------------|
| ソーシャルサポート (2016) | | | | | | |
| 精神的不健康 (2015) | -0.088 | -0.008 | 0.002 | <0.001 | -0.012 | -0.004 |
| 睡眠障害 (2015) | -0.035 | -0.012 | 0.007 | 0.081 | -0.025 | 0.001 |
| ソーシャルサポート (2015) | 0.463 | 0.408 | 0.017 | <0.001 | 0.375 | 0.440 |
| 応急仮設住宅 | 0.053 | 0.066 | 0.029 | 0.024 | 0.009 | 0.124 |
| みなし仮設住宅 | -0.029 | -0.059 | 0.045 | 0.197 | -0.147 | 0.030 |
| 性別 | 0.112 | 0.078 | 0.015 | <0.001 | 0.049 | 0.108 |
| 年齢 | 0.080 | 0.002 | 0.001 | 0.009 | 0.001 | 0.004 |
| 家屋損壊度 | -0.015 | -0.004 | 0.007 | 0.537 | -0.017 | 0.009 |
| 一人暮らし | -0.048 | -0.060 | 0.028 | 0.033 | -0.115 | -0.005 |
| 勤務形態 | -0.028 | -0.011 | 0.012 | 0.363 | -0.033 | 0.012 |
| 家族や親戚の喪失 | 0.029 | 0.021 | 0.013 | 0.095 | -0.004 | 0.046 |
| 精神的不健康 (2015) | | | | | | |
| 精神的不健康 (2014) | 0.675 | 0.639 | 0.015 | <0.001 | 0.609 | 0.669 |
| 睡眠障害 (2014) | 0.071 | 0.270 | 0.063 | <0.001 | 0.148 | 0.393 |
| ソーシャルサポート (2014) | -0.018 | -0.178 | 0.161 | 0.270 | -0.493 | 0.138 |
| 応急仮設住宅 | -0.013 | -0.185 | 0.250 | 0.458 | -0.675 | 0.304 |
| みなし仮設住宅 | 0.010 | 0.216 | 0.377 | 0.567 | -0.523 | 0.954 |
| 性別 | 0.038 | 0.297 | 0.125 | 0.017 | 0.053 | 0.542 |
| 年齢 | -0.055 | -0.017 | 0.007 | 0.014 | -0.030 | -0.003 |
| 家屋損壊度 | 0.003 | 0.011 | 0.055 | 0.843 | -0.097 | 0.119 |
| 一人暮らし | 0.003 | 0.047 | 0.221 | 0.832 | -0.386 | 0.480 |
| 勤務形態 | 0.013 | 0.055 | 0.102 | 0.592 | -0.145 | 0.254 |
| 家族や親戚の喪失 | 0.026 | 0.212 | 0.141 | 0.132 | -0.064 | 0.489 |

表 5 (続き)

| | β | b | SE | p-value | Lower 95% CI | Upper 95%CI |
|------------------|---------------|---------------|--------------|------------------|-----------------|----------------|
| 睡眠障害 (2015) | | | | | | |
| 精神的不健康 (2014) | 0.113 | 0.029 | 0.005 | <0.001 | 0.019 | 0.039 |
| 睡眠障害 (2014) | 0.484 | 0.494 | 0.019 | <0.001 | 0.457 | 0.530 |
| ソーシャルサポート (2014) | -0.017 | -0.045 | 0.050 | 0.368 | -0.144 | 0.053 |
| 応急仮設住宅 | 0.009 | 0.034 | 0.077 | 0.660 | -0.117 | 0.184 |
| みなし仮設住宅 | -0.014 | -0.085 | 0.115 | 0.461 | -0.310 | 0.141 |
| 性別 | -0.019 | -0.039 | 0.039 | 0.310 | -0.115 | 0.037 |
| 年齢 | 0.046 | 0.004 | 0.002 | 0.071 | 0.000 | 0.008 |
| 家屋損壊度 | 0.015 | 0.012 | 0.017 | 0.469 | -0.021 | 0.045 |
| 一人暮らし | 0.003 | 0.011 | 0.068 | 0.865 | -0.121 | 0.144 |
| 勤務形態 | 0.050 | 0.057 | 0.031 | 0.063 | -0.003 | 0.117 |
| 家族や親戚の喪失 | 0.044 | 0.094 | 0.042 | 0.025 | 0.012 | 0.177 |
| ソーシャルサポート (2015) | | | | | | |
| 精神的不健康 (2014) | -0.060 | -0.006 | 0.002 | 0.007 | -0.010 | -0.002 |
| 睡眠障害 (2014) | 0.022 | 0.008 | 0.008 | 0.298 | -0.007 | 0.024 |
| ソーシャルサポート (2014) | 0.405 | 0.407 | 0.021 | <0.001 | 0.367 | 0.448 |
| 応急仮設住宅 | -0.020 | -0.029 | 0.033 | 0.378 | -0.093 | 0.035 |
| みなし仮設住宅 | -0.021 | -0.048 | 0.049 | 0.332 | -0.144 | 0.049 |
| 性別 | 0.033 | 0.027 | 0.017 | 0.107 | -0.006 | 0.059 |
| 年齢 | -0.027 | -0.001 | 0.001 | 0.343 | -0.003 | 0.001 |
| 家屋損壊度 | 0.024 | 0.008 | 0.007 | 0.286 | -0.007 | 0.022 |
| 一人暮らし | -0.058 | -0.081 | 0.029 | 0.005 | -0.138 | -0.025 |
| 勤務形態 | 0.054 | 0.023 | 0.013 | 0.069 | -0.002 | 0.048 |
| 家族や親戚の喪失 | -0.003 | -0.002 | 0.018 | 0.906 | -0.037 | 0.033 |

β , 標準化偏回帰係数; b, 偏回帰係数; SE, 標準誤差; CI, 信頼区間.

統計的に有意な値は太字で示した。

表 6 ソーシャルサポート(家族)有無を用いた、応急仮設住宅およびみなし仮設住宅居住(2014年)と精神的不健康(2016年)の関係における直接効果、間接効果、総合効果の推定値

| 媒介因子 | | β | b | SE | p-value | Lower 95% CI | Upper 95%CI |
|----------------|-----------|--------------|--------------|--------------|--------------|-----------------|----------------|
| <i>応急仮設住宅</i> | | | | | | | |
| 総合効果 | | 0.047 | 0.666 | 0.306 | 0.029 | 0.066 | 1.266 |
| 直接効果 | | 0.046 | 0.655 | 0.306 | 0.032 | 0.056 | 1.254 |
| 間接 | 睡眠障害 | 0.001 | 0.010 | 0.022 | 0.651 | -0.033 | 0.052 |
| 効果 | (2015) | | | | | | |
| | ソーシャルサポート | 0.000 | 0.002 | 0.011 | 0.877 | -0.021 | 0.024 |
| | (2015) | | | | | | |
| <i>みなし仮設住宅</i> | | | | | | | |
| 総合効果 | | 0.039 | 0.900 | 0.485 | 0.064 | -0.051 | 1.850 |
| 直接効果 | | 0.040 | 0.917 | 0.485 | 0.058 | -0.033 | 1.868 |
| 間接 | 睡眠障害 | -0.001 | -0.026 | 0.033 | 0.425 | -0.091 | 0.038 |
| 効果 | (2015) | | | | | | |
| | ソーシャルサポート | 0.000 | 0.009 | 0.017 | 0.626 | -0.026 | 0.043 |
| | (2015) | | | | | | |

β , 標準化偏回帰係数; b, 偏回帰係数; SE, 標準誤差; CI, 信頼区間.

統計的に有意な値は太字で示した。

CFI = 0.950; RMSEA = 0.095.

表 7 ソーシャルサポート(友人)有無を用いた、応急仮設住宅およびみなし仮設住宅居住(2014年)と精神的不健康(2016年)の関係における直接効果、間接効果、総合効果の推定値

| 媒介因子 | | β | b | SE | p-value | Lower 95% CI | Upper 95%CI |
|----------------|-----------|--------------|--------------|--------------|--------------|-----------------|----------------|
| <i>応急仮設住宅</i> | | | | | | | |
| 総合効果 | | 0.046 | 0.651 | 0.307 | 0.034 | 0.050 | 1.252 |
| 直接効果 | | 0.045 | 0.643 | 0.307 | 0.036 | 0.042 | 1.245 |
| 間接 | 睡眠障害 | | | | | | |
| 効果 | (2015) | 0.001 | 0.010 | 0.021 | 0.627 | -0.031 | 0.051 |
| | ソーシャルサポート | | | | | | |
| | (2015) | 0.000 | -0.003 | 0.006 | 0.647 | -0.015 | 0.009 |
| <i>みなし仮設住宅</i> | | | | | | | |
| 総合効果 | | 0.041 | 0.931 | 0.486 | 0.055 | -0.021 | 1.883 |
| 直接効果 | | 0.042 | 0.963 | 0.486 | 0.048 | 0.011 | 1.915 |
| 間接 | 睡眠障害 | | | | | | |
| 効果 | (2015) | -0.001 | -0.028 | 0.032 | 0.381 | -0.091 | 0.035 |
| | ソーシャルサポート | | | | | | |
| | (2015) | 0.000 | -0.004 | 0.008 | 0.661 | -0.020 | 0.013 |

β , 標準化偏回帰係数; b, 偏回帰係数; SE, 標準誤差; CI, 信頼区間.

統計的に有意な値は太字で示した。

CFI = 0.941; RMSEA = 0.100.

表 8 ソーシャルサポート(同僚)有無を用いた、応急仮設住宅およびみなし仮設住宅居住(2014年)と精神的不健康(2016年)の関係における直接効果、間接効果、総合効果の推定値

| 媒介因子 | | β | b | SE | p-value | Lower 95% CI | Upper 95%CI |
|----------------|-----------|--------------|--------------|--------------|--------------|-----------------|----------------|
| <i>応急仮設住宅</i> | | | | | | | |
| 総合効果 | | 0.047 | 0.672 | 0.307 | 0.029 | 0.071 | 1.273 |
| 直接効果 | | 0.046 | 0.663 | 0.307 | 0.031 | 0.062 | 1.264 |
| 間接 | 睡眠障害 | 0.001 | 0.012 | 0.021 | 0.571 | -0.030 | 0.054 |
| 効果 | (2015) | | | | | | |
| | ソーシャルサポート | 0.000 | -0.003 | 0.006 | 0.629 | -0.015 | 0.009 |
| | (2015) | | | | | | |
| <i>みなし仮設住宅</i> | | | | | | | |
| 総合効果 | | 0.041 | 0.947 | 0.486 | 0.051 | -0.005 | 1.900 |
| 直接効果 | | 0.043 | 0.977 | 0.486 | 0.044 | 0.025 | 1.930 |
| 間接 | 睡眠障害 | -0.001 | -0.026 | 0.032 | 0.421 | -0.090 | 0.037 |
| 効果 | (2015) | | | | | | |
| | ソーシャルサポート | 0.000 | -0.004 | 0.008 | 0.646 | -0.021 | 0.013 |
| | (2015) | | | | | | |

β , 標準化偏回帰係数; b, 偏回帰係数; SE, 標準誤差; CI, 信頼区間.

統計的に有意な値は太字で示した。

CFI = 0.941; RMSEA = 0.100.

表 9 ソーシャルサポート(民生委員)有無を用いた、応急仮設住宅およびみなし仮設住宅居住(2014年)と精神的不健康(2016年)の関係における直接効果、間接効果、総合効果の推定値

| 媒介因子 | | β | b | SE | p-value | Lower 95% CI | Upper 95%CI |
|----------------|-----------|--------------|--------------|--------------|--------------|-----------------|----------------|
| <i>応急仮設住宅</i> | | | | | | | |
| 総合効果 | | 0.045 | 0.649 | 0.306 | 0.034 | 0.049 | 1.248 |
| 直接効果 | | 0.044 | 0.623 | 0.306 | 0.042 | 0.024 | 1.222 |
| 間接 | 睡眠障害 | 0.001 | 0.009 | 0.020 | 0.647 | -0.031 | 0.049 |
| 効果 | (2015) | | | | | | |
| | ソーシャルサポート | 0.001 | 0.017 | 0.013 | 0.210 | -0.009 | 0.043 |
| | (2015) | | | | | | |
| <i>みなし仮設住宅</i> | | | | | | | |
| 総合効果 | | 0.039 | 0.897 | 0.485 | 0.064 | -0.053 | 1.847 |
| 直接効果 | | 0.041 | 0.932 | 0.484 | 0.054 | -0.017 | 1.881 |
| 間接 | 睡眠障害 | -0.001 | -0.022 | 0.031 | 0.471 | -0.083 | 0.039 |
| 効果 | (2015) | | | | | | |
| | ソーシャルサポート | -0.001 | -0.013 | 0.018 | 0.477 | -0.048 | 0.022 |
| | (2015) | | | | | | |

β , 標準化偏回帰係数; b, 偏回帰係数; SE, 標準誤差; CI, 信頼区間.

統計的に有意な値は太字で示した。

CFI = 0.949; RMSEA = 0.089.

表 10 ソーシャルサポート(被災者サポートセンター)有無を用いた、応急仮設住宅および
みなし仮設住宅居住(2014年)と精神的不健康(2016年)の関係における直接効果、間接効
果、総合効果の推定値

| 媒介因子 | | β | b | SE | p-value | Lower 95% CI | Upper 95%CI |
|----------------|-----------|--------------|--------------|--------------|--------------|-----------------|----------------|
| <i>応急仮設住宅</i> | | | | | | | |
| 総合効果 | | 0.046 | 0.658 | 0.301 | 0.029 | 0.067 | 1.249 |
| 直接効果 | | 0.045 | 0.645 | 0.303 | 0.033 | 0.052 | 1.239 |
| 間接 | 睡眠障害 | 0.001 | 0.012 | 0.021 | 0.555 | -0.028 | 0.053 |
| 効果 | (2015) | | | | | | |
| | ソーシャルサポート | 0.000 | 0.000 | 0.013 | 0.972 | -0.026 | 0.027 |
| | (2015) | | | | | | |
| <i>みなし仮設住宅</i> | | | | | | | |
| 総合効果 | | 0.040 | 0.922 | 0.486 | 0.058 | -0.030 | 1.875 |
| 直接効果 | | 0.041 | 0.945 | 0.488 | 0.053 | -0.012 | 1.902 |
| 間接 | 睡眠障害 | -0.001 | -0.024 | 0.031 | 0.444 | -0.085 | 0.037 |
| 効果 | (2015) | | | | | | |
| | ソーシャルサポート | 0.000 | 0.001 | 0.025 | 0.972 | -0.048 | 0.049 |
| | (2015) | | | | | | |

β , 標準化偏回帰係数; b, 偏回帰係数; SE, 標準誤差; CI, 信頼区間.

統計的に有意な値は太字で示した。

CFI = 0.923; RMSEA = 0.111.

表 11 ソーシャルサポート(市保健師・心のケア相談員)有無を用いた、応急仮設住宅およびみなし仮設住宅居住(2014年)と精神的不健康(2016年)の関係における直接効果、間接効果、総合効果の推定値

| 媒介因子 | | β | b | SE | p-value | Lower 95% CI | Upper 95%CI |
|----------------|-----------|--------------|--------------|--------------|--------------|-----------------|----------------|
| <i>応急仮設住宅</i> | | | | | | | |
| 総合効果 | | 0.046 | 0.655 | 0.306 | 0.032 | 0.055 | 1.255 |
| 直接効果 | | 0.045 | 0.637 | 0.307 | 0.038 | 0.036 | 1.237 |
| 間接 | 睡眠障害 | 0.001 | 0.010 | 0.020 | 0.621 | -0.030 | 0.050 |
| 効果 | (2015) | | | | | | |
| | ソーシャルサポート | 0.001 | 0.009 | 0.011 | 0.426 | -0.013 | 0.030 |
| | (2015) | | | | | | |
| <i>みなし仮設住宅</i> | | | | | | | |
| 総合効果 | | 0.040 | 0.919 | 0.485 | 0.058 | -0.031 | 1.870 |
| 直接効果 | | 0.041 | 0.935 | 0.485 | 0.054 | -0.016 | 1.886 |
| 間接 | 睡眠障害 | -0.001 | -0.024 | 0.031 | 0.448 | -0.084 | 0.037 |
| 効果 | (2015) | | | | | | |
| | ソーシャルサポート | 0.000 | 0.008 | 0.012 | 0.510 | -0.015 | 0.030 |
| | (2015) | | | | | | |

β , 標準化偏回帰係数; b, 偏回帰係数; SE, 標準誤差; CI, 信頼区間.

統計的に有意な値は太字で示した。

CFI = 0.950; RMSEA = 0.089.

表 12 ソーシャルサポート(医療機関)有無を用いた、応急仮設住宅およびみなし仮設住宅居住(2014年)と精神的不健康(2016年)の関係における直接効果、間接効果、総合効果の推定値

| 媒介因子 | | β | b | SE | p-value | Lower 95% CI | Upper 95%CI |
|----------------|-----------|--------------|--------------|--------------|--------------|-----------------|----------------|
| <i>応急仮設住宅</i> | | | | | | | |
| 総合効果 | | 0.045 | 0.649 | 0.307 | 0.035 | 0.047 | 1.252 |
| 直接効果 | | 0.046 | 0.662 | 0.308 | 0.031 | 0.059 | 1.265 |
| 間接 | 睡眠障害 | 0.001 | 0.008 | 0.020 | 0.675 | -0.030 | 0.047 |
| 効果 | (2015) | | | | | | |
| | ソーシャルサポート | -0.001 | -0.021 | 0.018 | 0.266 | -0.057 | 0.016 |
| | (2015) | | | | | | |
| <i>みなし仮設住宅</i> | | | | | | | |
| 総合効果 | | 0.040 | 0.911 | 0.487 | 0.062 | -0.044 | 1.865 |
| 直接効果 | | 0.041 | 0.941 | 0.488 | 0.054 | -0.015 | 1.897 |
| 間接 | 睡眠障害 | -0.001 | -0.023 | 0.030 | 0.437 | -0.083 | 0.036 |
| 効果 | (2015) | | | | | | |
| | ソーシャルサポート | 0.000 | -0.007 | 0.026 | 0.792 | -0.059 | 0.045 |
| | (2015) | | | | | | |

β , 標準化偏回帰係数; b, 偏回帰係数; SE, 標準誤差; CI, 信頼区間.

統計的に有意な値は太字で示した。

CFI = 0.943; RMSEA = 0.096.

表 13 ソーシャルサポート(その他)有無を用いた、応急仮設住宅およびみなし仮設住宅居住(2014年)と精神的不健康(2016年)の関係における直接効果、間接効果、総合効果の推定値

| 媒介因子 | | β | b | SE | p-value | Lower 95% CI | Upper 95%CI |
|----------------|-----------|--------------|--------------|--------------|--------------|-----------------|----------------|
| <i>応急仮設住宅</i> | | | | | | | |
| 総合効果 | | 0.043 | 0.614 | 0.307 | 0.045 | 0.013 | 1.215 |
| 直接効果 | | 0.043 | 0.608 | 0.307 | 0.047 | 0.007 | 1.209 |
| 間接 | 睡眠障害 | 0.000 | 0.006 | 0.021 | 0.790 | -0.036 | 0.047 |
| 効果 | (2015) | | | | | | |
| | ソーシャルサポート | 0.000 | 0.000 | 0.005 | 0.996 | -0.011 | 0.011 |
| | (2015) | | | | | | |
| <i>みなし仮設住宅</i> | | | | | | | |
| 総合効果 | | 0.041 | 0.931 | 0.486 | 0.055 | -0.021 | 1.882 |
| 直接効果 | | 0.042 | 0.966 | 0.486 | 0.047 | 0.014 | 1.918 |
| 間接 | 睡眠障害 | -0.001 | -0.026 | 0.032 | 0.412 | -0.090 | 0.037 |
| 効果 | (2015) | | | | | | |
| | ソーシャルサポート | 0.000 | -0.009 | 0.012 | 0.449 | -0.032 | 0.014 |
| | (2015) | | | | | | |

β , 標準化偏回帰係数; b, 偏回帰係数; SE, 標準誤差; CI, 信頼区間.

統計的に有意な値は太字で示した。

CFI = 0.947; RMSEA = 0.088.

5.3.2. 重回帰分析による主解析の結果の確認

居住状況の変数における非仮設住宅群の約 96%は、自分の家に住んでいた住民で構成されていた(表 1)。重回帰分析では、応急仮設住宅群もしくはみなし仮設住宅群(T1)と精神的不健康(T3)は関連しないか、有意傾向の関連であった(表 14; 応急仮設住宅群: $\beta = 0.034$ to 0.038 , $p = 0.165$ to 0.211 ; みなし仮設住宅群: $\beta = 0.038$ to 0.043 , $p = 0.098$ to 0.145)。

次に、欠測値を代入し(表 15)、重回帰分析を実施した(表 16)。応急仮設住宅群もしくはみなし仮設住宅群(T1)が精神的不健康(T3)を上昇させる、有意もしくは有意傾向の関連がみられた。この結果は、モデル 1 (表 16;)からモデル 4 までほとんど変わらなかった(モデル 1 応急仮設住宅群: $\beta = 0.039$, $p = 0.057$; みなし仮設住宅群: $\beta = 0.043$, $p = 0.032$; モデル 2 応急仮設住宅群: $\beta = 0.038$, $p = 0.064$; みなし仮設住宅群: $\beta = 0.044$, $p = 0.025$; モデル 3 応急仮設住宅群: $\beta = 0.040$, $p = 0.054$; みなし仮設住宅群: $\beta = 0.043$, $p = 0.032$; モデル 4 応急仮設住宅群: $\beta = 0.038$, $p = 0.060$; みなし仮設住宅群: $\beta = 0.044$, $p = 0.024$) (表 16)。

表 14 重回帰分析による居住状況(T1)と精神的不健康(T3)の関係の検証 (N = 816)

| | β | b | SE | p-value | Lower 95% CI | Upper 95% CI |
|------------------|--------------|--------------|--------------|------------------|-----------------|-----------------|
| モデル1 | | | | | | |
| 非仮設住宅群 | Reference | - | - | - | - | - |
| 応急仮設住宅群 | 0.037 | 0.484 | 0.355 | 0.174 | -0.214 | 1.181 |
| みなし仮設住宅群 | 0.039 | 0.794 | 0.543 | 0.144 | -0.271 | 1.860 |
| 性別 | -0.008 | -0.062 | 0.195 | 0.752 | -0.444 | 0.321 |
| 年齢 | 0.018 | 0.006 | 0.010 | 0.565 | -0.014 | 0.026 |
| 家屋損壊度 | 0.031 | 0.087 | 0.078 | 0.268 | -0.067 | 0.241 |
| 一人暮らし | 0.032 | 0.402 | 0.332 | 0.226 | -0.250 | 1.055 |
| 勤務形態 | 0.034 | 0.133 | 0.115 | 0.249 | -0.093 | 0.358 |
| 家族や親戚の喪失 | 0.004 | 0.030 | 0.191 | 0.875 | -0.345 | 0.405 |
| 精神的不健康 (2015) | 0.677 | 0.707 | 0.027 | <0.001 | 0.653 | 0.760 |
| 睡眠障害 (2015) | | | | | | |
| ソーシャルサポート (2015) | | | | | | |
| モデル2 | | | | | | |
| 非仮設住宅群 | Reference | - | - | - | - | - |
| 応急仮設住宅群 | 0.034 | 0.442 | 0.353 | 0.211 | -0.251 | 1.135 |
| みなし仮設住宅群 | 0.043 | 0.894 | 0.540 | 0.098 | -0.166 | 1.954 |
| 性別 | -0.007 | -0.048 | 0.194 | 0.804 | -0.428 | 0.332 |
| 年齢 | 0.004 | 0.001 | 0.010 | 0.909 | -0.019 | 0.021 |
| 家屋損壊度 | 0.028 | 0.080 | 0.078 | 0.306 | -0.073 | 0.233 |
| 一人暮らし | 0.032 | 0.409 | 0.330 | 0.216 | -0.240 | 1.057 |
| 勤務形態 | 0.030 | 0.116 | 0.114 | 0.311 | -0.109 | 0.340 |
| 家族や親戚の喪失 | -0.004 | -0.027 | 0.191 | 0.888 | -0.401 | 0.347 |
| 精神的不健康 (2015) | 0.648 | 0.676 | 0.028 | <0.001 | 0.621 | 0.732 |
| 睡眠障害 (2015) | 0.095 | 0.325 | 0.093 | 0.001 | 0.142 | 0.508 |
| ソーシャルサポート (2015) | | | | | | |

表 14 (続き)

| | β | b | SE | p-value | Lower 95% CI | Upper 95% CI |
|------------------|--------------|--------------|--------------|------------------|-----------------|-----------------|
| モデル3 | | | | | | |
| 非仮設住宅群 | Reference | - | - | - | - | - |
| 応急仮設住宅群 | 0.038 | 0.494 | 0.355 | 0.165 | -0.203 | 1.191 |
| みなし仮設住宅群 | 0.038 | 0.793 | 0.543 | 0.145 | -0.273 | 1.858 |
| 性別 | -0.004 | -0.027 | 0.197 | 0.892 | -0.414 | 0.360 |
| 年齢 | 0.020 | 0.007 | 0.010 | 0.505 | -0.013 | 0.026 |
| 家屋損壊度 | 0.034 | 0.098 | 0.079 | 0.217 | -0.057 | 0.252 |
| 一人暮らし | 0.033 | 0.423 | 0.333 | 0.205 | -0.231 | 1.076 |
| 勤務形態 | 0.033 | 0.126 | 0.115 | 0.273 | -0.100 | 0.352 |
| 家族や親戚の喪失 | 0.003 | 0.021 | 0.191 | 0.911 | -0.354 | 0.397 |
| 精神的な健康 (2015) | 0.674 | 0.703 | 0.027 | <0.001 | 0.650 | 0.757 |
| 睡眠障害 (2015) | | | | | | |
| ソーシャルサポート (2015) | -0.031 | -0.123 | 0.105 | 0.241 | -0.329 | 0.083 |
| モデル4 | | | | | | |
| 非仮設住宅群 | Reference | - | - | - | - | - |
| 応急仮設住宅群 | 0.035 | 0.453 | 0.353 | 0.199 | -0.239 | 1.146 |
| みなし仮設住宅群 | 0.043 | 0.894 | 0.540 | 0.098 | -0.165 | 1.954 |
| 性別 | -0.001 | -0.006 | 0.196 | 0.975 | -0.390 | 0.378 |
| 年齢 | 0.007 | 0.002 | 0.010 | 0.832 | -0.018 | 0.022 |
| 家屋損壊度 | 0.032 | 0.092 | 0.078 | 0.238 | -0.061 | 0.246 |
| 一人暮らし | 0.034 | 0.433 | 0.330 | 0.191 | -0.216 | 1.081 |
| 勤務形態 | 0.028 | 0.108 | 0.114 | 0.346 | -0.117 | 0.332 |
| 家族や親戚の喪失 | -0.005 | -0.039 | 0.191 | 0.839 | -0.413 | 0.335 |
| 精神的な健康 (2015) | 0.643 | 0.672 | 0.029 | <0.001 | 0.616 | 0.728 |
| 睡眠障害 (2015) | 0.097 | 0.334 | 0.093 | <0.001 | 0.150 | 0.517 |
| ソーシャルサポート (2015) | -0.037 | -0.147 | 0.104 | 0.160 | -0.351 | 0.058 |

β , 標準化偏回帰係数; b, 偏回帰係数; SE, 標準誤差; CI, 信頼区間.

統計的に有意な値は太字で示した。

目的変数は精神的な健康(T3)である。

表15 被災状況、世帯状況、勤務形態、災害による家族や親戚の喪失に関する条件付き
平均値代入法の結果

| | 代入前 | | 代入後 ^a | |
|------------------|------|------|------------------|------|
| 家屋損壊度, 平均, 欠測数 | 3.7 | 2330 | 3.7 | 2047 |
| 家屋損壊度, N | | | | |
| 全壊 | 1093 | | 1093 | |
| 大規模半壊 | 676 | | 959 | |
| 半壊 | 636 | | 636 | |
| 一部損壊 | 459 | | 459 | |
| 被害なし | 153 | | 153 | |
| 一人暮らし, N, 欠測数 | 274 | 2188 | 274 | 2047 |
| 勤務形態, N, 欠測数 | | 3267 | | 2048 |
| 1週間に4日以上 | 676 | | 782 | |
| 1週間に1~3日 | 158 | | 735 | |
| その他 | 1246 | | 1782 | |
| 家族や親戚の喪失, N, 欠測数 | 1094 | 2345 | 1094 | 810 |

^a条件付き平均値代入法は、次の式により共変数の欠測を代入した。: Imputed variables = $\beta_0 + \beta_1 \times \text{Sex}_i + \beta_2 \times \text{Age}_i + \varepsilon_i$.

表 16 共変数代入後の重回帰分析による居住状況(T1)と精神的不健康(T3)の関係の検証 (N = 1421)

| | β | b | SE | p-value | Lower 95% CI | Upper 95% CI |
|------------------|--------------|--------------|--------------|------------------|-----------------|-----------------|
| モデル1 | | | | | | |
| 非仮設住宅群 | Reference | - | - | - | - | - |
| 応急仮設住宅群 | 0.039 | 0.538 | 0.282 | 0.057 | -0.015 | 1.091 |
| みなし仮設住宅群 | 0.043 | 0.969 | 0.452 | 0.032 | 0.084 | 1.855 |
| 性別 | 0.005 | 0.032 | 0.142 | 0.819 | -0.245 | 0.310 |
| 年齢 | 0.027 | 0.009 | 0.008 | 0.271 | -0.007 | 0.025 |
| 家屋損壊度 | 0.042 | 0.126 | 0.062 | 0.044 | 0.004 | 0.249 |
| 一人暮らし | 0.029 | 0.399 | 0.266 | 0.134 | -0.123 | 0.921 |
| 勤務形態 | 0.047 | 0.211 | 0.107 | 0.049 | 0.001 | 0.421 |
| 家族や親戚の喪失 | 0.009 | 0.072 | 0.150 | 0.632 | -0.222 | 0.365 |
| 精神的不健康 (2015) | 0.667 | 0.682 | 0.020 | <0.001 | 0.643 | 0.722 |
| 睡眠障害 (2015) | | | | | | |
| ソーシャルサポート (2015) | | | | | | |
| モデル2 | | | | | | |
| 非仮設住宅群 | Reference | - | - | - | - | - |
| 応急仮設住宅群 | 0.038 | 0.519 | 0.280 | 0.064 | -0.030 | 1.069 |
| みなし仮設住宅群 | 0.044 | 1.008 | 0.448 | 0.025 | 0.129 | 1.888 |
| 性別 | 0.006 | 0.046 | 0.141 | 0.741 | -0.229 | 0.322 |
| 年齢 | 0.013 | 0.004 | 0.008 | 0.588 | -0.012 | 0.021 |
| 家屋損壊度 | 0.038 | 0.114 | 0.062 | 0.067 | -0.008 | 0.236 |
| 一人暮らし | 0.029 | 0.388 | 0.264 | 0.142 | -0.130 | 0.906 |
| 勤務形態 | 0.044 | 0.198 | 0.106 | 0.062 | -0.010 | 0.407 |
| 家族や親戚の喪失 | 0.003 | 0.025 | 0.149 | 0.868 | -0.267 | 0.317 |
| 精神的不健康 (2015) | 0.636 | 0.651 | 0.021 | <0.001 | 0.610 | 0.693 |
| 睡眠障害 (2015) | 0.095 | 0.338 | 0.073 | <0.001 | 0.194 | 0.482 |
| ソーシャルサポート (2015) | | | | | | |

表 16 (続き)

| | β | b | SE | p-value | Lower 95% CI | Upper 95% CI |
|------------------|--------------|--------------|--------------|------------------|-----------------|-----------------|
| モデル3 | | | | | | |
| 非仮設住宅群 | Reference | - | - | - | - | - |
| 応急仮設住宅群 | 0.040 | 0.544 | 0.282 | 0.054 | -0.010 | 1.098 |
| みなし仮設住宅群 | 0.043 | 0.972 | 0.452 | 0.032 | 0.086 | 1.858 |
| 性別 | 0.006 | 0.046 | 0.144 | 0.750 | -0.236 | 0.328 |
| 年齢 | 0.027 | 0.009 | 0.008 | 0.261 | -0.007 | 0.025 |
| 家屋損壊度 | 0.043 | 0.129 | 0.063 | 0.040 | 0.006 | 0.252 |
| 一人暮らし | 0.029 | 0.399 | 0.266 | 0.134 | -0.123 | 0.921 |
| 勤務形態 | 0.046 | 0.208 | 0.107 | 0.052 | -0.002 | 0.419 |
| 家族や親戚の喪失 | 0.009 | 0.069 | 0.150 | 0.642 | -0.224 | 0.363 |
| 精神的な健康 (2015) | 0.665 | 0.681 | 0.020 | <0.001 | 0.641 | 0.721 |
| 睡眠障害 (2015) | | | | | | |
| ソーシャルサポート (2015) | -0.011 | -0.046 | 0.085 | 0.585 | -0.213 | 0.120 |
| モデル4 | | | | | | |
| 非仮設住宅群 | Reference | - | - | - | - | - |
| 応急仮設住宅群 | 0.038 | 0.528 | 0.280 | 0.060 | -0.022 | 1.078 |
| みなし仮設住宅群 | 0.044 | 1.012 | 0.449 | 0.024 | 0.132 | 1.892 |
| 性別 | 0.009 | 0.066 | 0.143 | 0.646 | -0.215 | 0.346 |
| 年齢 | 0.014 | 0.005 | 0.008 | 0.568 | -0.011 | 0.021 |
| 家屋損壊度 | 0.039 | 0.118 | 0.062 | 0.059 | -0.004 | 0.240 |
| 一人暮らし | 0.029 | 0.388 | 0.264 | 0.142 | -0.130 | 0.906 |
| 勤務形態 | 0.043 | 0.194 | 0.106 | 0.068 | -0.015 | 0.403 |
| 家族や親戚の喪失 | 0.003 | 0.021 | 0.149 | 0.886 | -0.271 | 0.314 |
| 精神的な健康 (2015) | 0.634 | 0.649 | 0.021 | <0.001 | 0.607 | 0.691 |
| 睡眠障害 (2015) | 0.096 | 0.340 | 0.074 | <0.001 | 0.196 | 0.485 |
| ソーシャルサポート (2015) | -0.015 | -0.065 | 0.084 | 0.438 | -0.231 | 0.100 |

β , 標準化偏回帰係数; b, 偏回帰係数; SE, 標準誤差; CI, 信頼区間.

統計的に有意な値は太字で示した。

目的変数は精神的な健康(T3)である。

5.3.3. 仮設住宅の長期居住による精神的不健康への影響の検証

重回帰分析の結果、非仮設住宅継続群と比べ、みなし仮設住宅継続群は精神的不健康が高い傾向にあった($\beta = 0.045, p = 0.091$)。しかし、応急仮設住宅継続群と非仮設住宅継続群では差がなかった($\beta = 0.033, p = 0.223$) (表 17)。

欠測値を代入したデータで重回帰分析を実施した結果、非仮設住宅継続群と比べ、みなし仮設住宅継続群は精神的不健康が高かった($\beta = 0.054, p = 0.007$)。また、非仮設住宅継続群と比べ、応急仮設住宅継続群は精神的不健康が高い傾向にあった($\beta = 0.039, p = 0.055$)。

さらに、仮設住宅居住と精神的不健康の関係における T3 の仮設住宅居住の影響を確認するため、T1 から T3 の仮設住宅居住有から 3 時点の長期居住を定義し、T3 の精神的不健康を目的変数とした重回帰分析を実施した (表 18)。

解析に含まれた 1322 名分の回答のうち、1188 名(89.9%)は 3 時点において仮設住宅に一度も居住していなかった(非仮設住宅群: Reference)。重回帰分析の結果、T3 の精神的不健康は、T1 および T2 の仮設住宅居住者(37 名, 2.8%)では有意に高い傾向があり($\beta = 0.039, p = 0.057$)、T1 から T3 の継続的な仮設住宅居住者(64 名, 4.8%)では有意に高かった($\beta = 0.048, p = 0.022$)。

表 17 重回帰分析による仮設住宅の長期居住と精神的不健康の関係の検証

| | N | (%) | β | b | SE | <i>p</i> -value | Lower 95% CI | Upper 95%CI |
|------------------|-----|--------|--------------|--------------|--------------|------------------|--------------|--------------|
| モデル1 (N = 801) | | | | | | | | |
| 非仮設住宅 継続群 | 740 | (92.4) | Reference | | | | | |
| 応急仮設(T1) | 19 | (2.4) | -0.011 | -0.258 | 0.594 | 0.665 | -1.425 | 0.909 |
| 応急仮設(T2) | 0 | (0.0) | - | - | - | - | - | - |
| 応急仮設住宅 継続群 | 42 | (5.2) | 0.033 | 0.508 | 0.416 | 0.223 | -0.310 | 1.325 |
| 非仮設住宅 継続群 | 777 | (97.0) | Reference | | | | | |
| みなし仮設(T1) | 2 | (0.2) | 0.000 | -0.013 | 1.779 | 0.994 | -3.506 | 3.480 |
| みなし仮設(T2) | 0 | (0.0) | - | - | - | - | - | - |
| みなし仮設住宅 継続群 | 22 | (2.7) | 0.045 | 0.942 | 0.557 | 0.091 | -0.152 | 2.036 |
| 性別 | | | 0.002 | 0.011 | 0.197 | 0.955 | -0.375 | 0.397 |
| 年齢 | | | -0.004 | -0.001 | 0.010 | 0.902 | -0.021 | 0.019 |
| 家屋損壊度 | | | 0.038 | 0.108 | 0.078 | 0.168 | -0.046 | 0.262 |
| 一人暮らし | | | 0.036 | 0.450 | 0.328 | 0.171 | -0.194 | 1.095 |
| 勤務形態 | | | 0.034 | 0.131 | 0.115 | 0.253 | -0.094 | 0.356 |
| 家族や親戚の喪失 | | | -0.004 | -0.031 | 0.191 | 0.871 | -0.407 | 0.345 |
| 精神的な健康 (2015) | | | 0.646 | 0.672 | 0.029 | <0.001 | 0.615 | 0.728 |
| 睡眠障害 (2015) | | | 0.094 | 0.320 | 0.093 | 0.001 | 0.137 | 0.503 |
| ソーシャルサポート (2015) | | | -0.038 | -0.149 | 0.104 | 0.153 | -0.352 | 0.055 |

表 17 (続き)

| | N | (%) | β | b | SE | p-value | Lower 95% CI | Upper 95%CI |
|------------------|------|--------|--------------|--------------|--------------|------------------|-----------------|----------------|
| モデル2 (N = 1378) | | | | | | | | |
| 非仮設住宅 継続群 | 1276 | (92.6) | Reference | | | | | |
| 応急仮設(T1) | 31 | (2.2) | 0.003 | 0.082 | 0.474 | 0.862 | -0.848 | 1.013 |
| 応急仮設(T2) | 1 | (0.1) | -0.034 | -4.537 | 3.135 | 0.148 | -10.687 | 1.613 |
| 応急仮設住宅 継続群 | 70 | (5.1) | 0.039 | 0.632 | 0.330 | 0.055 | -0.015 | 1.279 |
| 非仮設住宅 継続群 | 1341 | (97.3) | Reference | | | | | |
| みなし仮設(T1) | 3 | (0.2) | -0.001 | -0.059 | 1.815 | 0.974 | -3.619 | 3.501 |
| みなし仮設(T2) | 1 | (0.1) | -0.006 | -0.801 | 2.569 | 0.755 | -5.841 | 4.240 |
| みなし仮設住宅 継続群 | 33 | (2.4) | 0.054 | 1.259 | 0.462 | 0.007 | 0.352 | 2.165 |
| 性別 | | | 0.014 | 0.096 | 0.143 | 0.502 | -0.185 | 0.377 |
| 年齢 | | | 0.004 | 0.001 | 0.008 | 0.868 | -0.015 | 0.018 |
| 家屋損壊度 | | | 0.037 | 0.111 | 0.063 | 0.076 | -0.012 | 0.234 |
| 一人暮らし | | | 0.025 | 0.339 | 0.264 | 0.200 | -0.180 | 0.858 |
| 勤務形態 | | | 0.044 | 0.195 | 0.107 | 0.068 | -0.014 | 0.404 |
| 家族や親戚の喪失 | | | -0.004 | -0.029 | 0.150 | 0.849 | -0.323 | 0.265 |
| 精神的な不健康 (2015) | | | 0.642 | 0.653 | 0.021 | <0.001 | 0.611 | 0.695 |
| 睡眠障害 (2015) | | | 0.096 | 0.342 | 0.074 | <0.001 | 0.197 | 0.487 |
| ソーシャルサポート (2015) | | | -0.010 | -0.041 | 0.084 | 0.626 | -0.207 | 0.124 |

モデル1: 共変数の代入なし

モデル2: 家屋損壊度、世帯状況(一人暮らし/家族と同居)、勤務形態、家族や親戚の喪失を代入

統計的に有意な値は太字で示した。

目的変数は精神的な不健康(T3)である。

表 18 重回帰分析による仮設住宅の3時点長期居住と精神的不健康の関係の検証

| | N | (%) | β | b | SE | p-value | Lower 95% CI | Upper 95%CI |
|------------------|------|--------|--------------|--------------|--------------|--------------|-----------------|----------------|
| 非仮設住宅群 | 1188 | (89.9) | Reference | | | | | |
| 仮設住宅(T1) | 30 | (2.3) | -0.003 | -0.068 | 0.485 | 0.889 | -1.018 | 0.883 |
| 仮設住宅(T2) | 0 | (0.0) | - | - | - | - | - | - |
| 仮設住宅(T3) | 2 | (0.2) | -0.019 | -1.696 | 1.823 | 0.352 | -5.271 | 1.879 |
| 仮設住宅(T1-T2) | 37 | (2.8) | 0.039 | 0.847 | 0.444 | 0.057 | -0.024 | 1.718 |
| 仮設住宅(T1-T3) | 0 | (0.0) | - | - | - | - | - | - |
| 仮設住宅(T2-T3) | 1 | (0.1) | -0.007 | -0.908 | 2.582 | 0.725 | -5.973 | 4.157 |
| 仮設住宅(T1-T2-T3) | 64 | (4.8) | 0.048 | 0.787 | 0.344 | 0.022 | 0.112 | 1.463 |
| 性別 | | | 0.017 | 0.119 | 0.147 | 0.418 | -0.169 | 0.408 |
| 年齢 | | | -0.006 | -0.002 | 0.008 | 0.821 | -0.019 | 0.015 |
| 家屋損壊度 | | | 0.039 | 0.116 | 0.064 | 0.071 | -0.010 | 0.242 |
| 一人暮らし | | | 0.028 | 0.381 | 0.276 | 0.168 | -0.161 | 0.924 |
| 勤務形態 | | | 0.047 | 0.208 | 0.109 | 0.057 | -0.006 | 0.423 |
| 家族や親戚の喪失 | | | 0.003 | 0.022 | 0.154 | 0.885 | -0.280 | 0.324 |
| 精神的不健康 | | | 0.629 | 0.638 | 0.022 | 0.000 | 0.595 | 0.681 |
| (2015) | | | | | | | | |
| 睡眠障害 (2015) | | | 0.103 | 0.366 | 0.076 | 0.000 | 0.217 | 0.515 |
| ソーシャルサポート (2015) | | | -0.013 | -0.056 | 0.087 | 0.518 | -0.226 | 0.114 |

統計的に有意な値は太字で示した。

目的変数は精神的不健康(T3)である。

N = 1322

6. 考察

本研究は、我々の知る限り、仮設住宅居住と後の精神的不健康の関係における睡眠障害とソーシャルサポートの媒介効果を検討した最初の研究である。CLPM による媒介分析の結果、応急仮設住宅およびみなし仮設住宅居住の精神的不健康への直接効果がみられた。一方、睡眠障害やソーシャルサポートを媒介した間接効果はみられなかった。追加解析では、モデル上のソーシャルサポートの項目を変更しても結果は類似していた。また、重回帰分析においても主解析の結果が支持された。さらに重回帰分析の結果から、仮設住宅の長期居住(2014 年から 2015 年および、2014 年から 2016 年の継続的居住)が精神的不健康を生じさせることが示唆された。

6.1. 仮設住宅居住と精神的不健康の関係についての考察

応急仮設住宅およびみなし仮設住宅居住は、後の精神的不健康と関係した。この関係は、交絡因子や睡眠障害やソーシャルサポートなどの媒介因子の候補を調整しても有意であった。この知見は、「非仮設住宅群」の約 96%が自宅居住者で構成されていたことから、主に仮設住宅と自宅に住む人々の精神的不健康を比較した結果であると考えられる。

応急仮設住宅およびみなし仮設住宅居住と精神的不健康の関係について、

いくつかの説明を加え得ると考えられる。まず、災害後の資源の喪失(e.g., 自宅そのもの、家財、社会的立場、住み慣れた地域環境)が仮設住宅居住者の精神的な健康を上昇させた可能性がある(Fussell et al., 2014; Hobfoll et al., 1989; Kiliç et al., 2006; Tang et al., 2014)。また、将来的な居住環境への展望がもてないことが精神的な健康をもたらしたかもしれない(Nakaya et al., 2016)。家屋自体を含めた資源が将来的にも失われていることを認識することは、ストレスを生じさせる要因となり得る(Hobfoll et al., 1989)。さらに、応急仮設住宅の建物構造の問題が、精神的な健康を上昇させた可能性がある。厚生労働省の報告によれば、応急仮設住宅にはいくつかの建物構造の問題(e.g., 家屋内の気候が調節しづらい、壁の薄さによる近隣の騒音やプライバシー確保の難しさ)が指摘されている(厚生労働省, 2011)。被災地ではないが、アメリカの低中所得層の家庭を対象とした研究においても、同様の建物構造の問題は精神的な健康と関係することが報告されている(Evans et al., 2000)。最後に、みなし仮設住宅については、経済的負担が居住者に精神的な健康を生じさせたかもしれない。みなし仮設住宅の居住者は、応急仮設住宅を含むその他の居住状況と比べ、経済的負担が大きいという先行研究の報告もある(Murakami et al., 2017; Orui et al., 2017)。みなし仮設住宅の家賃補助には自治体ごとに定められた期間があるため、この期間の終了時期に伴う経済的負担増や経済面への不安が精神的な健康と関係したかもしれない。

2014 年の仮設住宅居住は、2015 年の精神的不健康と関係しなかったが、2016 年の精神的不健康上昇を予測した。2014 年の仮設住宅居住者の多くは、2015 年でも同じ居住状況であり、他の居住状況の者よりも精神的不健康が高かった(表 17)。この知見は、応急仮設住宅の長期居住者(4 年超)が、短期居住者(4 年以下)よりも、精神的不健康が高いことを報告した先行研究の結果とも一致している(Tanji et al., 2018)。応急仮設住宅およびみなし仮設住宅への 4 年超の長期居住は、精神的不健康状態のリスク因子となる可能性がある。

6.2. 睡眠障害やソーシャルサポートの媒介効果がなかったことについての考察

主解析および追加解析の結果から、仮設住宅居住と精神的不健康の関係における睡眠障害やソーシャルサポートによる媒介効果はみられなかった(表 2, 4, 6-14, 16)。また CLPM において、仮設住宅居住と睡眠障害増悪やソーシャルサポート減少の関係はみられなかった(表 3; 図 7)。これは、精神的不健康の影響を調整せずに、仮設住宅居住と睡眠障害や社会的孤立の関係を示した先行研究とは異なる結果であった(Ito et al., 2016; Murakami et al., 2017; Yabe et al., 2018)。この結果の違いは、統計解析上で精神的不健康が調整されたかどうかに影響された可能性がある。本研究では、CLPM において、2014 年の精神的不健康を調整して、2014 年の仮設住宅居住と 2015 年の睡眠障害やソーシャルサポートと

の関連を調べた。

また、仮設住宅居住者に地方自治体から支援が集中的に提供されたという報告もある(Orui et al., 2017)。本研究で仮設住宅居住と睡眠障害増悪やソーシャルサポート減少の関係がみられなかったことは、被災地の精神保健福祉センターなどから仮設住宅居住者に提供されている支援体制が機能していたことに影響されたかもしれない。さらに、睡眠障害は、発災から4年後の2015年に聴取した情報を用いたため、居住者が仮設住宅へ慣れたことによって生じていなかったかもしれない。

6.3. 精神的不健康、睡眠障害、ソーシャルサポートの因果関係についての考察

CLPMにより、睡眠障害と精神的不健康の関係は双方向的であることが示された(表3; 図7)。この結果は、思春期サンプルにおいて自然災害から2年半後の睡眠障害と抑うつ症状や不安症状の関係が双方向的であることを示した中国の先行研究の知見と一致している(Geng et al., 2018; 2019)。本研究と先行研究の知見から、睡眠障害と精神的不健康の関係は、年齢、居住状況、被災度に関わらず、双方向的に影響しあう可能性がある。

また、精神的不健康は後のソーシャルサポートの減少を予測したが、ソーシャルサポートは後の精神的不健康を減少させなかった(表3; 図7)。この結果

は、精神的な健康と社会的交流減少の関連を示すいくつかの先行研究と類似する結果であった(Hikichi et al., 2017; Lowe et al., 2015)。被災地において、社会的孤立状態の予防や介入は、精神的な健康の高い者をターゲットとすることがより効果的かもしれない。

6.4. 本研究の強みと限界点

本研究の強みは、毎年の特健康診査で実施された調査票の回答情報から大規模コホートを構築して、仮設住宅居住と精神的な健康の関係を調べたことである。また、睡眠障害、ソーシャルサポート、精神的な健康の双方向関係を推測する際に共変数も調整した CLPM は、因果推論に有効な統計手法であったと考えられる。

一方、本研究にはいくつかの限界点もある。まず、本研究の結果の一般化可能性に限界があるかもしれない。2014 年、2015 年、2016 年にはそれぞれ 10,937 人、10,469 人、10,215 人の住民が特定健康診査に招待され、そのうち自己記入式調査票の回答が得られたのは、3321 人(30.4%)、3364 人(32.1%)、3347 人(32.8%)であった。毎年の特健康診査自体の参加率は高いとは言えず、人口全体の状況を十分に反映しているとは言えないかもしれない。また参加の対象となる者の基準は、19 歳以上の東松島市の住民であることに加え、国民健康保

険または後期高齢医療保険に加入している者であった。国民健康保険は、社会保険対象外の者(自営業者、アルバイトなど)を対象とした制度だが、日本の後期高齢者医療保険は、75 歳以上の方、もしくは特定レベルの障害を有する 65~74 歳の方を対象としている。したがって、より高齢な人ほど特定健康診査に招待される傾向にあり、本研究の参加者は高齢(平均 65.3 歳、75%以上が 60 代かそれより高齢)であった(表 1)。以上の 2 点から、本研究で得られた結果は、被災地すべての状況に当てはまる知見ではないかもしれない。

次に、FIML を用いた CLPM による推定は、統計解析手法上の課題が生じたかもしれない。この解析はデータに MAR の仮定を要するが、特に 2014 年の勤務形態は、欠測が多かったため MAR の仮定を外れているかもしれない。しかし、本研究で勤務形態は共変数の一つとして使用されたのみであり、曝露-媒介-結果の関係に使用した主要な変数はいずれの調査においても欠測率は低かった(約 6%以下; 表 1)。

さらに、本研究で使用した変数に関する限界点がある。睡眠障害やソーシャルサポートは、標準化された尺度を用いることができなかった。ソーシャルサポートの質問は、精神的健康に関する側面に限られ、経済的、物的支援に関する側面は包含されていなかった。世帯年収や教育歴といった社会経済的地位に関する項目は聴取しておらず、共変数として調整できなかった。調査項目を制限し

た理由として、本研究では調査実施そのものが被災した住民の負担になることを避けたことがあげられる。災害後の研究に関するガイドラインや提言では、被災者のトラウマ体験に配慮し、また最小限の調査項目で調査参加者の利益(支援につながるなど)が生じるようにする必要が指摘されている(Ferreira et al., 2015; Mezinska et al., 2016)。本研究では、調査そのものが負担になることを避けるとともに、特定健康診査で実施された調査票における K6 の合計点が 20 点以上だった者を対象に東松島市役所保健相談センターのスタッフによるフォローアップを実施した。

それから、本研究の知見は、震災発生から数年後の中長期頃の状況に限られる。曝露-媒介-結果の関係に使用した睡眠障害、ソーシャルサポート、精神的不健康は、2014 年から 2016 年で平均点がほとんど変わらなかった(表 1)。今後は発災初期段階の居住状況とこれらの変数の関係を検証していく必要もある。しかし、被災者のトラウマ体験に配慮した調査の必要性を考えると(Ferreira et al., 2015; Mezinska et al., 2016)、発災初期には特に慎重な研究実施が求められる。

最後に、追加解析におけるリストワイズ法で実施した重回帰分析では、主解析に比べサンプルサイズが少なくなったため、十分な結果が得られなかった可能性がある。例えば、仮設住宅の長期居住の精神的不健康への影響を調べた重回帰分析では、T1 と T2 の 2 時点データを用いた応急仮設住宅継続の影響、お

よび T1 から T3 の 3 時点データを用いた仮設住宅継続(T1-T2)の影響は、いずれも有意傾向であった（表 17, 18）。今後は、さらに大きなサンプルサイズのデータを用いた解析での結果の確認が必要と考えられる。

6.5. 本研究から得られた示唆と今後の展望

本研究の結果からいくつかの示唆が得られた。自然災害から 3 年経過後に応急仮設住宅やみなし仮設住宅に住んでいる被災者には、メンタルヘルスに関する長期的支援が必要な可能性がある。本研究では、特に仮設住宅に 4 年超住む被災者に対しては、メンタルヘルスの問題を評価する必要があることが示唆された。媒介分析の結果をふまえると、睡眠障害やソーシャルサポートのみへの支援は、精神的不健康の減少に十分ではないかもしれない。

今後の研究では、仮設住宅居住にまつわる他の要因(e.g., 災害後の資源の喪失、建物構造の問題、経済的負担)が仮設住宅居住と精神的不健康の関係を説明するかどうかを調べるためにさらなる研究が必要である。仮設住宅に居住している者は、震災以前の生活状況と比べ、震災以後の生活で様々な生活環境上の制約が生じている可能性がある。例えば、一軒家に住んでいた者が、応急仮設住宅やみなし仮設住宅に移住を余儀なくされる中で、いったん家財を失っただけでなく、移住後に持てる家財の量にも制限が出るなどといった状況が生じて

いる。このような環境下での生活は、仮設住宅に居住する者にとって、物理的な復興だけでなく、心理的な復興も進みづらいかもしれない。仮設住宅居住にまつわる問題が精神的な不健康に影響を与えていることが明らかになれば、仮設住宅に居住する方のメンタルヘルスを促進するために必要な生活の在り方や制度設計の課題が示唆されるかもしれない。

7. 結語

本研究は、応急仮設住宅やみなし仮設住宅居住と精神的不健康の関係における睡眠障害とソーシャルサポートの媒介効果を評価した。仮設住宅居住は、後の精神的不健康に関係したが、この関係は睡眠障害やソーシャルサポートによって媒介されなかった。震災から 3 年後に仮設住宅に住んでいる者には、メンタルヘルスに関する長期的支援が必要になる可能性がある。他の要因(e.g., 災害後の資源の喪失、建物構造の問題、経済的負担)が仮設住宅居住と精神的不健康の関係を説明するかどうかを調べるためにさらなる研究が必要である。

8. 引用文献

- Ando, S., Kuwabara, H., Araki, T., Kanehara, A., Tanaka, S., Morishima, R., Kondo, S., & Kasai, K. (2017). Mental health problems in a community after the Great East Japan Earthquake in 2011: a systematic review. *Harvard Review of Psychiatry*, 25(1), 15-28.
- Beaglehole, B., Mulder, R.T., Frampton, C.M., Boden, J.M., Newton-Howes, G., & Bell, C.J. (2018). *British Journal of Psychiatry*. 213(6), 716-722.
- Chou, F.H., Wu, H.C., Chou, P., Su, C.Y., Tsai, K.Y., Chao, S.S., Chen, M.C., Su, T.T., Sun, W.J., & Ou-Yang, W.C. (2007). Epidemiologic psychiatric studies on post-disaster impact among Chi-Chi earthquake survivors in Yu-Chi, Taiwan. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 61(4), 370-378.
- Evans, G.W., Wells, N.M., Chan, H.Y., & Saltzman, H. (2000). Housing quality and mental health. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 68(3), 526-530.
- Ferreira, R. J., Buttell, F., & Ferreira, S. (2005). Ethical considerations for conducting disaster research with vulnerable populations. *Journal of Social Work Values and Ethics*, 12, 29–40.
- Fussell, E., & Lowe, S.R. (2014). The impact of housing displacement on the mental health of low-income parents after Hurricane Katrina. *Social Science and Medicine*, 113, 137-144.

- Geng, F., Liang, Y., Li, Y., Fang, Y., Pham, T.S., Liu, X., & Fan, F. (2019). Bidirectional associations between insomnia, posttraumatic stress disorder, and depressive symptoms among adolescent earthquake survivors: a longitudinal multiwave cohort study. *Sleep*, 42(11), pii: zsz162.
- Geng, F., Liu, X., Liang, Y., Shi, X., Chen, S., & Fan, F. (2018). Prospective associations between sleep problems and subtypes of anxiety symptoms among disaster-exposed adolescents. *Sleep Medicine*, 50, 7-13.
- Hikichi, H., Sawada, Y., Tsuboya, T., Aida, J., Kondo, K., Koyama, S., & Kawachi, I. (2017). Residential relocation and change in social capital: a natural experiment from the 2011 Great East Japan Earthquake and Tsunami. *Science Advances*, 3(7), e1700426.
- Hobfoll, S.E. (1989). Conservation of resources: a new attempt at conceptualizing stress. *American Psychologist*, 44(3), 513-524.
- Hu, L., & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- 復興庁. (2017). 復興の現状. http://www.reconstruction.go.jp/topics/main-cat1/sub-cat1-1/20170310_genjou.pdf. (accessed 4 October 2018).
- Ito, K., Tomata, Y., Kogure, M., Sugawara, Y., Watanabe, T., Asaka, T., & Tsuji, I. (2016).

- Housing type after the Great East Japan Earthquake and loss of motor function in elderly victims: a prospective observational study. *BMJ Open*, 6(11), e012760.
- Johannesson, K.B., Arinell, H., & Arnberg, F.K. (2015). Six years after the wave. Trajectories of posttraumatic stress following a natural disaster. *Journal of Anxiety Disorders*. 36, 15–24.
- Kanehara, A., Ando, S., Araki, T., Usami, S., Kuwabara, H., Kano, Y., & Kasai, K. (2016). Trends in psychological distress and alcoholism after the Great East Japan Earthquake of 2011. *SSM Population Health*, 2, 807-812.
- 警察庁. (2020). 平成 23 年 (2011 年) 東北地方太平洋沖地震の警察活動と被害状況. <http://www.npa.go.jp/news/other/earthquake2011/pdf/higaijokyo.pdf>. (2020 年 10 月 2 日確認).
- Kessler, R.C., Andrews, G., Colpe, L.J., Hiripi, E., Mroczek, D.K., Normand, S.L., Walters, E.E., & Zaslavsky, A.M. (2002). Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress. *Psychological Medicine*, 32(6), 959-976.
- Kiliç, C., Aydin, I., Taşkintuna, N., Özçürümez, G., Kurt, G., Eren, E., Lale, T., Ozel, S., & Zileli, L. (2006). Predictors of psychological distress in survivors of the 1999 earthquakes in Turkey: effects of relocation after the disaster. *Acta Psychiatrica*

Scandinavica, 114(3), 194-202.

厚生労働省. (2011). 応急仮設住宅の居住環境等に関するアンケート調査.

<http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r9852000001pw11.html>. (accessed 22 June 2019).

Kusama, T., Aida, J., Sugiyama, K., Matsuyama, Y., Koyama, S., Sato, Y., Yamamoto, T.,

Igarashi, A., Tsuboya, T., & Osaka, K. (2019). Does the type of temporary housing

make a difference in social participation and health for evacuees of the Great East Japan

Earthquake and Tsunami? a cross-sectional study. *Journal of Epidemiology*, 29(10),

391-398.

Lowe, S.R., & Willis, M. (2015). Trajectories of perceived social support among low-

income female survivors of Hurricane Katrina. *Journal of Social and Personal*

Relationships, 32(8), 1034-1055.

MacCallum, R.C., Browne, M.W., & Sugawara, H.M. (1996). Power analysis and

determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological*

Methods, 1, 130–149.

Matsubayashi, T., Sawada, Y., & Ueda, M. (2013). Natural disasters and suicide: evidence

from Japan. *Social Science and Medicine*, 82, 126–133.

Matsuyama, Y., Aida, J., Hase, A., Sato, Y., Koyama, S., Tsuboya, T., & Osaka, K. (2016).

Do community- and individual-level social relationships contribute to the mental health

- of disaster survivors?: a multilevel prospective study after the Great East Japan Earthquake. *Social Science and Medicine*, 151, 187-195.
- Mezinska, S., Kakuk, P., Mijaljica, G., Waligóra, M., O'Mathúna, D.P. (2016). Research in disaster settings: a systematic qualitative review of ethical guidelines. *BMC Medical Ethics*, 17(1): 62.
- Morishima, R., Ando, S., Araki, T., Usami, S., Kanehara, A., Tanaka, S., & Kasai, K. (2019). The course of chronic and delayed onset of mental illness and the risk for suicidal ideation after the Great East Japan Earthquake of 2011: a community-based longitudinal study. *Psychiatry Research*, 273, 171-177.
- Murakami, A., Sugawara, Y., Tomata, Y., Sugiyama, K., Kaiho, Y., Tanji, F., & Tsuji, I. (2017). Association between housing type and γ -GTP increase after the Great East Japan Earthquake. *Social Science and Medicine*, 189, 76-85.
- Nakaya, N., Nakamura, T., Tsuchiya, N., Narita, A., Tsuji, I., Hozawa, A., & Tomita, H. (2016). Prospect of future housing and risk of psychological distress at 1 year after an earthquake disaster. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 70(4), 182-189.
- Norris, F.H., Murphy, A.D., Baker, C.K., & Perilla, J.L. (2004). Postdisaster PTSD over four waves of a panel study of Mexico's 1999 flood. *Journal of Traumatic Stress*, 17, 283–292.

Orui, M., Harada, S., Hayashi, M & Disaster Mental Health Team of the Sendai City Mental Health and Welfare Center. (2017). Practical report on long-term disaster mental health services following the Great East Japan Earthquake: psychological and social background of evacuees in Sendai city in the mid- to long-term post-disaster period. *Disaster Medicine and Public Health Preparedness*, 11(4), 439-450.

大類 真嗣, 原田 修一郎, 佐伯 涼香, 佐藤 喬二, 小堺 幸, 林 みづ穂. (2020). 東日本大震災後 8 年間の宮城県沿岸部の自殺死亡率の動向. *精神神経学雑誌*, 122 (8), 573-584.

Oyama, M., Nakamura, K. Suda, Y., & Someya, T. (2012). Social network disruption as a major factor associated with psychological distress 3 years after the 2004 Niigata–Chuetsu earthquake in Japan. *Environmental Health and Preventive Medicine*. 17(2), 118–123.

Paranjothy, S., Gallacher, J., Amlôt, R., Rubin, G.J., Page, L., Baxter, T., Wigth, J., Kirrage, D., McNaught, R., & Palmer, S.R. (2011). Psychosocial impact of the summer 2007 floods in England. *BMC Public Health* 11, 145.

Pietrzak, R.H., Tracy, M., Galea, S., Kilpatrick, D.G., Ruggiero, K.J., Hamblen, J.L., Southwick, S.M., & Norris, F.H. (2012). Resilience in the face of disaster: prevalence and longitudinal course of mental disorders following Hurricane Ike. *PLoS One* 7,

e38964.

- Sasaki, Y., Aida, J., Tsuji, T., Miyaguni, Y., Tani, Y., Koyama, S., Matsuyama, Y., Sato, Y., Tsuboya, T., Nagamine, Y., Kameda, Y., Saito, T., Kakimoto, K., Kondo, K., & Kawachi, I. (2018). Does type of residential housing matter for depressive symptoms in the aftermath of a disaster? Insights from the Great East Japan Earthquake and Tsunami. *American Journal of Epidemiology*, 187(3), 455-464.
- Sastry, N., & VanLandingham, M. (2009). One year later: Mental illness prevalence and disparities among New Orleans residents displaced by Hurricane Katrina. *American Journal of Public Health*. 99(Suppl 3), S725–S731.
- Schafer, J.L., & Graham, J.W. (2002). Missing data: our view of the state of the art. *Psychological Methods*, 7, 147-177.
- Suits, D.B. (1957). Use of dummy variables in regression equations. *Journal of the American Statistical Association*, 52(280), 548-551.
- Tang, B., Liu, X., Liu, Y., Xue, C., & Zhang, L. (2014). A meta-analysis of risk factors for depression in adults and children after natural disasters. *BMC Public Health*, 14, 623.
- Tanji, F., Tomata, Y., Sekiguchi, T., & Tsuji, I. (2018). Period of residence in prefabricated temporary housing and psychological distress after the Great East Japan Earthquake: a

- longitudinal study. *BMJ Open*, 8, e018211.
- VanderWeele, T.J. (2012). Invited commentary: structural equation models and epidemiologic analysis. *American Journal of Epidemiology*, 176(7), 608-612.
- Yabe, Y., Hagiwara, Y., Sekiguchi, T., Sugawara, Y., Tsuchiya, M., Koide, M., Itaya, N., Yoshida, S., Sogi, Y., Yano, T., Tsuji, I., & Itoi, E. (2018). Sleep disturbance is associated with new onset and continuation of lower back pain: a longitudinal study among survivors of the Great East Japan Earthquake. *Tohoku Journal of Experimental Medicine*, 246(1), 9-14.
- Ye, Y., Fan, F., Li, L., & Han, Q. (2014). Trajectory and predictors of depressive symptoms among adolescent survivors following the Wenchuan earthquake in China: a cohort study. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 49, 943–952.
- Zhang, Z., Ran, M.S., Li, Y.H., Ou, G.J., Gong, R.R., Li, R.H., Fan, M., Jiang, Z., & Fang, D.Z. (2012). Prevalence of post-traumatic stress disorder among adolescents after the Wenchuan earthquake in China. *Psychological Medicine*. 42, 1687–1693.

9. 謝辞

本論文を作成するにあたり、ご協力・ご支持をいただいたすべての方々に感謝いたします。東松島市の住民の方々、市役所職員や支援スタッフの方々に感謝申し上げます。本研究成果に多大なご支援・ご指導を頂いた宇佐美慧先生、安藤俊太郎先生、荒木剛先生、笠井清登先生に厚く御礼申し上げます。本論文に批判的検討を加えて下さった、清野知樹先生、森田正哉先生、藤川慎也先生に心より感謝申し上げます。

本論文の一部には、令和2年8月発行の原著論文“Living in temporary housing and later psychological distress after the Great East Japan Earthquake of 2011: A cross-lagged panel model” (DOI: 10.1016/j.ssmph.2020.100629)の内容が含まれており、同論文の著作権は Elsevier 社に帰属します。Elsevier 社は掲載された論文内容を博士論文に含めることを許可しており、同社のご配慮に感謝いたします。