# 東日本大震災における仮住まい方式が生活復興感に 与える影響についての検討

# --2014年名取市現況調査データを用いた傾向スコア分析から--

The Study of the Effect of Temporary Housing in Great East Japan Earthquake on Life Recovery Feelings: Propensity Score Analysis using 2014 Natori city Survey Data

川見 文紀<sup>1</sup>, 松川 杏寧<sup>2</sup>, 佐藤翔輔<sup>3</sup>, 立木茂雄<sup>4</sup>

Fuminori KAWAMI<sup>1</sup>, Anna MATSUKAWA<sup>2</sup> Shosuke SATO<sup>3</sup> Shigeo TATSUKI<sup>4</sup>

1 同志社大学 社会学部社会学科

Graduate school of Sociology, Doshisha University.

2人と防災未来センター

Disaster Reduction and Human Renovation Institution.

3東北大学災害科学国際研究所

IRIDeS, Tohoku University.

4同志社大学 社会学部

Department of Sociology, Doshisha University.

The purpose of this paper is to reexamine how the difference of temporary housing affects the life recovery of the Great East Japan Earthquake especially focused on people lives in Designated Temporary Housing (DTH). The sample consists of 1,071 people from 1,107 households. They are temporary dwellers in Natori City, Miyagi The collection rate of household's slip is 72.2%, and individual slip is 56.1%. As the result of propensity score analysis, there are no difference in life recovery feeling between resident of Prefav Temporary Housing(PTH) and residents of DTH

Key Words: Life Recovery Feeling, Propensity Score Analysis, Temporary Housing, Great East Japan Earthquake

# 1. はじめに

### (1) 研究背景

東日本大震災からの被災者の生活の再建を考える上で、大きなできごととして借り上げ仮設住宅(以下、「借り上げ仮設」とする)が制度的に導入されたことが挙げられる.東日本大震災以前の災害では、すまいを失った多くの被災者がプレハブ型仮設住宅(以下、「プレハブ仮設」とする)に入居するほかに選択肢が限られており、プレハブ仮設ができるまでは避難所にいることを余儀なくされていた.しかし東日本大震災では、重川ほか(2015)<sup>1)</sup>がまとめているように、借り上げ仮設が制度として導入されたことにより、借り上げ仮設の供給戸数は、プレハブ仮設の供給戸数を上回り、借り上げ仮設は、すまいを失った被災者の一つの選択肢として大きな役割を果たした.

この借り上げ仮設の利点として,重川ほか(2015)<sup>11</sup>はプレハブ仮設と比べて,新たに建設する必要がないため費用が安く,また被災後の早い段階で入居できることが挙げられている.また入居先を自ら選ぶことができることから,入居者の不満が少ないことも報告されている

借り上げ仮設には、以上のような利点がある一方で様々な負の側面も報告されている. 入居時期に起因する格差の問題や分散住居せざるを得ないことにより、孤立してしまうことなどが問題として指定されている.

こうした功罪を合わせ持ちながらも、菅野 $(2017)^2$ によれば熊本地震で被災した熊本市では、応急仮設住宅の供給は、2017年3月31日時点でプレハブ仮設527戸、借

り上げ仮設 8870 戸となっており,借り上げ仮設の利用が 急速に広まっている.以上のように借り上げ仮設住宅の 利用が急速に広まっている中で,借り上げ仮設への入居 が,被災者の生活再建にどのような影響を及ぼすかにつ いては,重要な研究課題となっている.

### (2) 先行研究

田中・重川(2013)<sup>3)</sup>は,生活再建支援員へのインタビュー調査から借り上げ仮設入居者には,3 つの類型が見られることを指摘した.第一のグループには,比較的早期に借り上げ仮設に入居した若い層.第二のグループはプレハブ仮設の申し込みをの時期を逃したことで,第一のグループが入居しなかったような,住環境の悪い借り上げ仮設に入居せざるを得なかったグループ.第三には,プレハブ仮設に入れいない事情を持つ世帯である.このように一口に借り上げ仮設といっても,その有り様は様々であり,借り上げ仮設居住者間での格差も指摘されている.

さらに田中・重川 (2013)  $^3$ はプレハブ仮設の入居者に比べて,借り上げ仮設入居者 (特に 40 代・50 代において)は,生活再建に関する情報を十分に入手できていないことも明かにしている.

以上の研究を踏まえ、松川ほか(2015)<sup>4)</sup>は、Tatsuki & Hayashi (2001)<sup>5)</sup>や立木ほか(2002)<sup>6)</sup>などの阪神・淡路大震災についての一連の復興調査から得られた生活再建7要素モデルを用いて、名取市における借り上げ仮設・プレハブ仮設入居者への量的調査を行った。

その結果として、1) 仮設入居者全体を見るとプレハブ 仮設入居者よりも、借り上げ仮設入居者の方が生活復興 感が高いこと、2) その一方で、単身高齢世帯、障がい者の いる世帯や健康に不安がある人がいている世帯などでは、借り上げ仮設にいるよりも、プレハブ仮設に入居している人の方が生活復興感が高くなっていたことを明かにしている. つまり多くの被災者にとっては、借り上げ仮設の方が個人の生活の再建に繋がる一方で、単身高齢者などの要配慮者には、支援が行き届きやすいプレハブ仮設の方が、生活の再建に寄与することを提示している.

以上のような、仮住まい方式の違いによる生活復興感の差異を明らかにしている一方で、松川ほか(2017)<sup>7)</sup>の研究では、被災者の仮住まい方式の選択に影響を及ぼす変数について検討を行っている。その結果から、年齢・性別・被害程度・被災時の住所・世帯人数・世帯類型・住まいの所有形態・地震保険への加入・近所づきあい・要配慮者の有無・職業などの変数が仮住まい方式の選択に影響を与えていることを示している.

この研究から示唆されることは、借り上げ仮設に入る傾向がある人と、そうでない人との間に属性の差があることを示している。人が行う選択によって、こうした比較したいグループ間で属性などの偏りがでてしまうことを「選択バイアス」と呼び $^{8}$ 、この選択バイアスの影響を取り除かなければ、グループ間のその効果の違いを適切に示すことができないこととされている $^{9}$ .

松川ほか(2015)<sup>4)</sup>で示されたの仮設住宅の違いが復興 感に与える効果については、選択バイアスによって引き 起こされたものである可能性あるため、仮住まい方式の 選択に影響を及ぼす共変量を統制した上で、借り上げ仮 設への入居がもつ効果の再検討が要される.

### (3)目的と意義

本研究の目的は、仮住まいの選択についての選択バイアスの影響を除外した上で、仮住まい方式の違いが生活再建に与える影響について再検討することである。そのために、選択バイアスの影響を取り除いた上での分析を可能にする傾向スコアを用いた分析を行う.

仮住まい方式の違いによる効果を適切に把握することにより,今後の応急仮設住宅の施策の方針を示す一助となる.

### 2. 方法

# (1) 分析に用いるデータ及び変数

分析に用いるデータは、2015年1月から3月4日にかけて名取市が主体となって行った質問紙調査の「平成27年名取市被災者現況調査(以下,「現況調査」とする)」から得られたデータである.調査対象者は名取市が把握していた応急仮設住宅(プレハブ仮設及び借り上げ仮設住宅)居住者全世帯,計1,533世帯,3,513名である.

調査票は世帯票と個人票に分かれており、それぞれ世帯全体の状況と、その世帯員それぞれの状況についてたずねている。プレハブ仮設入居者と借り上げ仮設入居者ごとの回収率等は表 1 に示す。このデータは松川モデルで使用されたデータと同一のデータであり、また分析に用いる変数についても基本的には松川(2014)<sup>4)</sup>と同様の変数を用いる。独立変数として、回答者の属性・生活再建7要素・復興過程感・仮住まいの状況等の変数を設定し、生活復興感を最終的な従属変数として扱う。

表1 現況調査の配布数・回収数・回収率

	プレハブ	借り上げ
配布数	702	831
回収数	500	607
回収率	71. 2%	73.0%
配布数	1, 293	2, 220
回収数	820	1, 151
回収率	63.4%	51.9%
	回収数 回収率配布数 回収数	配布数 702 回収数 500 回収率 71.2% 配布数 1,293 回収数 820

### (2) 分析方法

本研究での中心的な関心は,仮設入居の選択バイアスを取り除いた上で,仮住まい方式が生活復興感にどのような影響を与えるのかを明かにすることである.そこで本研究では,傾向スコアを用いて分析を行う.

傾向スコア分析は検証したい因果関係の背後に隠れている独立変数と従属変数の両方に影響を与えている変数(交絡因子)による選択バイアスを取り除いた上で、分析を行うための方法である。図 1 は交絡因子と独立変数・従属変数との関係を示した図である。本研究においては、割り当て変数(独立変数)は仮住まい方式であり、アウトカム変数(従属変数)は生活復興感となる.

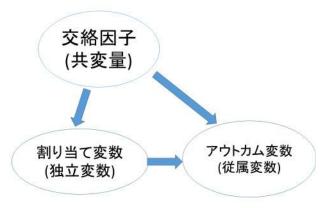


図1 交絡の概念図

具体的な分析手順としては、まず交絡因子となる属性などの共変量を独立変数、割り当て変数(借り上げ仮設入居ダミー)を従属変数としたロジスティック回帰分析を行い、その予測値を算出する。この予測値はその回答者が「借り上げ仮設に入る可能性の高さ」を示すものであり、この予測値が傾向スコアと呼ばれる。すなわち、傾向スコアとは、割り当て変数(独立変数)のどちらか群に割り当てられる可能性の高さを示している。

本研究の分析では、この傾向スコアを用いて、回答者ごとの「借り上げ仮設に入る可能性の高さ」が近い人同士で、実際にはプレハブ仮設に入居した人と借り上げ仮設に入居した人とを比べることで、交絡因子の影響を排除した上での効果を推定を行う。

# (3) 分析の流れ

傾向スコアを用いた分析は、マッチング法による分析や傾向スコアを共変量として分散分析モデルに投入する分析法などが提案されている<sup>10</sup>.

本研究では、この2つの方法を用いて分析を行う.まず、算出した傾向スコアをもとに、プレハブ入居者と借り上げ入居者のマッチングを行い平均処置効果(Average Treatment Effect,ATE)の推定を行う.これによって、選択バイアスの影響を排除し、仮住まい方式の違いが復興感に与える効果のみを取り出し検討を行う.しかしこの分析

で得られる結果は、仮住まい方式の選択に影響を及ぼす「回答者が震災前からもっている属性」については統制しているが、調査時点(2015年1月~3月)での変数の影響などは統制できていない。

そこで続く分析では、松川(2015)<sup>4)</sup>で示されたモデルに傾向スコアを共変量として投入し、交絡を統制した上での仮住まい方式が生活復興感に与える影響について分析を行う.

### 3. 結果

# (1) 傾向スコアの算出

傾向スコアの算出には借り上げ仮設に入居している人を1,プレハブ仮設に入居している人を0とした「借り上げダミー」を従属変数とし、松川ほか $(2017)^{7}$ が指摘した、仮住まい方式に影響を与える変数のうち、重回帰分析で交互作用として分析に用いる「要配慮者の有無」を除いた、年齢・性別・被災時の住所・世帯人数・世帯類型・地震保険への加入・近所づきあい・職業を独立変数としたロジスティック回帰分析を行った。その際、無回答についても、松川(2017)に則り無回答カテゴリとして分析を行った。表2はその結果である。なお、傾向スコアを算出するための分析であることから、係数はオッズ比ではなく、回帰係数を示している。

星野・岡田(2006)<sup>10</sup>によれば、傾向スコアの算出にあたって、0.8以上が望ましいとされる割り当ての正判別率を示す。統計量が0.816であり、傾向スコア分析の前提条件となる「強く無視できる割り当て」条件を十分に満たしていると言える。よってこのロジスティック回帰モデルの予測値をもって仮住まい方式を予測する傾向スコアとして以下分析を行う。

表 2 傾向スコア(借り上げ仮設入居)を予測する ロジスティック回帰分析

	独立変数	В		独立变数	В			
年齢	基準(19歳以下=0)		地震保険の加入					
	20歳~29歳	.486		加入	.521 ***			
	30歳~39歳	.945		無回答	154			
	40歳~49歳	.896						
	50歳~59歳	1.074 *	震災前の近所づ	き 基準(10人以上=				
	60~64歳	.736		いない	.701 ***			
	65~69歳	.927		1人~4人	.676 ***			
	70歳以上	.689		5人~9人	.969 ***			
	80歳以上	.569		無回答	.358			
性別	基準(男性=0)	基準(里性=0)			心の健康が心配な基準(いる=0)			
	女性	.065		いない	.017			
	無回答	.301		無回答	226			
被害程度	基準(全壊・流出=0)		仕事が心配な人	が基準(いる=0)				
II	大規模半壊	.908 ***	III 7-14 B ND 0-7 4	いない	.551 ***			
	半壊	1 895 ***		無回答	.461 **			
	福島・他市町村	3.367 ***						
			震災前の職業	基準(農林漁業=	:0)			
世帯人数	基準(1人=0)			自営業	.192			
	2人	.781 **		会社員(事務)	.533			
	3人	.925 **		会社員(労務)	.553 *			
	4人	1.48 ***		団体職員	.493			
	5人	2.139 ***		公務員	1.487 ***			
	6人	1.752 ***		パートタイム	.398			
	7人	2.542 ***		学生	1.295 ***			
	無回答	-1.299 **		退職者	.143			
				失業者	.184			
家族種別	基準(夫婦のみ(老老以外)=0)			その他	.510			
	夫婦のみ(老老世帯)	358		無回答	418			
	夫婦と子ども	.180						
	男親+子ども	-1.1 ***						
	女親+子ども	.157						
	3世代同居(直系家族系)	.236						
	親族との同居など	.549 *						
	単身世帯	.721 *		切片	-3.39 ***			
	c統計量	.816						
	N=1945 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.							

# (2) 傾向スコアによる平均処置効果の検討

前節で得られた傾向スコアを元に,実際の仮住まい方式ごとに傾向スコアの近い回答者同士をマッチングし,仮住まい方式が,生活復興感に与える効果を検討する.

傾向スコアマッチングを用いた平均処置効果を検討するまえに、マッチングによってどの程度、共変量の統制が行われているかを確認する必要があるとされている。()表3はマッチング前後での標準化効果量を示した表である。標準化効果量が0に近いほど、借り上げ入居者とプレハブ入居者とで共変量のバランスが取れていることを示している。

表 3 傾向スコアマッチング前後でのバランス

		標準化効果	量		
-	マッチング前 マ	アッチング後		マッチング前 マ	ッチング後
基準(19歳以下=0)					
20歳~29歳	0.141	-0.175	基準(非加入=0)		
30歳~39歳	0.202	-0.013	加入	0.275	0.120
40歳~49歳	0.158	0.115	無回答	-0.221	-0.236
50歳~59歳	0.124	0.021			
60~64歳	-0.100	-0.026			
65~69歳	-0.073	0.067	基準(10人以上=0	)	
70歳以上	-0.242	-0.010	いない	-0.009	-0.054
80歳以上	-0.232	0.005	1人~4人	0.002	0.069
			5人~9人	0.281	-0.056
基準(男性=0)			無回答	-0.199	-0.011
女性	0.047	-0.123			
無回答	0.022	-0.012			
			基準(いる=0)		
基準(全壊・流出=0)			いない	0.344	0.101
大規模半壊	0.091	0.027	無回答	-0.341	-0.141
半壊	0.224	-0.015			
福島·他市町村	0.809	0.007			
基準(1人=0)			基準(いる=0)		
2人	-0.274	0.022	いない	0.349	0.080
3人	0.085	-0.025	無回答	-0.295	-0.135
4人	0.357	-0.003			
5人	0.316	0.032			
6人	0.125	0.064	基準(農林漁業=0	)	
7人	0.115	0.058	自営業	-0.047	-0.064
無回答	-0.288	-0.072	会社員(事務)	0.107	-0.060
			会社員(労務)	0.201	0.059
基準(夫婦のみ(老老以外)=0	))		団体職員	0.056	0.016
夫婦のみ(老老世帯	-0.302	0.064	公務員	0.174	0.048
夫婦と子ども	0.355	0.135	パートタイム	0.019	0.011
男親+子ども	-0.144	0.059	学生	0.175	-0.193
女親+子ども	-0.058	-0.081	退職者	-0.252	0.011
3世代同居(直系家):	0.164	-0.167	失業者	-0.075	0.088
親族との同居など	0.103	0.025	その他	0.045	0.018
単身世帯	-0.190	-0.021	無回答	-0.213	-0.017

多くの項目のバランスの改善が見られ、一部マッチング後の効果量が 0.2 を超える項目が見られるものの、おおむねマッチングによって共変量のバランスが取れていると言える.よってこのマッチングによる平均処置効果の推定に移る.

表 4 はプレハブ仮設入居者に対する借り上げ仮設入居者の平均処置効果を示した表である.この結果が指名しているのは, p 値が.90 であり, 仮住まいに影響を与える共変量を統制すると仮住まい方式の違いによる生活復興感に対する効果は, 有意差がないことが示されている. しかし, この結果は, 仮設入居後の状態についての変数が統制されていない. そこで, 続く分析では, 松川(2015)のモデルに傾向スコアを共変量として投入した場合の仮住まい方式による生活復興感への影響について分析を行う.

表 4 傾向スコアマッチングを用いた平均処置効果(ATE)

復興感	ATE	Std. Err. z p値 信頼区		区間		
借り上げ	084	.673	130	.900	-1.404	1.235

### (3) 傾向スコアを統制した重回帰分析

松川(2015)のモデルに傾向スコアを共変量として投入し、選択バイアスを統制したモデルで、仮住まい方式の生活復興感への効果を検討する.分析において、分析方法として、松川(2015)のモデルで独立変数である変数のうち、被害程度・年齢・性別・震災前の近所づきあい・震災前の職業については、傾向スコアとして統制が行われているので、今回の分析から除外する.

表 5 は生活復興感を従属変数とした重回帰分析の結果である. モデル 1 では借り上げダミー, 生活再建 7 要素, 傾向スコアを独立変数としている. 結果として, 借り上げダミーには有意な効果が認められなかった.

モデル2では、モデル1に加えて、松川のモデルでも検討されていた、障がい者のいる世帯・単身高齢者世帯・身体の健康が心配な人がいる世帯と借り上げダミーとのそれぞれの交互作用項を投入したモデルである。それぞ

表5 生活復興感を従属変数とし、傾向スコアを統制した重回帰分析

概念	説明変数		モデル1		モデル2	
①すまい	仮住まい方式	/#-11 L 1.2° F2° ¬	004		750	
	すまいについて気がかりなこと	借り上げダミー	.384		756	
	9 & 0 1 C 20 C X(N-N-7)& C C	すまい1_公営住宅での生活が気がかり	469		476	
		すまい3_いつまで仮設にいられるか	-1.465	***	-1.493	***
	仮住まいとの交互作用	借り上げダミ―*障がいありダミ―			-3.474	
		信り上げダミ―*陣かいのりダミ― 借り上げダミ―*単身高齢世帯				(p=.105)
		借り上げダミー*身体の健康が心配な世帯員がいな	LN			(p=.104)
		借り上げダミー*身体の健康が心配な世帯員無回答			2.414	**
@at>#\$!!	悪災後のにずべきもいのし**					
②つながり	震災後の近所づきあいの人数	基準(10人以上=0)	0		0	
		いない	159		044	
		1人~4人	-1.447	**	-1.511	***
		5人~9人	708		664	
	震災後のサークル等の趣味付き合い	ì				
		基準(10人以上=0)	.000		.000	
		いない	980	*	-1.014	**
		1人~4人	.277		.271	
		5人~9人	.477		.253	
@ ± 1						
③ま <b>ち</b>	まちのようす	基準(まちのつきあいはかなりある=0)	.000		.000	
		基年(まらの フさめいはかなりめる-0) まちのつきあいほとんどない	-2.889	***	-2.881	***
		まちのつきあいあまりない	-3.089	***	-3.104	***
		まちのつきあい少しある	-1.264	**	-1.331	**
		******				
④こころとからだ	健康	基準(悪い=0) 普通	0 750	***	0	***
		自通	2.753 5.799	***	2.649 5.597	***
		KV.	0.733		0.007	
	ストレス	心身ストレス	-2.387	***	-2.376	***
⑤そなえ						
0.15	そなえ	そなえについて考えていない	.938	**	.918	**
⑥くらしむき	家計	ウラ の悪似・の影響 英	4.074		004	***
		家計の震災への影響度 家計の余裕度	-1.074 .587	***	984 0.569	***
	現在の職業	水前の赤竹皮	.567	***	0.569	***
	50 E 17 1807C	現在職業 退職者	-2.168	***	-2.351	***
		現在職業 失業者	-2.613	***	-2.577	***
		現在職業 自営業	523		552	
⑦行政とのかかわ	l)					
() 11 AC 07 10 10 17		自由主義対行政依存自由主義度	.169		.187	
		広報を読んでいない	.963	**	1.003	**
交互作用項の主効	h甲					
文五15円項の主が	J <del>*</del>	障がいありダミー			1.091	**
		単身高齢世帯			3.554	
	健康に心配がある人いる世帯	基準(身体の健康が心配な世帯員がいる=0)				
		身体の健康が心配な世帯員がいない			.018	
		身体の健康が心配な世帯員無回答			-1.108	
媒介変数		作用设和制	4.400	and t	4001	
傾向スコア		<b>復興過程感</b>	4.128	***	4.094	***
INCIPIO A J		傾向スコア	789		-1.025	
		切片	53.16	***	53.61	***
		N	1,579		1,579	
		調整済み $R^2$ 値	.492		.496	
		-				_

<sup>\*\*\*</sup> p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

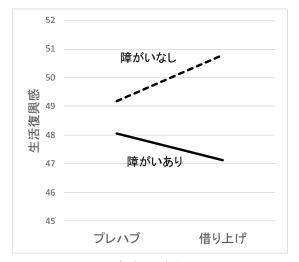


図2 障がいの有無と 仮住まいタイプ別生活復興感

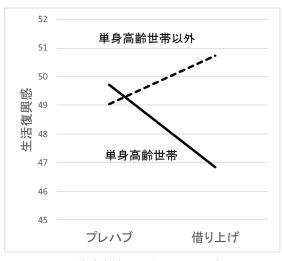


図3 単身高齢者とそれ以外の世帯での 仮住まいタイプ別生活復興感

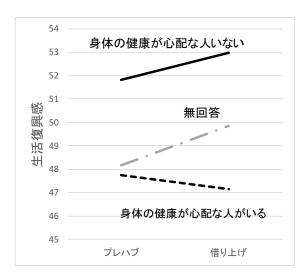


図 4 身体の健康が心配な家族員の有無と 仮住まいタイプ別生活復興感

れの交互作用が、10%水準で有意な傾向もしくは、それに近い p 値示していることがわかる。それぞれの交互作用について図  $2\sim4$  に示す。これらの図から、配慮や支援を必要とする人にとっては、プレハブ仮設に入居している方が、復興感が高くなっていることが確認された。

この 2 つのモデルから示されたことは、傾向スコアを統制することによって、借り上げダミーの主効果については、効果が消えること。しかし要配慮者層と借り上げダミーの交互作用については、交絡因子を統制しても、有意な傾向もしくは 10%水準に近い p 値が得られた。

### 4. 考察

分析結果から、2つの点が明らかとなった.1つめに、傾向スコアマッチングによる平均処置効果の検討及び重回帰分析のモデル1の結果から、仮設住宅入居者全体としてみると、仮住まい方式の違いによる、生活復興感への影響はないこと.

2つめに, 重回帰分析のモデル2から, 傾向スコアを統制し, 選択バイアスの影響を取り除いても, 配慮が必要な世帯では, 借り上げ仮設住宅に居住することは, 生活復興感に負の影響を与えていることである.

この結果が示しているのは、松川(2015)で示された「被災者全体としては、借り上げ仮設住宅に住んでいる人のほうが復興感が高い」という分析結果は、仮住まい方式についての選択バイアスの影響を受けていた考えられる点である。つまり借り上げ入居者の復興感が高くなるのは、借り上げ仮設に入る人の属性による交絡の結果であり、借り上げ仮設に入居していることによる効果ではなかった言える。

その一方で、配慮が必要な世帯ではプレハブ住宅に居住したほうが必要な支援を受けることができ、復興感が高くなるという分析結果については、本研究で行った傾向スコア分析の結果も支持している。つまり要配慮者がいる世帯にとっては、プレハブ仮設に入居する方が生活の再建に寄与するとの結果は、その他の交絡因子による影響を受けておらず、交互作用自体が生活復興感に影響を与えていたことが明かとなった。

# 5. 結論

本研究では,傾向スコア分析を用いて,仮住まい方式の 選択バイアスを取り除いた上での,借り上げ仮設が生活 復興感に与える影響について検討してきた.

その結果,仮設住宅の利用者全体としては,仮住まい方式(プレハブ仮設か借り上げ仮設か)の違いが,生活復興感に与える影響については,有意な効果がないことが確認された.つまり借り上げ仮設に入居した場合とプレハブ仮設に入居した場合とで,個人の生活の再建に差はでないということである.田中・重川(2014)が指摘する仮設入居の問題点を考慮にいれても,プレハブ仮設入居と借り上げ仮設入居で被災者の生活再建に差がでないのであれば,より安価で,早期入居が可能である借り上げ仮設の拡充が,合理的な選択となると言える.

その一方で,障がい者のいる世帯・単身高齢世帯・体の健康に不安のある人がいる世帯については,プレハブ仮設への入居することによって,復興感が高くなることが改めて確認された.このことから,支援を必要する世帯については,生活再建の情報が入手しやすく,支援にもつながりやすいプレハブ仮設に入居することが,生活の再建のに寄与すると考えられる.

実際に熊本地震の際には,熊本市は要配慮者を優先的に仮住まい先にマッチングを行うなどの動きもみられており,配慮が必要な人にはその人がどのような支援・配慮を必要としているのかに合わせて,仮住まい先を決定していくことが重要であると言える.

### 謝辞

本研究は文部科学省科学研究費助成事業(基盤研究 (A)) 「インクルーシブ防災学の構築と体系的実装」(研究代表者:立木茂雄)の研究成果である.

## 参考文献

- 1) 重川希志依・田中聡・河本尋子・佐藤翔輔,2013,「借 上げ仮設住宅施策の住宅再建に関する考察-恒久住宅へ の円滑な移行を目的とした住環境の分析-」『住総研研 究論文集』41:145-156.
- 2) 菅野拓,2017,「みなし仮設を主体とした仮設住宅供与および災害ケースマネジメントの意義と今後の論点一東日本大震災の研究成果を応用した熊本市におけるアクションリサーチを中心に一」第3回防災学術連携シンポジウム「熊本地震・1周年報告会」:1-10
- 3) 田中聡・重川希志依,2015,「生活再建支援員への調査 から明らかになった借り上げ仮設住宅居住者の生活再建 に関する課題」『地域安全学会梗概集』36,55-56.
- 4) 松川杏寧・佐藤 翔輔・立木 茂雄, 2015, 「東日本大震 災における仮住まいのあり方が個人の生活再建に与える 影響について-名取市現況調査のデータをもとに-」 『地域安全学会梗概集』37:83-86.
- 5) Tatsuki, S. and Hayashi, H., 2002, Seven Critical Element Model of Life Recovery: General Linear Model Analysis of the 2001 Kobe Panel Survey Data Get Acrobat Reader, Proceedings of 2nd Workshop for Comparative Study on Urban Earthquake Disaster Management, 23-28.
- 6) 立木茂雄・林春男・矢守克也・野田隆・田村圭子・木村 玲欧,2004,「阪神・淡路大震災被災者の長期的な生活 再建過程モデル化とその検証:2003 年兵庫県復興調査デ ータへの構造方程式モデリング(SEM)の適用」『地域安 全学会論文集』6,251-260.

- 7) 松川杏寧・佐藤 翔輔・立木 茂雄, 2017, 「仮設住宅供給方式の選択がすまいの再建に与える影響に関する研究 一名取市現況調査 2 年分のデータをもとに一」『地域安全学会論文集』30:11p(電子ジャーナル(PDF only)).
- 8) 中室牧子・津川友介,2017『「原因と結果」の経済学』 ダイヤモンド社.
- 9) 田中隆一,2015,『計量経済学の第一歩一実証分析のススメ』有斐閣.
- 10) 「傾向スコアを用いた共変量調整による因果効果の推定 と臨床医学・疫学・薬学・公衆衛生分野での応用につい て」『保健医療科学』55(3): 230-243