

大学院生プロジェクト型研究・研究成果報告書

研究代表者：福嶋 俊介（臨床心理学コース）

■ 研究題目
生活保護ケースワーカーにおけるストレス緩和要因としてのソーシャルサポートに関する研究
■ 研究代表者・分担者（氏名、コース）
福嶋 俊介（臨床心理学コース・博士課程前期1年）（代表者） 井川 麻（臨床心理学コース・博士課程前期1年） 春日川 萌子（臨床心理学コース・博士課程前期1年）
■ 研究成果概要（目的、実施内容、結果、今後の課題など）
問題 生活保護制度とは、「資産や能力等すべてを活用してもなお生活に困窮する方に対し、困窮の程度に応じて必要な保護を行い、健康で文化的な最低限度の生活を保障し、その自立を助長する制度」とされている。それは日本国憲法第25条に記される生存権の考えに基づくものである。厚生労働省(2025)の被保護者調査によると、2025年6月までの被保護実人員数は約200万人、被保護実世帯数は約165万世帯とされる。被保護実人員数は平成27年3月をピークに減少に転じているものの、世帯別内訳を参照するとその55.2%が高齢者世帯、25.1%が障害者・傷病者世帯であり、その対応には高度な専門性が期待されている(高城, 2022)。 このような生活保護受給者を援助するのが、福祉事務所に所属している生活保護現業員(生活保護ケースワーカー：以下生保CWと略記)である。生保CWは、生活保護受給者への相談・助言・援助・支援、各種機関との連携や調整といった業務を通じ、生活保護受給者の精神的・経済的・社会的自立を目指して支援を行っていくことが求められている。しかしながら、生保CWの充足率の低下(中平他, 2012)や、それに伴う業務の増加(茨木, 1995)、業務意識の違い(小澤, 2017)、生保CWの専門性の低さ(高城, 2022)などの要因から、生保CWの心身の健康への影響が懸念されている。 生保CWにおける精神的健康 対人援助職である生保CWの業務は、利用者の抱える複雑な問題に対応する必要がある

り、感情的に困難な状況に直面することも少なくない(一般社団法人日本総合研究所, 2019)。人の死や利用者からの理不尽で厳しい言動など、これまで経験したことのない事態に遭遇することも多く、このような業務の特性から、生保 CW は職業性ストレスを抱えやすいと言える。例えば赤間他(2014)は、多くの生保 CW が精神的に不健康であることを量的研究で示している。他にも、長谷部・中村(2017)は、新任の生保 CW に着目し、その精神的健康を調査した結果、半分以上の新任生保 CW のメンタルヘルスが不調であったことを示している。白取(2022)は、生保 CW は他職種と比較して職場のサポートが充実していると数値及びインタビューにより示唆しているが、裏を返すと多くのサポートが必要になるほど業務に困難感が伴っているとも考えられる。以上より、多くの生保 CW がストレスに曝されていることが示唆される。

生保 CW におけるストレスの三層構造

生保 CW には、生保 CW 特有のストレス要因が存在することも示唆されている。生保 CW におけるストレス研究を概観し、生保 CW のストレス要因測定尺度を作成した二本松・若島(2022)は、生保 CW のストレス要因が三層構造、すなわち、社会・制度要因、業務環境要因、個人要因で構成されていることを明らかにした。そして、社会、制度、業務環境の要因を背景として、やりがいの低下や知識不足といった個人要因が直接的に精神的健康を損なわせていると示唆している。それを踏まえ、二本松(2023)は、生保 CW の気分転換や視点の変換が精神的健康に寄与することを示した。しかしながら二本松(2023)は、ストレス要因が多層的であることから個人レベルの対処には限界があること、個人だけではなく、その周囲の職員とのストレス対処を促すことが必要であると考察している。実際に赤間他(2014)では、上司や同僚のサポートがメンタルヘルス不調予防のために重要であると考察されており、加えて白取(2022)では、同僚によるサポートが離職意思の減少に寄与することが示されている。したがって、ストレスを感じている個人に留まらず、周囲の人を巻き込んだストレス対処が生保 CW の精神的健康にとって重要であることが示唆される。このような、周囲の様々な人からの支援を表す概念としてソーシャルサポートが挙げられる。

生保 CW におけるソーシャルサポート

ソーシャルサポートとは、ある個人を取り巻く様々な人々からの有形・無形の援助とされる(嶋, 1992)。これまでにソーシャルサポートには、曝されているストレスの強弱にかかわらず、ソーシャルサポートを受けることが心身の健康に直接好ましい影響を及ぼす直接仮説と、ソーシャルサポートが緩衝材の役目を果たして高いストレスが及ぼす悪影響を緩和するストレス緩衝仮説の二つが提唱されている(Cohen & Wills, 1985)。生保 CW の文脈においては、二つの仮説のうち、ストレス緩衝仮説を採用することが望ま

しいと考えられる。それは、二本松・若島(2022)によるストレスの三層構造を考慮すると、生保 CW は働くことに伴い必然的に高いストレスを受けていることになるからである。それ故に、生保 CW においてソーシャルサポートはストレス要因とストレス反応との間の緩衝効果をもたらすことが予測される。加えて、ソーシャルサポートは職場内外でサポート源が分類される。職場におけるサポート源として、上司や同僚との会話や相談等を設定した尺度開発が行われている(小牧, 1994)。職場外におけるサポート源としては、配偶者、家族、友人等が想定されている。例えば赤間他(2014)は、生保 CW における職場内外のソーシャルサポートについて検討を行い、メンタルヘルスが良好である者はそうでない者と比較して職場内外におけるソーシャルサポートを受けていたことを示している。また、小村(2009)は、感情管理が求められる生保 CW という職業的特性を踏まえた事例検討を通して、生保 CW 個々人のメンタルヘルスに対する職場でのサポート体制の整備の必要性を指摘している。こうした指摘がある中で、厚生労働省(2025)は生活保護業務に係る職員の健康管理について、一人で抱え込まないことや、職員同士がサポートできる体制を構築することを挙げている。以上の議論により、職場内外におけるソーシャルサポートが生保 CW の精神的健康に対して重要な役割を果たすことが見て取れる。そこで本研究では、ソーシャルサポートのストレス緩和効果を明らかにすることで生保 CW の職場環境に対する提言を行うことを目指す。生保 CW に対するソーシャルサポートを検証することは、生保 CW の心理的負担減弱のための介入提案、ひいては生活保護受給者の自立への一助となることが期待される。

目的

本研究では生保 CW におけるソーシャルサポートに着目し、生保 CW のストレス緩和につながる要因について探索的に明らかにする。仮説は以下の通りに想定された。

仮説 1：生保 CW のストレス要因がストレス反応と正の関連を示す。

仮説 2：各ソーシャルサポートがストレス反応と負の関連を示す。

仮説 3：各ソーシャルサポートがストレス要因とストレス反応との関連を調整する。

方法

調査時期 2025年8月から10月

調査対象者 A 県すべての市町村における区役所・市役所の生活保護課に対して質問紙を送付し、そこで働く生保 CW 150 名の回答を得た。

使用尺度

生保 CW のストレス要因 二本松・若島(2022)が作成した生活保護ケースワーカーのストレス要因測定尺度(Public Assistance Caseworkers Stress Inventory: PAC-SI)を使用

した。「利用者との関わりに伴う業務の困難さ」を測る6項目、「忌避される職場／押し付けられやすい業務立場」を測る7項目、「やりがいの低さ」を測る3項目、「自立への見通しの立たなさ」を測る4項目、「知識不足」を測る2項目で構成されていた。なお、二本松(2024)、二本松(2025)に倣い、「忌避される職場／押し付けられやすい業務立場」の因子名を二つの表現を用いずに、「社会的孤立状況における業務遂行」と訂正し、まとめて訂正した。22項目4件法(1.まったく感じない-4.非常に感じる)で回答を求めた。

職場外ソーシャルサポート 岩佐他(2007)が作成した日本語版ソーシャルサポート尺度を使用した。「家族のサポート」を測る4項目、「大切な人のサポート」を測る4項目、「友人のサポート」を測る4項目で構成されていた。12項目7件法(1.全くそう思わない-7.非常にそう思う)で回答を求めた。

職場内ソーシャルサポート 小牧(1994)が作成したソーシャルサポート尺度を使用した。「情緒的サポート」を測る8項目と、「道具的サポート」を測る6項目で構成されていた。14項目5件法(1.そう思わない-5.そう思う)で回答を求めた。職場内ソーシャルサポートでは、その対象を同僚、上司とした。そのため、質問の前に、「以下の質問について、職場の上司を想定してお答えください。」、「以下の質問について、職場の同僚を想定してお答えください。」と教示した。

ストレス反応 鷲見(2006)が作成した知覚されたストレス尺度(PSS-14)日本語版を使用した。鷲見(2006)では、PSS-14のポジティブな項目とネガティブな項目の二因子構造を確認しているものの、この二因子は反応歪曲を避ける目的で設けられた故に支持された構造であり、いずれの因子も同じ概念に基づいて作成されている(Cohen et al., 1983)。したがって、本研究においては鷲見(2006)と同様に、PSS-14の二因子を別尺度とせず、ポジティブな項目を逆転項目とし、すべての項目得点の合計値をPSS-14得点とした。過去一ヶ月間に経験した状態の頻度について、14項目5件法(0.まったくなかった-4.いつもあった)で回答を求めた。

フェイスシート 年齢、性別、公務員歴、生活保護現業員歴、同居家族の有無、所属自治体、職位、現在の配属の希望、福祉系保有資格、現在の担当ケースの有無、担当ケース数について回答を求めた。

倫理的配慮 研究の目的・方法について文書で説明し、協力の同意を得た。対象者には、質問紙への回答は強制ではないこと、回答しないことや回答の中断によって不利益は生じないこと、いつでも回答を中断できること、収集されたデータには統計的な処理を実施し、個人が特定されることはないことを説明した。なお、本研究は東北大学大学院教育学研究科研究倫理審査委員会の承認を受けて行われた(承認ID:25-1-042)。

結果

調査協力者の概要

本研究における調査協力者の属性について Table1 に示す。特徴として、本研究の調査協力者の 76.6%が 20-30 代であり、かつ、現業員歴についても 70.6%が 0-3 年であった。また、採用について、福祉職採用が 25.3%、事務職採用が 72.7%であった。そして、配属希望について、希望していない配属が 74.0%であった。保有資格について、社会福祉士が 21.3%であり、その他には介護福祉士、保育士、作業療法士、精神保健福祉士、児童心理司が含まれていた。担当ケース数は 78.6%が 70 ケース以上を担当しており、そのうち 21.3%が 100 ケース以上を担当していた。

Table1 調査協力者の属性

変数	N=150	%	変数	N=150	%
性別			職位		
男性	78	52.0	社会福祉主事(主事)	83	55.3
女性	72	48.0	主任主事(主任)	24	16.0
年齢			主査	8	5.3
20代	65	43.3	その他	11	7.3
30代	50	33.3	記載なし	24	16.0
40代	13	8.7	採用		
50代	10	6.7	事務職	109	72.7
60代	8	5.3	福祉職	38	25.3
記載なし	4	2.7	記載なし	3	2.0
同居家族の有無			配属希望		
有	95	63.3	希望した配属	37	24.7
無	54	36.0	希望していない配属	111	74.0
記載なし	1	0.7	記載なし	2	1.3
公務員歴			保有資格		
0-4年	76	50.7	社会福祉士	32	21.3
5-9年	24	16.0	社会福祉主事(任用資格)	21	14.0
10-14年	27	18.0	記載なし(なし)	93	62.0
15年以上	21	14.0	その他	20	13.3
記載なし	2	1.3	担当ケース数		
現業員歴			69以下	30	20.0
0-1年	47	31.3	70-99	86	57.3
2-3年	59	39.3	100以上	32	21.3
4-5年	14	9.3	記載なし	2	1.3
6年以上	27	18.0			
記載なし	3	2.0			

注) 保有資格について複数回答のためサンプル数と一致しない。
ただし割合はサンプル数で算出した。

記述統計量, 性差, 相関係数, 年代差と CW 歴差

各下位尺度の記述統計量および α 係数, ω 係数を算出した(Table2)。その結果, 全ての下位尺度において十分な内的一貫性が示された。加えて, 各下位尺度間における性差を検討するため, 対応のない t 検定を行った。その結果, 職場外ソーシャルサポートとストレス反応において女性の方が男性よりも高い得点を示していた。次に, 各変数間で相関分析を行った(Table3)。その結果, 家族のサポート, 職場内ソーシャルサポートはストレス反応と有意な相関が確認されず, その他の変数はストレス反応と有意な相関が確認された。次に, 年齢, CW 歴によってストレス要因, ストレス反応に差があるかを確認するため, 年齢, CW 歴を独立変数, ストレス要因, ストレス反応を従属変数とした一元配置分散分析を行った(Table4)。分析においては, 年齢が未回答であった4名, CW 歴が未回答であった3名を除外した。重複があったため, 分析対象者は145名であった(男性77名, 女性68名, $M=33.75$, $SD=11.08$)。年齢については, 20代, 30代, 40代, 50代以降の4群, CW 歴については, 0-1年, 2-3年, 4-5年, 6年以上の4群に分類した。その結果, 50代以降の群と比較して, 20代, 30代の群のストレス要因が, CW 歴6年以上の群と比較して2~3年の群のストレス要因が概ねの下位尺度で有意に高い得点を示した。一方で, ストレス反応については有意傾向に留まり, 得点に有意差は確認されなかった。

Table2 各下位尺度の基礎統計量, α 係数および t 検定の結果

	$\alpha(\omega)$	range	全体 (N=150)		男性 (N=78)		女性 (N=72)		t (df=148)	p	95%CI		Cohen's d
			Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD			下限値	上限値	
生活保護ケースワーカーのストレス要因													
利用者との関わりに伴う業務の困難さ	.75(.77)	1-4	2.77	0.50	2.80	0.54	2.74	0.45	0.74	.463	-0.10	0.22	0.12
社会的孤立状況における業務遂行	.74(.75)	1-4	2.69	0.53	2.63	0.48	2.75	0.58	-1.32	.187	-0.28	0.06	-0.22
自立への見通しの立たなさ	.72(.73)	1-4	3.09	0.54	3.06	0.54	3.12	0.54	-0.69	.494	-0.24	0.11	-0.11
知識不足	.88(.88)	1-4	3.12	0.75	3.03	0.81	3.22	0.68	-1.61	.109	-0.44	0.04	-0.26
職場外ソーシャルサポート													
大切な人のサポート	.87(.88)	1-7	5.24	1.23	4.97	1.35	5.52	1.02	-2.76	.006	-0.93	-0.15	-0.45
家族のサポート	.94(.93)	1-7	5.18	1.39	4.80	1.44	5.60	1.21	-3.68	<.001	-1.23	-0.37	-0.60
友人のサポート	.94(.94)	1-7	5.02	1.45	4.80	1.52	5.25	1.35	-1.92	.057	-0.92	0.01	-0.31
職場内ソーシャルサポート													
上司の情緒的サポート	.94(.94)	1-5	3.72	0.85	3.70	0.88	3.74	0.82	-0.28	.778	-0.31	0.23	-0.05
上司の道具的サポート	.92(.92)	1-5	3.73	0.89	3.70	0.84	3.77	0.94	-0.45	.652	-0.35	0.22	-0.07
同僚の情緒的サポート	.93(.93)	1-5	3.93	0.74	3.84	0.80	4.03	0.66	-1.58	.117	-0.43	0.05	-0.26
同僚の道具的サポート	.94(.94)	1-5	4.02	0.82	3.94	0.87	4.10	0.76	-1.24	.217	-0.43	0.09	-0.20
知覚されたストレス													
ストレス反応	.91(.91)	0-4	2.45	0.72	2.34	0.79	2.57	0.62	-1.97	.050	-0.46	0.00	-0.32

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

Table3 相関分析の結果

変数	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
生活保護ケースワーカーのストレス要因												
1 利用者との関わりに伴う業務の困難さ	-											
2 社会的孤立状況における業務遂行	.46***	-										
3 やりがいの低さ	.40***	.36***	-									
4 自立への見通しの立たなさ	.55***	.52***	.51***	-								
5 知識不足	.33***	.45***	.42***	.55***	-							
職場外ソーシャルサポート												
6 大切な人のサポート	-.19*	-.13	-.10	-.07	-.01	-						
7 家族のサポート	-.18*	-.03	-.05	.00	.16	.62***	-					
8 友人のサポート	-.20*	-.15	-.02	-.03	.00	.77***	.54***	-				
職場内ソーシャルサポート												
9 上司の情緒的サポート	-.12	-.13	-.20*	-.05	-.07	.44***	.15	.40***	-			
10 上司の道具的サポート	-.17*	-.18*	-.14	-.07	.07	.41***	.16	.37***	.80***	-		
11 同僚の情緒的サポート	-.16	-.11	-.10	-.03	.00	.57***	.33***	.53***	.73***	.58***	-	
12 同僚の道具的サポート	-.19*	-.13	-.10	-.06	.02	.46***	.24***	.45***	.60***	.60***	.75***	-
知覚されたストレス												
13 ストレス反応	.45***	.40***	.40***	.52***	.58***	-.21**	.00	-.22**	-.12	-.04	-.13	-.05

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

Table4 年代, CW歴別によるストレス要因, ストレス反応の平均値の差

年代	1. 20代	2. 30代	3. 40代	4. 50代以上	F	η^2	多重比較
n	66	49	12	18	(df)		
ストレス要因							
利用者との関わりに伴う業務の困難さ	2.80 (0.48)	2.85 (0.54)	2.75 (0.32)	2.43 (0.42)	3.49** (3, 141)	0.07	1, 2>4
社会的孤立状況における業務遂行	2.64 (0.43)	2.82 (0.53)	2.49 (0.63)	2.54 (0.51)	2.39† (3, 141)	0.05	-
やりがいの低さ	3.03 (0.74)	2.98 (0.74)	2.69 (0.80)	2.31 (0.84)	4.65** (3, 141)	0.09	1, 2>4
自立への見通しの立たなさ	3.19 (0.47)	3.18 (0.52)	2.75 (0.50)	2.69 (0.56)	7.02** (3, 141)	0.13	1>3, 4 2>4
知識不足	3.23 (0.65)	3.26 (0.71)	2.75 (1.03)	2.61 (0.80)	5.04** (3, 141)	0.10	1, 2>4
知覚されたストレス							
ストレス反応	2.46 (0.65)	2.58 (0.74)	2.20 (0.74)	2.13 (0.84)	2.29† (3, 141)	0.05	-
CW歴							
CW歴	1. 0-1年	2. 2-3年	3. 4-5年	4. 6年以上	F	η^2	多重比較
n	47	59	13	26	(df)		
ストレス要因							
利用者との関わりに伴う業務の困難さ	2.70 (0.46)	2.91 (0.49)	2.88 (0.51)	2.49 (0.46)	5.11** (3, 141)	0.10	2>4
社会的孤立状況における業務遂行	2.56 (0.51)	2.74 (0.45)	2.93 (0.56)	2.60 (0.57)	2.39† (3, 141)	0.05	-
やりがいの低さ	2.89 (0.72)	3.13 (0.69)	2.59 (1.04)	2.51 (0.81)	4.81** (3, 141)	0.09	2>4
自立への見通しの立たなさ	3.09 (0.53)	3.23 (0.46)	3.00 (0.56)	2.83 (0.60)	3.80* (3, 141)	0.08	2>4
知識不足	3.48 (0.55)	3.19 (0.68)	2.73 (0.90)	2.50 (0.73)	13.51** (3, 141)	0.22	1>3, 4 2>4
知覚されたストレス							
ストレス反応	2.59 (0.63)	2.48 (0.68)	2.26 (1.02)	3.15 (0.73)	2.44† (3, 141)	0.05	-

** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$

注) 多重比較にはBonferroni法を用いた。また, 上段は平均値, 下段は標準偏差を示す。

ストレス反応と関連する要因

相関分析で得られた結果を参考に、ストレス反応と有意な関連が確認された変数のみを抽出し、ソーシャルサポートの調整効果を確認するため、従属変数をストレス反応とし、step1において年齢、性別、同居の有無、CW歴を、step2において生保CWのストレス要因の5下位尺度と大切な人のサポートと友人のサポートを、step3でそれらの交互作用項を独立変数と投入する階層的重回帰分析(強制投入法)を行った(Table5)。なお、独立変数はすべて中心化を行った。step1のモデルは有意であり($R^2=.071$, $F(3, 141)=3.608$, $p=.015$), CW歴が有意な負の標準偏回帰係数を示した($\beta=-.21$, $p=.030$)。次にstep2について、モデルは有意であり($R^2=.509$, $F(10, 144)=13.878$, $p<.001$), R^2 の有意な上昇が確認された($\Delta R^2=.437$, $\Delta F(7, 134)=17.048$, $p<.001$)。また、「利用者との関わりに伴う業務の困難さ」($\beta=.18$, $p=.024$), 「知識不足」($\beta=.42$, $p<.001$)が有意な正の標準偏回帰係数を示した。次にstep3について、交互作用項を投入した結果、モデルは有意であったものの($R^2=.509$, $F(20, 124)=7.828$, $p<.001$), R^2 の有意な上昇は確認されなかった($\Delta R^2=.049$, $\Delta F(10, 124)=1.382$, $p=.196$)。なお、「知識不足」と「大切な人のサポート」の交互作用項($\beta=.28$, $p=.021$), 「自立への見通しの立たなさ」と「友人のサポート」の交互作用項($\beta=.30$, $p=.045$)に有意な正の標準偏回帰係数が、「自立への見通しの立たなさ」と「大切な人のサポート」の交互作用項($\beta=-.32$, $p=.024$), 「知識不足」と「友人のサポート」の交互作用項($\beta=-.28$, $p=.049$)に有意な負の標準偏回帰係数が確認された。なお、決定係数の増分の検定が有意ではなかったため、各交互作用項の単純傾斜分析は行わないこととした。

Table5 階層的重回帰分析の結果

変数	ストレス反応			VIF
	step1	step2	step3	
	β	β	β	
年齢	-.04	-.02	.00	1.885
性別	.15	.14*	.15*	1.212
CW歴	-.21*	.01	.05	2.051
利用者との関わりに伴う業務の困難さ		.18*	.18*	1.725
社会的孤立状況における業務遂行 やりがいの低さ		-.01	-.03	1.937
自立への見通しの立たなさ		.09	.11	1.724
知識不足		.15†	.15†	2.372
大切な人のサポート		.42**	.41**	2.699
友人のサポート		-.07	-.06	2.791
利用者との関わりに伴う業務の困難さ×大切な人のサポート			-.12	3.060
利用者との関わりに伴う業務の困難さ×大切な人のサポート			.06	5.117
社会的孤立状況における業務遂行×大切な人のサポート			.07	3.149
やりがいの低さ×大切な人のサポート			-.09	3.952
自立への見通しの立たなさ×大切な人のサポート			-.32*	5.431
知識不足×大切な人のサポート			.28*	4.156
利用者との関わりに伴う業務の困難さ×友人のサポート			.01	5.347
社会的孤立状況における業務遂行×友人のサポート			-.09	3.607
やりがいの低さ×友人のサポート			.04	3.581
自立への見通しの立たなさ×友人のサポート			.30*	5.980
知識不足×友人のサポート			-.28*	5.514
R^2	.071	.509	.558	
ΔR^2	.071*	.437**	.049	

** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$

考察

本研究では、生保 CW におけるストレス要因とストレス反応との関係をソーシャルサポートが調整するか検討を行った。

ソーシャルサポートのストレス緩和効果

階層的重回帰分析の結果、生保 CW のストレス要因の中でも「利用者との関わりに伴う業務の困難さ」と「知識不足」がストレス反応に対して有意な正の標準偏回帰係数を示した。したがって、仮説 1 は支持された。次に仮説 2, 3 について、階層的重回帰分析の結果、各ソーシャルサポートはストレス反応と有意な関連が確認されなかった。また、各生保 CW のストレス要因と各ソーシャルサポートの交互作用項を投入した step3 においては決定係数の増分が有意ではなく、ソーシャルサポートの調整効果も支持されなかった。したがって、仮説 2, 3 は支持されなかった。

仮説 2, 3 について、職場内のソーシャルサポートはいずれの変数もストレス反応と関連を示していなかった。したがって、職場内ソーシャルサポートが生保 CW のストレス反応を減少させないことが示唆された。生保 CW はストレスを感じやすい職場で勤務していることは多くの研究で示されており(二本松・若島, 2022; 白取, 2022), そのような環境での勤務がストレス反応を高め(岩永, 2003), 業務効率も低下させる(二本松, 2025)。ソーシャルサポートは大学生(嶋, 1992)や事務職, 営業職, 販売職, コンピュータ関連の専門職(小牧, 1994), 心臓疾患や糖尿病などの慢性疾患患者(金他, 1998), 看護師(福田・井田, 2005)などに対して有効であることが示唆されているが、生保 CW においてはうまく機能しない現状が示唆された。一方で、本研究の結果から、生保 CW にとってソーシャルサポートは無意味であると結論づけることは早計である。ソーシャルサポートとストレス反応に関連が見られなかった理由として、ソーシャルサポートの発生源ではなく、その機能の観点が重要であることが考えられる。そこで、Cohen & McKay(1984)や Cutrona & Russell(1990)が指摘するソーシャルサポートの適合仮説(Matching Hypothesis), Higgins(2012)による自己制御効果性理論を軸にソーシャルサポートの有用性を考察する。本研究ではソーシャルサポートを職場内と職場外に分類し、その機能については考慮していなかった。一方で適合仮説では、サポートの種類とストレスの性質の間に適合(fit)が必要であると仮定している。House(1981)はソーシャルサポートの機能を情緒的サポート(Emotional Support), 道具的サポート(Instrumental Support), 情動的サポート(Informational Support), 評価的サポート(Appraisal Support)の四つに分類している。そして、これら特定の種類のサポートに合致したニーズを抱えている被支援者に利益をもたらすことが指摘されている(Rini & Dunkel-Schetter, 2010)。加えて、生保 CW という状況を考慮すると、ソーシャルサポートの被支援者は生活保護受給者の自立という動機や目標をもって問題解決に臨む自己制御を行う主体であり、被支援者が自ら問題解決に取り組む上で生じるニーズに対応することがサポートの効果を高めるとする自己制御の視点が必要となる(竹橋, 2024)。つまり、生保 CW が、提供されたサポートが自己制御ニーズをどれほど満たしてくれるかというサポートへの評価という視点により、サポートの効果を正確に測定できると言える。先に述べた通り、本研究ではソーシャルサポートの種類には着目せず、その形態にのみ着目した。そのため、職場内サポートの調整効果が確認されなかった可能性がある。今後の研究においては、より詳細にソーシャルサポートを検討する必要があるだろう。

また、職場外におけるソーシャルサポートのうち、「大切な人のサポート」と「友人のサポート」は相関分析においてストレス反応と有意な負の相関が確認されたものの、階層的重回帰分析においてはストレス反応と有意な関連が示されなかった。重回帰分析では他の説明変数の影響を取り除いた上で当該変数の従属変数に対する固有の

寄与を確認する。したがって、本研究では投入された生保 CW のストレス要因がストレス反応に対して強い正の寄与をもっており、相対的に職場外のソーシャルサポートの寄与が希薄化したと考えられる。つまり、生保 CW のストレス反応は周囲のサポートの有無よりも業務そのものの困難さによって規定される部分が大いことが示唆される。また、職場外のソーシャルサポートはプライベートな安らぎや情緒的サポートの側面が強いものであるが、「社会的孤立状況における業務遂行」や「利用者との関わりに伴う業務の困難さ」といった生保 CW が直面している職務特有のストレス要因を直接的に解決・低減させる機能(道具的、情動的サポート機能)は持ち合わせていないだろう。そのため、ストレス要因の寄与を考慮した多変量解析においてはストレス反応に対する固有の寄与が確認されなかったと推察される。

加えて、本研究では CW 歴によりストレス要因の高さが異なることも示された。具体的には、CW 歴 2~3 年の群が 6 年以上の群と比較して有意に高いストレス要因を抱えていた。一般に、就任直後の 0~1 年目は業務習得の時期として周囲の支援が受けやすいことが考えられる。一方で、2~3 年目は一定の業務遂行能力を期待され、担当ケースの難易度や業務量が増加するだろう。しかし、福祉事務所の人事異動サイクルは短期的であり、専門性が十分に蓄積される前に責任だけが重くなる実態が考えられる。この推察は、重回帰分析において「知識不足」がストレス反応に対して最も高い正の寄与を示していた結果とも整合する。すなわち、生活保護業務は法的根拠に基づく厳格な対応が求められるため、知識不足はそのまま誤った行政的対応への不安に直結する。この関連は、生保 CW のケース担当数の多さにも起因するだろう。社会福祉法で定められた標準の配置人数は市部において 80 世帯に 1 名であるが、本研究の対象者は半数以上がその基準を超えており、21.3%の生保 CW は 100 ケース以上抱えている状態であった。このような業務の圧迫感と知識不足というストレス要因が生保 CW の精神的健康を阻害していることは想像に難くない。前述の通り、本研究ではソーシャルサポートの緩衝効果は確認されなかった。しかし、この結果を踏まえると、生保 CW のメンタルヘルス不調を予防するためには、実務的な知識を補完し、判断の正当性を保証するようなスーパービジョン体制や研修の充実といった情動的・評価的サポートのシステム構築が重要であると考えられる。

本研究のまとめと今後の課題

本研究では、生保 CW においてソーシャルサポートがストレス反応に対する調整効果を持たない可能性が示された。一方で、本研究にはいくつかの課題が残っている。まず一つ目は、分析の一般化可能性である。本研究は 150 程度のサンプル数で仮説を検証した。また、そのサンプルは一つの県から収集されたものである。したがって、本研究の結果はサンプルサイズ不足の可能性、また、特定の地域における生保 CW の特

徴であることが考えられ、一般化可能性は慎重に検討される必要がある。二つ目として、ソーシャルサポートの機能である。本研究ではソーシャルサポートの形式に着目しストレスとの関連を検証した。一方でソーシャルサポートの機能に着目しなければソーシャルサポートが生保CWにとって有用か否かを十分に説明することは難しいと考えられる。したがって、今後はソーシャルサポートについてより詳細に検討することが求められる。

他方、本研究の知見はソーシャルサポートの機能についてのより詳細な検討の必要性を示した点に有用な知見が蓄積されていると考える。今後、生保CWの精神的健康ならびに生活保護受給者に対する支援の質の向上のために、生保CWのソーシャルサポートに関する研究の蓄積が求められる。

文献

- 赤間 由美・森鍵 祐子・大竹 まり子・鈴木 育子・叶谷 由佳・細谷 たき子・小林 淳子 (2014). 生活保護現業員のメンタルヘルスとその関連要因 日本公衆衛生雑誌, 61(7), 342-353. https://doi.org/10.11236/jph.61.7_342
- Cutrona, C. E. & Russell, D. W. (1990). Type of Social Supports and Specific Stress: Toward a Theory of Optimal Matching. In B. R. Sarason, J. G. Sarason, & G. R. Pierce (Eds.), *Social Support: An Interactional View* (pp. 319-366). New York: Wiley.
- Cohen, S., Kamarack, T., & Mermelstein, R. (1983). A global measure of perceived stress. *Journal of Health and Social Behavior*, 24, 385-396. <https://psycnet.apa.org/doi/10.2307/2136404>
- Cohen, S. & McKay, G. (1984). Social Support, Stress and the Buffering Hypothesis. A Theoretical Analysis. In A. Baum, J. E. Singer, & S. E. Taylor (Eds.), *Handbook of Psychology and Health* (pp 253-267).
- Cohen, S. & Wills, T. A. (1985). Stress, Social Supports, and the Buffering Hypothesis. *Psychological Bulletin*. 98(2), 310-357. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0033-2909.98.2.310>
- 福田 広美・井田 政則 (2005). 看護師に対する職場ソーシャルサポートの効果 産業カウンセリング研究, 7(2), 13-23. https://doi.org/10.34512/jaic.7.2_13
- 長谷部 慶章・中村 真理 (2017). 新任生活保護ケースワーカーの精神的健康 日本心理学会第81回大会論文集, 1000. https://doi.org/10.4992/pacjpa.81.0_1B-094
- Higgins, E. T. (2012). *Beyond pleasure and pain: How motivation works*. Oxford University Press.
- House, J. S. (1981). *Work Stress and Social Support*. Addison-Wesley Publishing Company, Inc.
- 茨木 尚子 (1995). 公的扶助ケースワーカーのストレスとその社会的要因 ケースワーカーへの面接調査を通して 共栄学園短期大学研究紀要, 11, 231-241.
- 一般社団法人日本総合研究所 (2019). 平成30年度生活困窮者就労準備支援事業費等補助金社会福祉推進事業 生活保護ケースワーカー等の研修のあり方に関する調査研究事業 報告書 <https://www.jri.or.jp/wp/wp-content/uploads/2019/04/2018CWkenshu.pdf>
- 岩永 誠 (2003). ワークストレスの臨床社会心理学的問題 横山 博司・岩永 誠 (編) ワークストレスの行動科学 (pp.106-149) 北大路書房.
- 岩佐 一・権藤 恭之・増井 幸恵・稲垣 宏樹・河合 千恵子・大塚 理加・小川 まどか・高山 緑・藺牟田 洋美・鈴木 隆雄 (2007). 日本語版ソーシャルサポート尺度の信頼性ならびに妥当性・中高年者を対象とした検討・厚生 の指標, 54(6), 26-33.

- <https://www.hws-kyokai.or.jp/images/ronbun/all/200706-5.pdf>
金 外淑・嶋田 洋徳・坂野 雄二 (1998). 慢性疾患患者におけるソーシャルサポートとセルフ・エフィカシーの心理的ストレス軽減効果 心身医学, 38(5), 317-323.
https://doi.org/10.15064/jjpm.38.5_317
- 小牧 一裕 (1994). 職務ストレスとメンタルヘルスへのソーシャルサポートの効果 健康心理学研究, 7(2), 2-10.
- 小村 由香 (2009). 公的部門における感情労働 -生活保護ケースワーカーを事例に- 日本労働社会学会年報, 19, 63-81. <https://doi.org/10.20750/arls.arls019.063>
- 厚生労働省 (2025). 被保護者調査(令和7年6月分概数).
- 中平 麻友・大石 真依子・栗田 桃子・後藤 剛志 (2012). 生活保護受給者の稼働率向上のために 大阪大学 赤井伸郎研究会 社会保障班 Retrieved February 20, 2026, from https://www.seiunkai.net/images/library/ronbun/2012/2012_4.pdf
- 二本松 直人・若島 孔文 (2022). 生活保護ケースワーカーのストレス要因測定尺度の開発 心理学研究, 93(4), 337-347. <https://doi.org/10.4992/jjpsy.93.21203>
- 二本松 直人 (2023). 生活保護ケースワーカーのストレスと対処戦略に関する研究 東北大学大学院博士論文
- 二本松 直人 (2024). 生活保護ケースワーカーにおける個人および組織的なストレス対処戦略の検討 労働科学, 100(1), 24-38.
- 二本松 直人 (2025). 生活保護ケースワーカーの否定的業務認識に着目したストレスモデルの検討 心理臨床学研究, 43(4), 350-360.
- 小澤 薫 (2017). 生活保護ケースワーカーの業務と意識 -新潟における福祉事務所調査の結果から- 中央大学経済研究所年報, 49, 227-239.
- Rini, C. & Dunkel-Schetter, C. (2010). The effectiveness of social support attempts in intimate relationships. In K. T. Sullivan and J. Davila (Eds.), *Support processes in intimate relationships* (pp. 26-67) Oxford University Press.
- 嶋 信宏 (1992). 大学生におけるソーシャルサポートの日常生活ストレスに対する効果 社会心理学研究, 7(1), 45-53. https://doi.org/10.15064/jjpm.38.5_317
- 白取 耕一郎 (2022). 生活保護ケースワーカーに対する組織としてのストレスマネジメント -分業, 異動, 人的サポート- 自治総研, 48(8), 40-62.
https://doi.org/10.34559/jichisoken.48.526_40
- 高城 大 (2022). 生活保護ソーシャルワーク実践に求められる専門性に関する基礎的考察 愛知淑徳大学論集-福祉貢献学部篇-, (12), 28-36.
- 竹橋 洋毅 (2024). 自己制御ニーズに基づくソーシャルサポートの有効性についての検討 社会心理学研究, 39(3), 157-168. <https://doi.org/10.14966/jssp.2209>
- 鷺見 克典 (2006). 知覚されたストレス尺度(Perceived Stress Scale)日本語版における信頼性と妥当性の検討 健康心理学研究, 19(2), 44-53.
https://doi.org/10.11560/jahp.19.2_44