

対人援助職のストレス反応と主観的報酬の関係¹

井川 純一*・徳岡 大**・中西 大輔***

(受付 2019年10月17日)

要 旨

本研究は、ストレス反応と主観的報酬の関係について明らかにすることを目的とした。調査は、医師、看護師、介護福祉士それぞれ150名を対象とし、主観的報酬を対人援助職の主観的報酬尺度（SRS-HS）、ストレス反応は職業ストレス簡易調査票（領域B）を用いて測定した。まず、対人援助職の主観的報酬尺度（SRS-HS）の妥当性について確認するために、SRS-HSの探索的因子分析及び多母集団確証的因子分析を行ったところ、先行研究に類似した5因子構造（成長・対人・社会・経済・安定）が認められた。次にSRS-HSとストレス反応の職種間比較を行った結果、社会報酬及び経済報酬（医師>看護師>介護福祉士）、安定報酬（看護師>医師=介護福祉士）において職種間の差異が認められ、ストレス反応は、介護福祉士が最も高く医師が低い水準であった。次に、SRS-HSがストレス反応に与える影響について重回帰分析によって検討したところ、衛生要因である経済報酬及び安定報酬がすべてのストレス反応を減少させ、動機づけ報酬である成長報酬、対人報酬も一部のストレス反応を低減させることが明らかとなった。以上の結果から、衛生要因を担保した上で、動機づけ要因を向上させることが対人援助職の精神的健康の保持に重要であることが示された。

キーワード 主観的報酬, ストレス反応, 職種比較, 対人援助職

背 景

少子高齢化の進展により、国民の医療福祉サービスへのニーズが増大している。一方、一般に医療や福祉などのヒューマンサービス分野は、3K（キツイ、汚い、危険）などのネガティブなイメージが持たれ（白山・野口, 2010）、入職率も非常に低い水準で推移し（厚生労働省雇用動向調査 平成25年-28年17.5%-15.8%）、人材確保に困難を抱えている。また、「対

* 大分大学経済学部

** 高松大学発達科学部

*** 広島修道大学健康科学部

¹ 本研究は、公益財団法人ひと・健康・未来財団の助成を受けて行った調査データの一部を利用して、ここに記して感謝する。なお、本研究のデータの一部は第15回公益財団法人ひと・健康・未来研究団助成発表会、社会心理学会第58回大会等ですでに発表されており、本論文はそれらのデータを再分析し、修正加筆を行ったものである。

人援助職の職業病」と呼ばれるバーンアウトシンドロームに代表されるように、医療福祉に関わる対人援助職のメンタルヘルスの問題も深刻さを増している。実際、精神障害に関する事案の労災業種別（大分類）では、請求件数及び支給件数ともに「医療、福祉」が最も多く（平成28年度厚生労働省過労死等の労災補償状況，2018a），対人援助職の精神的健康に対する積極的な取り組みが求められている。

本研究では、上述した対人援助職の人材確保及び精神的健康という2点の課題に対し、主観的報酬に着目した検討を行う。これまでの対人援助職の精神的健康に関する先行研究では、職場ストレス、職場環境など対人援助職の職務がもたらすネガティブなストレス要因に着目した研究が多数蓄積されてきた（*e. g.*, 中島・原谷, 2005; 高野・鈴木・高山, 2016）。一方、対人援助職のストレス要因に関する研究や、その是正策として職場環境改善等の問題提起を行うことは、対人援助職のネガティブイメージを助長し、上述の人材確保に対する課題においても負の影響を及ぼす可能性を孕む。実際、福祉人材確保のため、新たに公示された「社会福祉事業に従事する者の確保を図るための措置に関する基本的な指針」（厚生労働省, 2007）では、福祉人材の確保のための方策として、キャリアアップの仕組みの構築、働きがいなどポジティブなイメージを強調した措置が提示されている。また、平成24年介護報酬改定時に新設された介護職員処遇改善加算では、キャリアパス要件、職場環境要件を整備した事業所に対し、介護職員の人数あたりの加算（4段階）が計上され、離職率の減少に対して一定の成果を挙げている（三菱総合研究所 介護職員の処遇改善に係る実態把握に関する調査研究事業報告書, 2018）。このように、仕事に対してネガティブなストレス要因を低減するよりも、ポジティブな要素を付加することのほうが現実的な施策につながりやすいことも主観的報酬に着目することのメリットの一つである。

職業上の報酬を測る尺度としては、Siegrist (1996) が開発した努力報酬不均衡モデル調査票（ERI: Effort-Reward Imbalance）が産業保健分野で活用されている。ERIでは、労働者が仕事から得られる外在的な報酬を経済報酬（金銭・地位）、心理的報酬（自己尊重）、キャリアに関する報酬（仕事の安定性や昇進）の3つに分類し、これらの報酬と個人の努力のバランスの悪さが精神的健康に悪影響を及ぼしているという知見が認められている（*e. g.*, Niedhammer, Chastang, David, Barouhiel, & Barrandon, 2006）。一方、ERI質問紙は、医療福祉に限らず一般のすべての職種を対象として標準化された尺度であり、対人援助職の独特の報酬体系の詳細を正確に記述しているとはいえない。また、日本語版努力-報酬不均衡モデル調査票（堤, 2006）は、個人のストレス状態を客観的に判断するための疫学的应用を念頭において作成されたものであり、その質問項目への回答は、「あてはまらない」、「あてはまるが全く悩んでいない」、「あてはまっており、いくらか悩んでいる」、「あてはまっており、かなり悩んでいる」、「あてはまっており、非常に悩んでいる」から構成されるため、純粋な間隔尺

度としては扱えず、定量的な調査の対象とする際に分析上の困難が生じる。

上記の議論を踏まえ、井川・中西・浦・坂田（2015）は、複数の対人援助専門職の協力を得て、経済報酬、成長報酬、社会報酬、対人報酬、安定報酬の5因子からなるヒューマンサービス従事者の主観的報酬尺度（The Subjective Rewards Scale for Human Service Profession 以下、SRS-HS）を作成している。SRS-HSで抽出された社会報酬や成長報酬はERIの規定する報酬がヒューマンサービス従事者において細分化されて抽出された因子とも理解できるが、クライアントからのフィードバックによって引き起こされる対人報酬はヒューマンサービス従事者に特徴的な報酬であると考えられる。特に対人報酬はもともと「患者の笑顔によるこびを感じる」（石橋，2012）というニーズを持つ対人援助職にとっては重要な報酬である。また、転勤や残業の少なさや、倒産リスクの低さなどの安定報酬も他の職種と比較した際には医療福祉職にとって大きな優位性を持つ報酬となりうるだろう。

本研究の目的の1つ目は上述したSRS-HS尺度の妥当性について検討し、職種間の比較を行うことである。SRS-HSについては、現在まで作業療法士、ソーシャルワーカーを対象とした調査（井川他，2015）、看護師を対象とした調査（椋野，2017）、地域定着支援センター職員を対象とした調査（河野・井川・道下，2018）が行われており、バーンアウトと負の関連が認められることが明らかとなっている。一方、上述の調査における探索的因子分析では、看護師を対象とした調査において安定報酬の一部の項目が削除されたり、作業療法士、ソーシャルワーカーを対象とした調査において社会報酬の一部の項目が他の因子に混在したりするなど、その妥当性については検討の余地が残されている。そのため、本研究においては、医師、看護師、介護福祉士を対象を拡大し、SRS-HS尺度の因子構造を確認し、その応用可能性について検討する。

本研究の目的の2つ目は、主観的報酬とストレス反応の関係について検討することである。上述した先行研究では、バーンアウト傾向を減少させる主観的報酬の働きが、職種によって異なるメカニズムで生じていることが示唆されている。その理由として、ヒューマンサービス従事者を取り巻く環境の差異が考えられる。バーンアウトは長期的なストレス反応であり、職種ごとの主観的な報酬に系統的な差異（例えば給与水準等）が交絡している可能性があるため、主観的報酬がどのようなプロセスで精神的健康を向上させるのかについては、未だ検討の余地が残されている。そこで本研究では、短期的なストレス反応に着目して主観的報酬の効果について検討する。長期的なストレス反応の蓄積であるバーンアウトと、短期的なストレス反応に及ぼす主観的報酬の効果の違いを比較検討することで、対人援助職の主観的報酬が精神的健康に及ぼす影響についてより精緻に明らかにすることができる。

方 法

手続き 調査は Web 調査法を用いて株式会社クロス・マーケティングのモニター会員450名（男性233名，女性217名，平均年齢45.68（ $SD=11.12$ ）歳）に対し，2017年6月14日-19日に行った。なお，職種比較のため調査時にそれぞれの職種の数（医師・看護師・介護福祉士それぞれ150名）を設定し，居住地や年齢についてはランダムに抽出している。職種の内訳は，医師（男性130名，女性20名，平均年齢52.81歳），看護師（男性21名，女性129名，平均年齢41.22歳），介護福祉士（男性82名，女性68名，平均年齢43.01歳）であった。個人属性に関する質問項目については，性別，年齢，職種，職位，管理職（管理職・非管理職），週間労働時間，配偶者の有無，未就学児童の有無，家計に占める給与収入の割合などで構成された。なお，本研究の目的外の質問項目は省略している²。

主観的報酬の測定 主観的報酬の測定には，井川他（2015）が作成した SRS-HS を用いた。SRS-HS は25項目からなる尺度であり，「以下の質問項目は自分にどの程度あてはまると思いますか」と教示し，回答は7件法（1＝「まったく当てはまらない」，2＝「あまり当てはまらない」，3＝「どちらかという当てはまらない」，4＝「どちらともいえない」，5＝「どちらかという当てはまる」，6＝「かなり当てはまる」，7＝「非常に当てはまる」）で求めた。

ストレス反応 ストレス反応の測定のため，職業性ストレス簡易調査票（下光，2005）を用いた。職業性ストレス簡易調査では仕事場面におけるストレス因子を測定する領域A，ストレス反応を測定する領域B，ストレス因子とストレス反応との関係を修飾する因子を測定する領域Cそれぞれの質問項目に回答させ，設定された基準に基づいて高ストレス者を選定する。本研究では，ストレス反応を測定するために領域Bの29項目の質問項目を使用し，活気（3項目），イライラ感（3項目），疲労感（3項目），不安感（3項目），抑うつ感（3項目），身体愁訴（11項目）を測定した。なお，「最近1か月間のあなたの状態についてうかがいます。」と教示し，1＝「ほとんどなかった」，2＝「ときどきあった」，3＝「しばしばあった」，4＝「ほとんどいつもあった」の5件法で回答を求めた。

分析 分析には，HAD version 12.30（清水，2016）及びR 3.4.3（R Core Team，2018）を使用した。

倫理的配慮 Web 調査に協力する調査参加者は，クロス・マーケティング社に登録する調査モニターであり，本調査への参加は強制的なものではなかった。なお，本研究は大分大学

² 使用した尺度は異なるが，本研究と同じ参加者によるその他の調査結果については，『パーソナリティ研究』（井川・中西，2019a）及び『心理学研究』（井川・中西，2019b）に掲載されている。個人属性の詳細についてはそれぞれの論文を参考とされたい。

経済学部研究倫理審査委員会においてあらかじめ倫理審査を受けて行った調査データの一部を利用している。

結 果

対人援助職の主観的報酬尺度（SRS-HS）の妥当性の検討

SRS-HSの妥当性について検討するため、すべての職種を対象とした探索的因子分析を行った。スクリープロット基準で因子数を決定し、最尤法プロマックス回転を用いた繰り返しの因子分析を行い、どの因子にも負荷量の小さかった（0.50以下）3項目を削除した結果、5因子が抽出された（Table 1）。なお、適合度指標を算出した結果CFI=0.92, RMSEA=0.09, SRMR=0.07であり、まずまずの適合度が認められた。次にSRS-HSの職種間（医師、看護

Table 1 SRS-HSの探索的因子分析

質問項目	成長	対人	社会	経済	安定	h^2
2. 現在の仕事は、人間としての成長につながると感じることもある。	.99	.05	-.09	-.06	.01	.90
3. 現在の仕事は、社会人としての成長につながると感じることもある。	.94	.07	-.07	-.01	-.01	.88
4. 現在の仕事は、専門職としての知識や技術の向上につながると感じることもある。	.82	.01	.10	-.07	-.06	.76
1. 現在の仕事をしていると新しいことを吸収できると感じることもある。	.80	.02	-.05	.05	.05	.67
5. 現在の仕事は、自分自身のキャリアアップにつながる可能性がある。	.77	-.09	.15	-.01	.00	.66
16. 仕事中にクライアントやその家族から感謝されることがある。	-.06	.98	.02	-.03	.01	.89
18. 仕事中にクライアントやその家族の笑顔を見ることがある。	-.02	.94	-.07	-.03	-.01	.79
17. 自分の仕事がクライアントやその家族から必要とされると感じることもある。	-.01	.93	.04	-.02	.01	.87
19. 自分の仕事はクライアントやその家族から理解、尊重されていると感じることがある。	.08	.80	.04	.08	.00	.81
20. クライアントやその家族を援助していて充実感を感じることもある。	.28	.62	-.06	.12	.00	.70
7. 現在の仕事は、他の職業と比べて社会的地位を持っていると感じることがある。	-.06	-.03	.94	.09	.02	.90
6. 現在の仕事は、社会的に安定した評価を受けていると感じることがある。	.18	.04	.69	.07	-.08	.77
8. 自分の仕事は他職種や同僚から理解、尊重されていると感じることがある。	.27	.01	.58	.09	.05	.72
12. 仕事量に対して自分の収入は妥当であると思う。	-.01	.01	-.10	1.01	-.04	.89
11. 自分の負っている責任に対して、現在の収入は妥当だと思う。	.05	.00	-.07	.96	-.04	.87
14. 現在の自分の収入に満足している。	-.05	.01	.02	.86	.00	.73
13. 他の職業に比べると、現在の自分の収入は妥当だと思う。	-.05	.01	.14	.83	.00	.80
15. 現在の仕事は他の職業に比べ十分な昇給が保障されていると思う。	-.01	.01	.19	.61	.09	.57
22. 現在の仕事は他の職業に比べて解雇やリストラなどの危険性が高い。	.01	-.02	-.14	.13	.79	.67
21. 現在の仕事は他の職業に比べて転勤（転居などを伴うもの）の可能性が高い。	.01	.01	-.09	-.05	.68	.45
24. 現在の職場は、不況などの社会情勢によって倒産する可能性が高い。	.08	-.16	.11	.06	.63	.46
23. 現在の仕事は、休みが保証されず休日出勤などの可能性が高い。	-.11	.22	.18	-.19	.52	.29
因子間相関						
成長報酬 ($\alpha=.94$)	1.00	.63	.64	.46	.08	
対人報酬 ($\alpha=.95$)	.63	1.00	.46	.27	-.03	
社会報酬 ($\alpha=.91$)	.64	.46	1.00	.59	.05	
経済報酬 ($\alpha=.94$)	.46	.27	.59	1.00	.19	
安定報酬 ($\alpha=.73$)	.08	-.03	.05	.19	1.00	

Table 2 多母集団確証的因子分析における各モデルの適合度

モデル	CFI	RMSEA	SRMR	AIC	χ^2	$\Delta\chi^2$
配置不変	0.951	0.093	0.056	13003	551.91	
弱測定不変	0.950	0.088	0.073	12979	587.00	35.090
強測定不変	0.941	0.093	0.076	13016	664.53	77.537 ***

*** $p < .01$

師および介護福祉士)の因子構造の比較を行うため、多母集団確証的因子分析を用いて妥当性の検討を行った。解析には、R (version 3.43) のlavaanパッケージ (version 0.6-2) とsimToolsパッケージ (version 0.4-14)を用いた。なお、確証的因子分析を行うにあたり、モデルの自由度を減らし推定を安定させ、各変数を正規分布に近づけるため、成長報酬、経済報酬、対人報酬および安定報酬の4因子に関する項目について、それぞれ領域再現法 (domain representative method; Coffman & MacCallum, 2005) に基づいて小包化を行っている³。Table 2に、因子負荷量をそれぞれの職種で自由推定するモデル (配置不変モデル)、因子負荷量に職種間で等値制約をかけるモデル (弱測定不変モデル)、因子負荷量と切片に等値制約をかけるモデル (強測定不変モデル)の適合度の比較を示す。適合度は弱測定不変モデルが最も高かったが、強測定不変モデルにおいてもCFIは、0.90を超え、十分な適合度が認められた。強測定不変モデルに基づく因子分析の結果をFigure 1に示す。

尺度得点の算出

SRS-HSについては上述の因子分析の結果に基づき、経済、成長、対人、安定報酬それぞれの質問項目の平均値を用いて尺度得点を算出した (安定報酬は逆転)。また、ストレス反応については素点換算表に基づき、高いストレス状態であるほど得点が高くなるように合計得点を算出した (活気は逆転)。なお、それぞれのアルファ係数は、活気 ($\alpha = .95$)、イライラ感 ($\alpha = .92$)、疲労感 ($\alpha = .93$)、不安感 ($\alpha = .78$)、抑うつ感 ($\alpha = .92$)、身体愁訴 ($\alpha = .90$)であり十分な信頼性が認められている。次に職種ごとに上述の尺度得点が異なるかを検討するため、性別及び年齢を共変量、職種を独立変数とした共分散分析を行った。Holm法を用いた下位検定の結果も含めTable 3に示す。主観的報酬のうち、成長報酬及び対人報酬については、職種間で有意差が認められなかった。また、職種間で有意差が認められた主観的報酬のうち、社会報酬及び経済報酬は、医師が最も高く、介護福祉士が最も低かった。一方、安定

³ 5項目の因子では、2項目ずつ2つの小包を、4項目の因子では、2項目で1つの小包を作成した。5項目の因子における1つ目の小包は、因子負荷量の最も高い項目と最も低い項目の平均をとることにより作成し、2つ目の小包は、2番目に因子負荷量の高い項目と2番目に因子負荷量の低い項目の平均をとることによって作成している。(Figure 1を参照)。

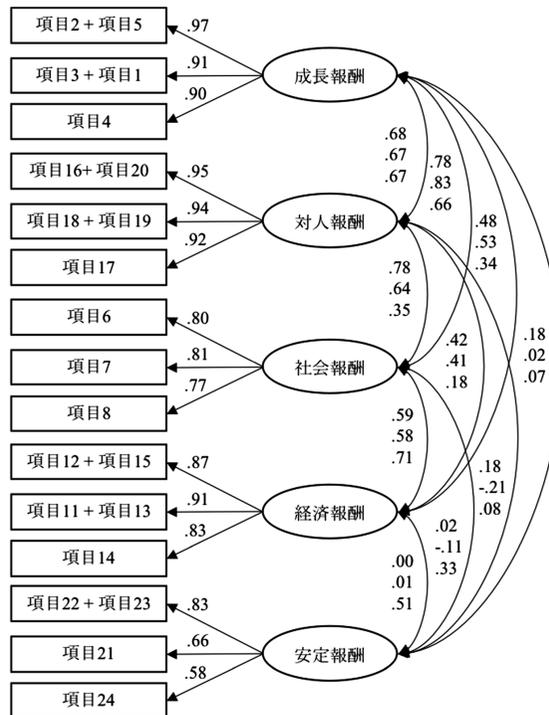


Figure 1. 強測定不変モデルの確証的因子分析の結果（それぞれの係数は上段：医師，中段：看護師，下段：介護福祉士を示す。誤差項に関しては省略）。

報酬が最も高いものは、看護師であり、介護福祉士と医師の間には有意差が認められなかった。ストレス反応については、イライラ感、疲労感、不安感、抑うつ感、身体愁訴において職種間に有意差が認められ、すべて介護福祉士が最も高い値を示した。

主観的報酬とストレス反応の関係

主観的報酬が精神的健康に及ぼす影響について検討するため、ストレス反応を従属変数、個人属性及び主観的報酬を独立変数として投入した重回帰分析を行った（強制投入法）。なお、職種間の差異はダミー変数として統制している（Table 4）。報酬のうち、安定報酬はすべてのストレス反応に対し有意な負の標準偏回帰係数が認められた一方、社会報酬についてはどのストレス反応についても有意な標準偏回帰係数は認められていない。また、ストレス反応の増加（正の標準偏回帰係数）が認められた報酬は存在しなかった。

考 察

本研究は、対人援助職の主観的報酬尺度（SRS-HS）の妥当性及び職種間の差異について検

Table 3 尺度得点の記述統計量

尺度得点	全体		医師		看護師		介護福祉士	
	Means	(SD)	Means	(SD)	Means	(SD)	Means	(SD)
成長報酬 (SRS-HS) $F(2,445) = 2.48, \eta_p^2 = .01, ns.$	4.33	(1.29)	4.43	(4.43)	4.37	(1.3)	4.20	(1.26)
対人報酬 (SRS-HS) $F(2,445) = 0.76, \eta_p^2 = .00, ns.$	4.61	(1.19)	4.67	(4.67)	4.64	(1.16)	4.52	(1.24)
社会報酬 (SRS-HS) $F(2,445) = 39.66, \eta_p^2 = .15, p < .01$	4.14	(1.41)	4.73	(4.73)	4.29	(1.22)	3.40	(1.41)
経済報酬 (SRS-HS) $F(2,445) = 21.09, \eta_p^2 = .09, p < .01$	3.37	(1.42)	3.84	(3.84)	3.43	(1.31)	2.84	(1.42)
安定報酬 (SRS-HS) $F(2,445) = 3.62, \eta_p^2 = .02, p < .05$	4.93	(1.18)	4.83	(4.83)	5.21	(1.14)	4.75	(1.21)
活気 (ストレス反応) $F(2,445) = 1.96, \eta_p^2 = .01, ns.$	5.67	(2.56)	5.35	(5.35)	5.82	(2.6)	5.85	(2.47)
イライラ感 (ストレス反応) $F(2,445) = 4.29, \eta_p^2 = .02, p < .05$	6.72	(2.52)	6.07	(6.07)	6.84	(2.45)	7.24	(2.52)
疲労感 (ストレス反応) $F(2,445) = 5.13, \eta_p^2 = .02, p < .01$	7.23	(2.83)	6.28	(6.28)	7.58	(2.68)	7.83	(2.9)
不安感 (ストレス反応) $F(2,445) = 4.71, \eta_p^2 = .02, p < .01$	6.40	(2.35)	5.80	(5.8)	6.45	(2.24)	6.94	(2.44)
抑うつ感 (ストレス反応) $F(2,445) = 7.17, \eta_p^2 = .03, p < .01$	11.55	(4.77)	10.10	(10.1)	11.63	(4.63)	12.93	(4.94)
身体愁訴 (ストレス反応) $F(2,445) = 3.93, \eta_p^2 = .02, p < .05$	20.86	(7.24)	19.34	(19.3)	20.92	(6.49)	22.31	(7.84)

注) Holms 法による下位検定では異なるアルファベット間に有意差あり。

Table 4 主観的報酬がストレス反応に及ぼす影響

ストレス反応	活気	イライラ感	疲労感	不安感	抑うつ感	身体愁訴
性別 (0:男性, 1:女性)	-.01	.02	.10	.01	.04	.21 **
年齢	.00	-.13 *	-.13 *	-.11	-.14 *	-.08
職位 (0:非管理職, 1:管理職)	.04	.07	.13 *	.10	.05	.05
配偶者 (0:無, 1:有)	.05	-.01	-.04	.01	.04	-.05
未就学児童 (0:無, 1:有)	.01	-.01	.01	.01	.00	-.02
給与家計割合	.04	.03	.09	.00	-.03	-.02
労働時間	-.07	-.01	.03	-.01	.03	.07
成長報酬 (SRS-HS)	-.16 *	-.21 **	-.14 *	-.07	-.13	-.05
対人報酬 (SRS-HS)	-.14 *	.00	.06	-.08	-.22 **	-.18 **
社会報酬 (SRS-HS)	-.12	.03	-.03	.02	.02	-.02
経済報酬 (SRS-HS)	-.13 *	-.26 **	-.23 **	-.16 **	-.12 *	-.09
安定報酬 (SRS-HS)	-.09 *	-.19 **	-.17 **	-.20 **	-.21 **	-.25 **
ダミー変数1 (医師 or Not)	.06	-.05	-.07	-.07	-.11	-.04
ダミー変数2 (看護師 or Not)	.09	-.01	-.01	-.05	-.08	-.10
R^2	.21 **	.20 **	.19 **	.14 **	.25 **	.19 **
Adjust R^2	.19 **	.17 **	.17 **	.11 **	.23 **	.16 **

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

討し、ストレス反応と主観的報酬の関係について明らかにすることを目的とした。SRS-HS の分析を行ったところ、先行研究と同様の5因子構造（成長・対人・社会・経済・安定）が認められ、介護福祉士の主観的報酬が最も低い値を示した。また、衛生要因である経済報酬及び安定報酬がすべてのストレス反応を減少させ、動機づけ報酬である成長報酬、対人報酬もストレス反応の一部を低減させることが明らかとなった。以下に本研究で得られた主要な知見をまとめ、考察する。

対人援助職の主観的報酬尺度（SRS-HS）の妥当性の検討

SRS-HSの探索的因子分析を行ったところ、先行研究と同様の5因子構造（成長・対人・社会・経済・安定）が認められた一方、もともと想定されている質問項目のうち、社会報酬2項目、安定報酬1項目が削除された。削除された社会報酬のうち「現在の仕事は、自分の家族から理解、尊重されていると感じることがある」、「自分の仕事は、社会の役に立っていると感じる」と感じる」とについては、井川他（2015）の分析においても対人報酬と混交し、ダブルローディングのため削除されている。また、安定報酬の「現在の仕事は他の職業と比べて残業が多い」とについては、樫野（2017）の探索的因子分析においても低負荷量のため削除されている。残業時間については職種による系統的な差異（特に医師）や施設ごとの差異が大きく、職業の安定報酬として主観的に認知されにくいと考えられる。以上の結果から上述の3項目は、それぞれの報酬を測定するための質問項目として妥当性が低い可能性がある。

次に、22項目5因子モデルを用いて、多母集団確認的因子分析を行ったところ、強測定不変モデルにおいても十分な適合度が認められた。これらの結果から、22項目5因子モデルの安定性は高く、職種等の単純な比較等を行う場合には、各因子の平均や分散を用いて職種間の比較を行うことが可能であり、今後多くの職種を対象としてデータを蓄積することで、素点等を用いたカテゴリー分類についても検討することが可能になるだろう。一方、因子間相関や誤差項目は、職種間で異なっているため、一つの職種を対象として、より厳密に統制された分析を行う際には、単純な尺度得点ではなく、それぞれの研究ごとに因子分析等を用いて検討をするほうがより精緻な結果が得られる。今後同尺度を使う際には、目的に応じた分析が必要である。

主観的報酬とストレス反応の職種比較

主観的報酬を職種ごとに比較したところ、社会報酬及び経済報酬は、医師が最も高く、介護福祉士が最も低かった。社会報酬の職種間の差異は、職業に付与される社会的地位を測定する指標である職業威信スコア（SSM, 1995）、経済報酬の差異は、賃金構造基本統計調査（厚生労働省, 2018b）における平均賃金の職種間の差異と同様の結果であった。以上の結果

からこれらの報酬については、主観的な質問項目ではあるものの一定の客観性が担保されていると考えられる。また、安定報酬において、最も高いスコアを示したのは看護師であり、介護福祉士と医師の間には有意差が認められなかった。実際、看護師資格所持者の求人数はここ数年安定し、他の産業と比較しても低い離職率を示している（看護職員の需要に関する基礎資料、厚生労働省、2018c）。このことから、看護師を職業として選択する層にとってこの安定性は非常に魅力的な誘引であり、人材確保という視点からも重要な要素となるだろう。また、成長報酬及び対人報酬においては、職種間で有意差が認められなかった。両報酬は、どの職種においても中点よりも高い水準で安定しており、作業療法士とソーシャルワーカーを比較した井川他（2015）においても大きな差が認められていない。これらの報酬に関しては対人援助専門職種間における系統的な差よりも、むしろ個人間の分散が大きいと考えられる。

ストレス反応については、活気以外のすべての指標において、介護福祉士が最も高い得点を示した。また、イライラ感、不安感においては看護師と介護福祉士には有意差が認められず、両者ともに高い水準であった。医師は身体愁訴を除くすべてのストレス反応において他の2職種と比較して低い水準であった。介護福祉士はその職業特性として、排泄、入浴介助などの身の回りの直接的な身体接触比率が高い。また、看護師と介護福祉士ともにクライアントと対峙する時間が長いことから、感情労働（Hochschild, 1983 石川・室伏訳 2000）によるストレス反応が高くなると考えられる。これらの結果は、本研究と同じデータを用いてバーンアウト傾向の職種比較を行った井川・中西（2017）のデータや精神科病院におけるバーンアウト傾向の職種比較を行った井川・中西・志和（2013）のデータと類似しており、バーンアウトが短期的なストレス反応の蓄積であると考えれば、妥当な結果であると考えられる。

ストレス反応と主観的報酬の関係

動機づけ-衛生要因説（Herzberg, 1966 北野訳 1968）では、仕事における満足感に及ぼす要因を、モチベーションを向上させる動機づけ要因と不満足を引き起こす衛生要因の2要因に分類している。報酬とバーンアウトの関係について検討した井川他（2015）は、SRS-HSで測定している報酬のうち、経済報酬や安定報酬を衛生要因、社会報酬、成長報酬、対人報酬を動機づけ要因に分類し、衛生要因よりも動機づけ要因のほうがバーンアウト傾向を抑制することを示した。本研究ではストレス反応を従属変数として先行研究同様の重回帰分析を行った結果、衛生要因である経済報酬、安定報酬がほぼすべてのストレス反応を抑制する効果を示し、衛生要因に関連する報酬が、短期的なストレス反応に直接結びつく可能性を示唆した。これらの衛生要因が及ぼす精神的健康へのポジティブな効果は、バーンアウト傾向を従属変数とした先行研究の結果とは異なる（井川他, 2015）。つまり、ストレス反応の長期的な蓄積

であるバーンアウトは衛生要因だけで抑制することはできないことが示唆される。

では動機づけ要因は、ストレス反応にどのような影響を与えるのだろうか。社会報酬については、バーンアウトを従属変数とした場合と同様にストレス反応についても効果を示さなかった。社会報酬に関する質問項目は、「現在の仕事は、他の職業と比べて社会的地位を持っていると感じることがある」、「現在の仕事は、社会的に安定した評価を受けていると感じることがある」、「自分の仕事は他職種や同僚から理解、尊重されていると感じることがある」などの質問項目であり、これらの評価は、個人ではなくそれぞれの職種に帰属されるものである。そのため、個人が感じる短期的なストレス反応には影響を及ぼさなかった可能性がある。また、成長報酬については、ストレス反応のうち、活気、イライラ感、疲労感を抑制する効果が認められた。対人報酬については、成長報酬とは逆に、抑うつ感、身体愁訴においてストレス反応抑制効果が認められた。以上の結果はバーンアウトに及ぼす報酬の影響と類似している。これらの結果から、成長報酬、対人報酬などの動機づけ報酬は長期的ストレス反応であるバーンアウトだけではなく、短期的なストレス反応についても効果があることが示された。

対人援助職にとっての主観的報酬とは

本研究では、医師、看護師、介護福祉士を対象に主観的報酬がストレス反応に及ぼす影響について検討した結果、主観的報酬のうち、成長報酬、経済報酬、対人報酬、安定報酬は、ストレス反応を軽減することを示した。本研究は横断研究のため、主観的報酬とストレス反応の因果関係を明らかにすることはできないが、主観的報酬の質問項目が「現在の仕事は……」と仕事に対して感じる安定的なイメージを質問しているのに対し、ストレス反応は、「イライラしている」「不安だ」などの短文で構成され、短期的な状態像を測定している。このことから日々感じている主観的報酬がストレス反応を抑制する要因として機能していると理解することができる。つまり、対人援助専門職が主観的報酬を十分に感じていれば、短期的なストレス反応が低減され、クライアントへの支援の質を維持することができる。また先行研究との比較から、衛生要因である経済・安定報酬が担保されると同時に、動機づけ要因である成長報酬、対人報酬を高めていくことがストレス反応の蓄積を防ぎバーンアウトなどの長期的ストレス反応の軽減にもつながることも示唆された。衛生要因のうち、安定報酬は、リストラのリスク、転勤などの可能性の低さなどを示す質問項目から構成される。これらの報酬は本研究で対象としたすべての職種において中点よりも高く評定されている。実際、国家資格を所持する専門職は他の職業と比較して勤務先の倒産やリストラなどのリスクが低く、事業規模の関係から転居を伴う転勤も少ない。これらの安定報酬は対人援助専門職を選択する際の積極的理由して言及されにくい一方で、労働時間、勤務体制、雇用の安定性など

は仕事に対する満足度の上位に挙げられている（平成29年度介護労働実態調査，2018）。つまり，入職してみないと実感できない「隠れた」報酬であるとも考えられる。今後，対人援助専門職の職業イメージの改善のためにこれらの「職業の安定性」というベネフィットについて積極的に広報していくことも有効であろう。また，経済報酬については最も高い水準にある医師ですら主観的には中点よりも低く判定されている。医療・福祉系専門職の初任給は一般の大学卒業者等に比較して高額（厚生労働省平成26年度賃金構造基本統計調査，2014）だが，国家資格を取得するためにかけた経済的，時間的コスト，夜勤など作業負荷などを考えた場合，主観レベルでの満足度が低いのかかもしれない。医療福祉の現場では，職員の処遇改善などの施策を展開し，一定の成果（厚生労働省 社会福祉事業に従事する者の確保を図るための措置に関する基本的な指針の見直しについて，2007）を挙げている。入職率を向上させ，離職率を軽減するためにも今後も一層の現実的な処遇改善が必要であろう。

上述した衛生要因がある程度客観的な指標で検討できるのに対し，対人報酬，成長報酬，社会報酬などの動機づけ要因は，対人援助職の主観による個人差が大きい。リアリティショックの要因として，対人的要因や社会的要因，心理的要因などを示した（Kramer, 1974）らの研究にもあるように，「理想に燃え使命感に溢れた（Price & Murphy, 1984）」対人援助職は，これらの動機づけ要因を高く見積もりすぎている可能性もある。実際，就業前の学生と就業後の作業療法士の報酬イメージを比較した先行研究では，社会報酬，対人報酬，成長報酬などの動機づけ要因に関連するすべての報酬において，学生が持つ報酬イメージよりも実際の職業上報酬のほうが低く見積もられることが示されている（井川・中西・志和・浦，2013）。プロフェッションとして確立するほどバーンアウトしにくいという先行研究（田尾，1989）にも挙げられるように，社会報酬，成長報酬，対人報酬に過度に依存しないことが専門職としてのアイデンティティ確立にもつながる。今後，これらの報酬イメージ等も踏まえた専門職教育についても検討する必要があるだろう。

引用文献

- Coffman, D. L., & MacCallum, R. C. (2005). Using parcels to convert path analysis models into latent variable models. *Multivariate Behavioral Research*, 40, 235–259.
- Herzberg, F. (1966). *Work and Nature of Man*. Cleveland and New York: The World Publishers.
- (ハーズバーグ, F. 北野利信訳 (1968). 仕事と人間性：動機づけ——衛生理論の新展開 東洋経済新報社)
- Hochschild, A. R. (1983). *The Managed heart: Commercialization of human feeling*. Berkeley: University of California Press. (ホックシールド, A. R. 石川 准・室伏亜希訳 (2000). 管理される心：感情が商品になるとき 世界思想社)
- 石橋 潔 (2012). バーンアウト再考：表情共振論による仮説 久留米大学文学部紀要（情報社会学科編），7, 65–75.
- 井川純一・中西大輔・志和資朗 (2013). バーンアウト傾向の職種比較：仕事への情熱に着目して 心理学研究, 84, 386–395.

- 井川純一・中西大輔・志和資朗・浦 光博 (2013). 作業療法士のバーンアウト：主観的報酬に着目して 産業・組織心理学会第29回大会抄録集, 184-187.
- 井川純一・中西大輔・浦 光博・坂田桐子 (2015). 仕事への情熱とバーンアウト傾向の関係——報酬との交互作用に着目して—— 社会情報学研究, 20, 29-42.
- 井川純一・中西大輔 (2019a). 対人援助職のグリット (Grit) とバーンアウト傾向及び社会的地位の関係——高グリット者はバーンアウトしにくいのか? —— パーソナリティ研究, 27, 210-220.
- 井川純一・中西大輔 (2019b). 日本版バーンアウト尺度とMBI-HSSの異同に関する研究 心理学研究, 90, 482-490.
- 河野 喬・井川純一・道下 整 (2019). 日本司法福祉学会第20回全国大会発表抄録集
- 公益財団法人介護労働安定センター (2018). 平成29年度介護労働実態調査, Retrieved from http://www.kaigo-center.or.jp/report/h29_chousa_01.html (2019年3月1日)
- 厚生労働省 (2007). 平成19年厚生労働省告示「社会福祉事業に従事する者の確保を図るための措置に関する基本的な指針」, Retrieved from https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/hukushi_kaigo/seikatsuhogo/fukusijinzhai/index.html (2019年3月1日)
- 厚生労働省 (2013). 雇用動向調査 (平成25年度版), Retrieved from <https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/koyou/doukou/14-2/index.html> (2019年3月1日)
- 厚生労働省 (2017). 雇用動向調査 (平成29年度版), Retrieved from <https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/koyou/doukou/18-2/index.html> (2019年3月1日)
- 厚生労働省 (2018a). 平成28年度厚生労働省過労死等の労災補償状況, Retrieved from <https://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/0000168672.html> (2019年3月1日)
- 厚生労働省 (2018b). 平成29年賃金構造基本統計調査, Retrieved from <https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/chinginkouzou.html> (2019年3月1日)
- 厚生労働省 (2018c). 医療従事者の需給に関する検討会 看護職員需給分科会 看護職員の需給に関する基礎資料, Retrieved from <https://www.mhlw.go.jp/stf/shingii2/0000117670.html> (2019年3月1日)
- Kramer, M. (1975). Reality shock: Why nurses leave nursing. *AJN The American Journal of Nursing*, 75, 891.
- 樺野香苗 (2017). 対人援助職である看護師における主観的報酬尺度の信頼性, 妥当性の検討, 第37回看護科学学会学術集会抄録集, 122.
- 三菱総合研究所 (2016). 介護職員の処遇改善に係る実態把握に関する調査研究事業報告書, 株式会社三菱総合研究所.
- Niedhammer, I., Chastang, J. F., David, S., Barouhiel, L., & Barrandon, G. (2006). Psychosocial work environment and mental health: Job-strain and effort-reward imbalance models in a context of major organizational changes. *International Journal of Occupational and Environmental Health*, 12, 111-119.
- 中島朱美・原谷隆史 (2005). 医療福祉従事者の職場ストレスとコーピング：対人援助を業とする職域間 職種間の比較 介護福祉学, 12, 63-73.
- Price, D. M., & Murphy, P. A. (1984). Staff burnout in the perspective of grief theory. *Death Education*, 8, 47-58.
- R Core Team (2018). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.
- Siegrist, J. (1996). Adverse health effects of high-effort/low-reward conditions. *Journal of occupational health psychology*, 1, 27.
- 清水裕士 (2016). フリーの統計分析ソフト HAD——機能の紹介と統計学習・教育, 研究実践における利用方法の提案—— メディア・情報・コミュニケーション研究, 1, 59-73.
- 下光輝一 (2005). 職業性ストレス簡易調査票を用いたストレスの現状把握のためのマニュアル——より効果的な職場環境等の改善対策のために—— (平成21年5月改訂版), Retrieved from http://www.tmu-ph.ac/topics/stress_table.php (2019年3月1日)
- 白山靖彦・野口康彦 (2010). 福祉系大学における学生の職業選択に関する要因の検討 静岡英和学院大学紀要, 8, 285-291.
- 高野美香・鈴木英子・高山裕子 (2016). 大学病院に勤務する新卒看護師のバーンアウトの関連要因：職場環境の視点から 日本保健福祉学雑誌, 23, 25-36.
- 田尾雅夫 (1989). バーンアウト：ヒューマン・サービス従事者における組織ストレス 社会心理学研究, 4, 91-97.
- 堤 明純 (2006). 努力報酬不均衡モデルを用いたストレス評価 総合健診, 33, 122-123.

Abstract

The Relationship of Subjective Reward for Stress
Response on Human Service Profession

Junichi Igawa*, Masaru Tokuoka** and Daisuke Nakanishi***

This study aimed to clarify the relationship between job stress and subjective rewards. The survey was conducted with a total of 450 participants, including doctors (Dr), nurses (Ns), and care workers (CW). We used the Subjective Reward Scale for Human Service (SRS-HS) and The Brief Job Stress Questionnaire (Field B). Firstly, exploratory factor analysis and multi-group confirmatory factor analysis of SRS-HS were performed to confirm its validity. We found that the SRS-HS comprised five factors (economic, interpersonal, social, growth, stable) similar to previous study. Next, we compared job stress and SRS-HS results for each of the three participant occupations, with the results showing occupational differences in social and economic rewards (Dr > Ns > CW) as well as stable rewards (Ns > Dr = CW). CW have the highest level of stress of the three occupations studied. We used multiple regression analysis to confirm the influence of SRS-HS on job stress. Results showed that job stress for all occupations was suppressed by economic and stable rewards, namely the hygiene factor. Conversely, job stress was partially suppressed by growth and interpersonal rewards, including the satisfaction factor. These results indicated that it is important to secure the hygiene factor first, followed by addition of the satisfaction factor to improve mental health in human service professions.

Keywords: Subjective reward, stress response, job comparison, human service

* Oita University

** Takamatsu University

*** Hiroshima Shudo University