

セルフ・コンパッションはJung心理学的タイプとウェルビーイングの関連を調整するのか

メタデータ	言語: jpn 出版者: 公開日: 2022-07-12 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 坂田, 浩之, 川上, 正浩, 小城, 英子 メールアドレス: 所属:
URL	https://osaka-shoin.repo.nii.ac.jp/records/4861

セルフ・コンパッションは Jung 心理学的タイプと ウェルビーイングの関連を調整するのか

坂田 浩之 ・ 川上 正浩 ・ 小城 英子

臨床心理学専攻准教授

臨床心理学専攻教授

聖心女子大学

要約

本研究は、パーソナリティとウェルビーイングとの関連を、セルフ・コンパッションによって調整できるかどうかについて検討することを目的とした。パーソナリティとして Jung 心理学的タイプ、ウェルビーイングとして快楽（Hedonia）および幸福（Eudaimonia）に対する動機づけを取り上げた。質問紙調査を行い、日本人大学生 119 名が参加した。階層的重回帰分析によって、快楽および幸福に対する動機づけに関して、Jung 心理学的タイプとセルフ・コンパッションの交互作用を検討した結果、快楽に対する動機づけと Jung 心理学的タイプの関連をセルフ・コンパッションが調整することが示唆された。一方、幸福に対する動機づけに関しては、Jung 心理学的タイプとセルフ・コンパッションの交互作用が認められなかった。

キーワード：Hedonia and Eudaimonia, セルフ・コンパッション, Jung 心理学的タイプ, ウェルビーイング

I 問題と目的

ウェルビーイングの概念の捉え方は多様であるが、快楽（Hedonia）と幸福（Eudaimonia）の 2 側面があることは一般的に合意されている（Gentzler et al., 2021）。快楽的動機は、リラクゼーションや喜びなど快感に駆り立てられることを含意し、幸福的動機は、自分の潜在的な可能性を追求して生きることや、より大きな目標を持つことを含意する（Gentzler et al., 2021; Huta & Waterman, 2014）。特に、幸福の概念は、Honey, K. の「真の自己」や Maslow, A. の「自己実現」といったパーソナリティ理論にルーツがあり（Huta & Waterman, 2014）、臨床心理学的支援の目標を考える上でも重要であると考えられる。

ウェルビーイングはパーソナリティによって異なることが明らかにされている。例えば、Aghababaei & Arji (2014) では、HEXACO との関連において、快楽は外向性、協調性、誠実性との間に正の関連、感情性との間に負の関連が示

され、幸福は、開放性、外向性、協調性、誠実性、正直さ―謙虚さとの間に正の関連、感情性との間に負の関連が示された。

パーソナリティによってウェルビーイングが異なるならば、ウェルビーイングが低くなりがちなるパーソナリティの者がどのような心理的態度を身につければ、ウェルビーイングを高めることができるかを明らかにすることは、心理臨床において、あるいは心の健康を保持増進する心理教育を行う上で有益であると考えられる。そこで本研究では、パーソナリティとして心理学的タイプ（Jung, 1921/1987）を、心理的態度としてセルフ・コンパッションを取り上げ、Jung 心理学的タイプとウェルビーイング（快楽、幸福）に対する動機づけの関連、および、その関連をセルフ・コンパッションが調整するかどうかについて明らかにすることを目的とする。なお、本研究において、動機づけの観点で快楽、幸福を扱うのは、既存の快楽、幸福を明確に並列的な概念として測定できる日本

語の尺度が、動機づけに関する日本語版 HEMA 尺度（浅野ら, 2014）だからである。

セルフ・コンパッションは、a) 厳しい自己批判や審査ではなく、自分に優しさと理解を広げる（自分への優しさ）、b) 自分の経験を、独立した、自分だけのこととしてではなく、より大きな人間の経験の一部として見る（人としての普遍的体験）、c) 自分の痛みを伴う考えや感情を、過大評価するのではなく、バランスの取れた意識の中に留めおく（マインドフルネス）、という3つの中核要素で構成される態度として定義される（石村ら, 2014; Neff, 2003; Neff & Germer, 2020）。セルフ・コンパッションは、心理療法において苦痛を軽減し、クライアントとセラピストの両方の人生をより良いものに変えるのに役立つ非常に効果的なツールだとされる（Neff & Germer, 2020）。セルフ・コンパッションとウェルビーイングとの関連について言えば、Zessin et al. (2015) が、16,416 名のデータによりメタ分析した結果、 $r = .47$ の関連が認められ、特に心理学的ウェルビーイング（幸福的なウェルビーイング）との間に $r = .62$ の関連が認められている。

なお、本研究における仮説は、以下の通りである。まず、外向型—内向型に関しては、外向的な文化である米国でセルフ・コンパッションが開発され、有効性が認められてきたことを踏まえると、外向型において、セルフ・コンパッションとウェルビーイングに対する動機づけとの関連が大きいと考えられる。思考型—感情型に関しては、セルフ・コンパッションが適応的な情動調整の促進を通じて精神的健康に影響を及ぼす（Inwood & Ferrari, 2018）ことを踏まえると、感情機能が未分化である思考型において、セルフ・コンパッションとウェルビーイングとの関連が大きいと考えられる。感覚型—直観型に関しては、理論的な観点からはセルフ・コンパッションの調整効果については予測できないため、本研究において探索的に検討する。

本研究においては、質問紙調査によって、Jung 心理学的タイプ、セルフ・コンパッション、ウェ

ルビーイング（快楽、幸福）を測定する。そして、Jung 心理学的タイプとセルフ・コンパッション、およびその交互作用を独立変数、ウェルビーイングを従属変数として、関連を検討する。Jung 心理学的タイプとセルフ・コンパッションのウェルビーイングに対する交互作用が認められるならば、Jung 心理学的タイプとウェルビーイングの関連を、セルフ・コンパッションが調整していると考えることができる。

II 方法

1. 調査参加者

近畿圏の A 女子大学および中部圏の B 大学に所属する 18 歳から 24 歳までの大学生 119 名（平均年齢 19.8 歳、 $SD = 1.3$ ）が調査に参加した。女性が 79 名（66.4%）、男性が 28 名（23.5%）、未回答が 12 名（10.1%）であった。

2. 調査時期

調査参加者から 2019 年 9 月から 11 月の間にデータを収集した。

3. 質問紙の構成

1) Jung's Psychological Type Scale; JPTS JPTS は、佐藤（2005）が作成した、Jung の心理学的タイプの理論に基づいて構成し、信頼性・妥当性の検討を行っている尺度である。Jung の心理学的タイプの理論に基づき、「外向—内向」、「思考—感情」、「感覚—直観」という3つの下位尺度から構成される。日本人大学生男女 542 名のデータによる各下位尺度の Cronbach の α 係数は、それぞれ順に、.80, .80, .76 であった（佐藤, 2005）。各項目は、「外側の世界を広げていくのは得意なほうだ。」と「内側の世界を深めていくのは得意なほうだ。」など対極的な文が左右に配置され、どちらに自分がより当てはまるかについて、7 件法で回答が求められる。「外向—内向」尺度は、「楽しみを外側の世界に求めるほうだ。—楽しみを内側の世界に求めるほうだ。」などの 9 項目から構成される。「思考—感情」尺度は、「日々の生活に筋道立った道理や理屈が必要だと思うほうだ。—日々の生活に気持ちのふれあいや情緒的な交流

が必要だと思うほうだ。」などの9項目から構成される。「感覚一直観」尺度は、「未知なものに出会ったとき、五感の感覚を頼りにするほうだ。一未知なものに出会ったとき、第六感やひらめきを頼りにするほうだ。」などの9項目から構成される。項目間の順序は一通りのランダムな配置で並べられた。また、「外向—内向」は外向、「思考—感情」は思考、「感覚一直観」は感覚が高得点となるような7件法にて回答を求めた。

2) 日本語版セルフ・コンパッション尺度; SCS-J SCS-Jは、Neff (2003) が作成した Self-Compassion Scale 26項目を石村ら (2014) が日本語に訳して構成した尺度である。SCS-Jは「自分への優しさ」、「自己批判」、「人としての普遍的体験」、「孤立」、「マインドフルネス」、「過剰なとらわれ」という6つの下位尺度から構成される。日本人大学生男女173名のデータによる各下位尺度の α 係数は、それぞれ順に、.81, .75, .71, .82, .72, .80であった (石村ら, 2014)。「自分への優しさ」は、「苦しさを感じているとき、自分に優しくする」などの5項目から構成される。「自己批判」は、「私は、自分の性格の好きでない部分に関して、寛容になれない」などの5項目から構成される。「人としての普遍的体験」は、「私は落ち込んで、調子が悪いとき、この世の中には私のように感じている人がたくさんいるということ自分を言い聞かせる」などの4項目から構成される。「孤立」は、「重要なことに失敗するとき、私は自分の失敗の中でひとりぼっちに感じる人が多い」などの4項目から構成される。「マインドフルネス」は、「大切なことで失敗するとき、私は冷静に状況をみようとする」などの4項目から構成される。「過剰なとらわれ」は、「落ち込んでいるとき、うまくいかないことばかり、くよくよく考えて、それらに執着してしまう」などの4項目から構成される。石村ら (2014) に倣い、「困難な時、自分自身に対して普段どのようなことをしますか。以下の文章は、困難なときにあなたは自分に対してどのように振る舞うかについて尋ねるものです。回答するまえに一つずつの項目を注

意深く読んで、あなたはどのくらい頻繁に振る舞うかについて、以下の5段階で最も当てはまるものに○をつけてください。「まったくしない (1)」「あまりしない (2)」「たまにする (3)」「ひんぱんにする (4)」「いつもする (5)」という教示文を示し、5件法で回答を求めた。項目間の順序は一通りのランダムな配置で並べられた。

3) 日本版 HEMA 尺度 日本版 HEMA 尺度は、Huta & Ryan (2010) が主成分分析に基づいて作成した、快楽と幸福の二つの観点から、個人の日常活動における動機づけを測定する Hedonic and Eudaimonic Motives for Activities (HEMA) 尺度9項目を浅野ら (2014) が日本語に訳して、探索的および確認的因子分析の結果を踏まえて、独自に項目を追加して、構成した11項目からなる尺度である。日本版 HEMA 尺度は「くつろぎ追求」、「幸福追求」、「喜び追求」の3つの下位尺度から構成される。日本人大学生336名のデータによる各下位尺度の α 係数はいずれも .80 以上であった (浅野ら, 2014)。「くつろぎ追求」は、覚醒度の低いポジティブ感情を追求する「のんびりした気分を追求すること」などの4項目から構成される。「幸福追求」は、「自分自身の力を最大限に生かす方法を追求すること」などの4項目から構成される。「喜び追求」は、覚醒度の高いポジティブ感情を追求する「楽しさを追求すること」などの3項目から構成される。浅野ら (2014) に倣い、「あなたはふだん、自分の活動に取り組む際に、以下に示すそれぞれの意思をどれくらい持っていますか。あなたが実際に目標を達成しているかどうかにかかわらず、1から7の間で回答してください。」という教示文を示し、「全くあてはまらない (1)」から「非常にあてはまる (7)」の7件法で回答を求めた。項目間の順序は一通りのランダムな配置で並べられた。

なお、各質問紙は、APPLE 改訂版 (小城ら, 2017) など他の複数の尺度と組み合わせて構成された。各質問紙に含まれていたその他の尺度については、本研究では言及しない。

4. 手続き

調査は、心理学系の講義における授業時間内に、Jung 心理学的タイプ測定尺度が含まれるもの、セルフ・コンパッション尺度が含まれるもの、日本語版 HEMA 尺度が含まれるものの3回に分けて実施された。調査参加者は、他の調査参加者もいる教室で、各自のペースで質問紙に回答した。所要時間はいずれも10分程度であった。

5. 倫理的配慮

回答に際しては、研究の目的が集団の傾向を把握するものであること、調査の結果は統計的に処理され、個人の結果が問題とされたり、評価されたりすることはないこと、結果が研究の目的以外に使用されることはないこと、調査への参加は自由意思によるものであること、調査に参加しないことで不利益が生じることは一切ないことをフェイスシートに記載していた。フェイスシートに記載されたこれらの記載事項に同意する場合にのみ、調査に参加してもらった。また、フェイスシートに記名欄を設けず、無記名で回答してもらった。

その代わりに各参加者にIDを割り振り、フェイスシートにはそのIDを記入してもらった。そして、複数回に分けて行われた調査データのマッチングは、そのIDを用いて行った。

6. 分析方法

本研究の分析にはHAD（清水，2016）が使用された。

Ⅲ 結果

1. 各尺度得点の算出

JPTS に関しては佐藤（2005）、SCS-J に関しては石村ら（2014）、日本語版 HEMA 尺度に関しては、浅野ら（2014）において、信頼性・妥当性の検討が行われているので、これらに倣い各下位尺度得点を算出した。すなわち、JPTS の各下位尺度は構成する項目の合計得点によって、SCS-J と日本語版 HEMA 尺度の各下位尺度は構成する項目の平均得点によって算出した。各尺度の平均値、標準偏差、得点範囲を表1に示した。 α 係数

表1 各尺度の基本統計量および α 係数

Variable	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	α	Range	
					Potential	Actual
JPTS						
外向—内向	98	31.70	(10.36)	.83	7—63	12—60
思考—感情	98	30.29	(9.07)	.79	7—63	10—56
感覚—直観	96	37.81	(8.18)	.78	7—63	10—56
SCS-J						
自分への優しさ	101	2.96	(0.89)	.86	1—5	1.0—5.0
自己批判	100	3.21	(0.90)	.84	1—5	1.0—5.0
人としての普遍的体験	100	2.94	(0.74)	.61	1—5	1.0—4.8
孤立	100	3.20	(1.05)	.85	1—5	1.0—5.0
マインドフルネス	101	3.00	(0.78)	.72	1—5	1.0—5.0
過剰なとらわれ	101	3.45	(0.87)	.77	1—5	1.0—5.0
日本語版HEMA尺度						
くつろぎ追求	103	5.42	(1.08)	.85	1—7	2.0—7.0
幸福追求	103	4.99	(1.04)	.75	1—7	1.8—7.0
喜び追求	103	5.72	(0.96)	.82	1—7	2.0—7.0

注) JPTS = Jung's Psychological Type Scale, SCS-J = 日本語版セルフ・コンパッション尺度, HEMA = Hedonic and Eudaimonic Motives for Activities.

を算出したところ、表 1 の通り、SCS-J の下位尺度「人としての普遍的体験」以外は、.72 以上の高い内的整合性が示された。 α 係数が .61 であった「人としての普遍的体験」は本サンプルにおいて十分な内的整合性が示されなかったため、以降の分析には用いなかった。

2. JPTS, SCS-J, 日本版 HEMA 尺度に関する各得点間の相関関係

JPTS, SCS-J, 日本版 HEMA 尺度に関する各得点間の関連について検討するために、各得点間について相関係数を算出した。その結果を表 2 に示した。なお、相関係数については Cohen (1992) に倣い、 $|r| = .10$ を効果量小、 $|r| = .30$ を効果量中、 $|r| = .50$ を効果量大と判断した。

JPTS の下位尺度間に関しては、「思考—感情」と「感覚—直観」との間に効果量中の正の相関が認められた。SCS-J の下位尺度間に関しては、理論的な予測通り「自分への優しさ」と「自己批判」の間、「マインドフルネス」と「過剰なとらわれ」の間に、それぞれ効果量中、効果量小の負の相関が認められた。その他にも、「自分への優しさ」と「マインドフルネス」の間、「自己批判」、「孤立」、「過剰なとらわれ」の間に効果量中から大の正の相関が認められた。日本版 HEMA 尺度の下位尺度間相関に関しては、理論的な予測通り「くつろぎ追求」と「喜び追求」との間に効果量

大の正の相関が認められた他、「幸福追求」と「喜び追求」の間にも効果量大の正の相関が認められた。なお、JPTS, SCS-J, 日本版 HEMA 尺度それぞれ上記以外の下位尺度間には有意な相関は認められなかった。

JPTS 各得点と SCS-J 各得点間に関しては、「外向—内向」と「自分への優しさ」および「マインドフルネス」の間に効果量中の正の相関、「思考—感情」と「マインドフルネス」の間に効果量小の正の相関が認められたが、それ以外に有意な相関は認められなかった。また、JPTS と日本版 HEMA 尺度の各得点間に関しては、「外向—内向」と「喜び追求」の間のみ効果量中の正の相関が認められたが、それ以外には有意な相関は認められなかった。さらに SCS-J と日本版 HEMA 尺度の各得点間に関しては、「自分への優しさ」と「くつろぎ追求」および「喜び追求」の間に効果量中の正の相関、「自己批判」と「くつろぎ追求」および「喜び追求」の間に効果量小の負の相関が認められたが、それ以外には有意な相関は認められなかった。

3. 日本版 HEMA 尺度各得点に対する JPTS, SCS-J 各得点の主効果・交互作用の検討

日本版 HEMA 尺度の各得点に対する JPTS と SCS-J の各得点の交互作用、すなわち、JPTS と日本版 HEMA 尺度の各得点間の関連に対する

表 2 JPTS, SCS-J, 日本版 HEMA 尺度各下位尺度得点間の相関係数

Measure	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1. 外向—内向	—										
2. 思考—感情	.04	—									
3. 感覚—直観	-.16	.35 ***	—								
4. 自分への優しさ	.38 ***	-.17	-.15	—							
5. 自己批判	-.18	.16	.05	-.56 ***	—						
6. 孤立	-.21	-.08	.04	-.26 **	.67 ***	—					
7. マインドフルネス	.31 **	.23 *	.09	.45 ***	-.18	-.23 *	—				
8. 過剰なとらわれ	-.19	-.13	.14	-.18	.63 ***	.73 ***	-.28 **	—			
9. くつろぎ追求	-.03	-.17	-.01	.31 **	-.23 *	-.13	.13	-.10	—		
10. 幸福追求	.17	.03	-.20	.00	.15	.10	.13	-.01	.17	—	
11. 喜び追求	.38 ***	-.16	-.21	.36 ***	-.27 **	-.12	.19	-.18	.55 ***	.58 ***	—

注) JPTS = Jung's Psychological Type Scale, SCS-J = 日本語版セルフ・コンパッション尺度, HEMA = Hedonic and Eudaimonic Motives for Activities.

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

表3 JPTS, SCS-J 各得点から日本版 HEMA 尺度各得点を予測する階層的重回帰分析

Predictor	日本版HEMA尺度								
	くつろぎ追求			幸福追求			喜び追求		
	ΔR^2	β	VIF	ΔR^2	β	VIF	ΔR^2	β	VIF
Step1	.14			.13			.25 **		
外向—内向		-.20	1.27		.15	1.27		.31 **	1.27
思考—感情		-.14	1.48		.01	1.48		-.10	1.48
感覚—直観		.04	1.49		-.19	1.49		-.08	1.49
自分への優しさ		.25	2.61		-.12	2.61		.07	2.61
自己批判		-.03	3.49		.15	3.49		-.20	3.49
孤立		-.07	2.36		.09	2.36		.13	2.36
マインドフルネス		.07	1.71		.22	1.71		.12	1.71
過剰なとらわれ		-.04	2.96		-.11	2.96		-.04	2.96
Step2	.33 **			.20			.31 **		
外向—内向×自分への優しさ		.13	4.84		-.43	4.84		-.21	4.84
外向—内向×自己批判		.23	5.41		.04	5.41		.04	5.41
外向—内向×孤立		-.49	6.64		-.24	6.64		-.59 *	6.64
外向—内向×マインドフルネス		.39 *	3.25		.27	3.25		.39 *	3.25
外向—内向×過剰なとらわれ		.22	4.40		.17	4.40		.48 *	4.40
思考—感情×自分への優しさ		.18	5.44		.08	5.44		.20	5.44
思考—感情×自己批判		-.39	7.79		-.38	7.79		-.41	7.79
思考—感情×孤立		.65 *	7.04		.38	7.04		.57 *	7.04
思考—感情×マインドフルネス		-.27	4.25		.29	4.25		-.13	4.25
思考—感情×過剰なとらわれ		-.07	6.25		.03	6.25		.05	6.25
感覚—直観×自分への優しさ		-.59 **	4.87		-.53 *	4.87		-.77 ***	4.87
感覚—直観×孤立		-.82 **	8.86		-.42	8.86		-.57 *	8.86
感覚—直観×マインドフルネス		.86 **	7.18		.41	7.18		1.06 ***	7.18
感覚—直観×過剰なとらわれ		.26	4.76		.24	4.76		.09	4.76
Total R^2	.46 **			.33			.57 ***		
Adjusted R^2	.26 **			.08			.40 ***		

注) JPTS = Jung's Psychological Type Scale, SCS-J = 日本語版セルフ・コンパッション尺度, HEMA = Hedonic and Eudaimonic Motives for Activities. $n = 80$.

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

SCS-J の調整効果について検討するために、日本版 HEMA 尺度の各得点を目的変数、JPTS と SCS-J の各得点を予測変数とする階層的重回帰分析を行った。なお、第1ステップでは、JPTS および SCS-J の各得点の主効果のみを投入した。第2ステップでは、JPTS の各得点と SCS-J の各得点の交互作用項を追加投入した。

その結果、「くつろぎ追求」、「幸福追求」、「喜

び追求」のいずれを目的変数とした場合も、「感覚—直観」と「自己批判」の交互作用項 ($VIF = 13.46$)、および「感覚—直観」と「孤立」の交互作用項 ($VIF = 10.64$) の VIF が 10 より大きく、多重共線性が生じている可能性が示唆された。既に α 係数の小ささから「人としての普遍的体験」を分析から除外しており、加えて「孤立」が関わる交互作用項を除外すると、セルフ・コンパッショ

ンの「人としての普遍的体験」という構成要素(石村ら, 2014; Neff, 2003)を測定する変数の調整効果を検討できなくなってしまうため、「感覚一直観」と「孤立」の交互作用項を残し、「感覚一直観」と「自己批判」の交互作用項を以降の分析から除外することとした。

「感覚一直観」と「自己批判」の交互作用項を除外した上で、あらためて日本版 HEMA 尺度の各得点を目的変数、JPTS と SCS-J の各得点を予測変数とする階層的重回帰分析を行った。ここでも、第 1 ステップでは、JPTS および SCS-J の各得点の主効果のみを投入し、第 2 ステップでは、JPTS の各得点と SCS-J の各得点の交互作用項を追加投入した。その結果を表 3 に示した。

「くつろぎ追求」を目的変数とした場合、ステップ 2 における説明率の上昇が有意であり、決定係数も有意であった。ステップ 2 では、「外向-内向」と「マインドフルネス」の交互作用項 ($B=0.04$ [$0.00-0.08$]¹⁾), 「思考-感情」と「孤立」の交互作用項 ($B=0.06$ [$0.01-0.11$]) および「感覚一直観」と「マインドフルネス」の交互作用項 ($B=0.09$ [$0.04-0.14$]) の正の効果が有意であった。一方、「感覚一直観」と「自分への優しさ」の交互作用項 ($B=-0.07$ [$-0.12--0.02$]), および「感覚一直観」と「孤立」の交互作用項 ($B=-0.09$ [$-0.15--0.03$]) の負の効果が有意であった。なお、ステップ 1 の説明率の上昇(決定係数)は有意でなかった。有意であった交互作用項に関して、単純傾斜検定を行った。その結果、「外向-内向」と「マインドフルネス」の交互作用項に関しては、図 1 に示されたように、外向型では「マインドフルネス」の正の効果が有意であった ($B=0.62$ [$0.07-1.17$], $p<.05$.) が、内向型ではその効果は有意でなかった ($B=-0.23$ [$-0.83-0.36$], $n.s.$)。「思考-感情」と「孤立」の交互作用項に関しては、図 2 に示されたように、感情型では「孤立」の負の効果が有意であった ($B=-0.55$ [$-1.07--0.02$], $p<.05$) が、思考型ではその効果は有意でなかった ($B=0.55$ [$-0.03-1.14$], $n.s.$)。「感覚一直観」と「自分への優しさ」

の交互作用項に関しては、図 3 に示されたように、直観型では「自分への優しさ」の正の効果が有意であった ($B=1.10$ [$0.48-1.72$], $p<.001$) が、感覚型ではその効果は有意でなかった ($B=-0.04$ [$-0.60-0.52$], $n.s.$)。「感覚一直観」と「孤立」の交互作用項に関しては、図 4 に示されたように、直観型では「孤立」の正の効果が有意であった ($B=0.70$ [$0.09-1.32$], $p<.05$) が、感覚型では「孤立」の負の効果が有意であった ($B=-0.70$ [$-1.28--0.11$], $p<.05$)。「感覚一直観」と「マインドフルネス」の交互作用項に関しては、図 5 に示されたように、感覚型では「マインドフルネス」の正の効果が有意であった ($B=0.93$ [$0.28-1.58$], $p<.01$) が、直観型ではその効果は有意でなかった ($B=-0.54$ [$-1.12-0.03$], $n.s.$)。

次に、「幸福追求」を目的変数とした場合、ステップ 2 における説明率の上昇は有意でなく、決定係数も有意ではなかった。ステップ 1 の説明率の上昇(決定係数)も有意ではなかった。

さらに「喜び追求」を目的変数とした場合、ステップ 2 における説明率の上昇が有意であり、決定係数も有意であった。ステップ 2 では、「外向-内向」と「マインドフルネス」の交互作用項 ($B=0.04$ [$0.01-0.06$]), 「外向-内向」と「過剰なとらわれ」の交互作用項 ($B=0.05$ [$0.01-0.10$]), 「思考-感情」と「孤立」の交互作用項 ($B=0.04$ [$0.01-0.08$]), および「感覚一直観」と「マインドフルネス」の交互作用項 ($B=0.09$ [$0.05-0.14$]) の正の効果が有意であった。一方、「外向-内向」と「孤立」の交互作用項 ($B=-0.04$ [$-0.08--0.01$]), 「感覚一直観」と「自分への優しさ」の交互作用項 ($B=-0.08$ [$-0.11--0.04$]), および「感覚一直観」と「孤立」の交互作用項 ($B=-0.05$ [$-0.09-0.00$]) の負の効果が有意であった。また、ステップ 1 の説明率の上昇(決定係数)も有意であり、「外向-内向」の正の効果 ($B=0.03$ [$0.01-0.05$]) が有意であった。有意であった交互作用項に関して、単純傾斜検定を行った。その結果、「外向-内向」と「孤立」の交互作用項に関しては、図 6 に示されたように、内向

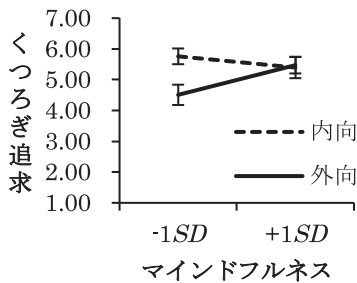


図1 くつろぎ追求に対する外向、内向におけるマインドフルネスの単純傾斜分析

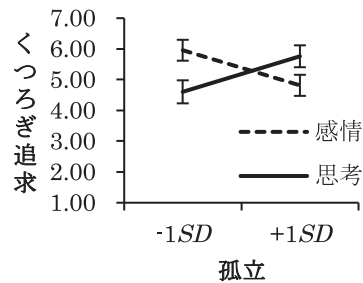


図2 くつろぎ追求に対する思考、感情における孤立の単純傾斜分析

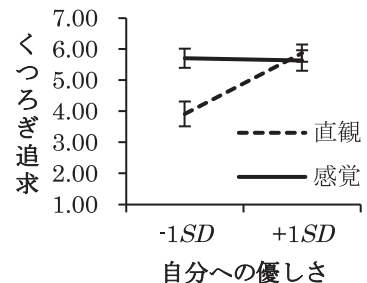


図3 くつろぎ追求に対する感覚、直観における自分への優しさの単純傾斜分析

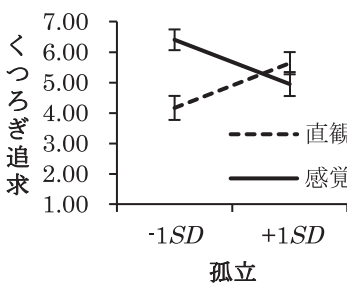


図4 くつろぎ追求に対する感覚、直観における孤立の単純傾斜分析

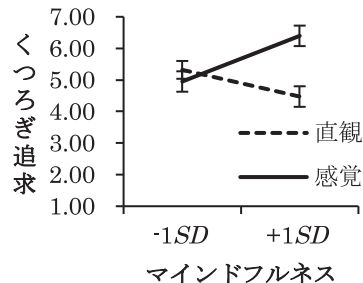


図5 くつろぎ追求に対する感覚、直観におけるマインドフルネスの単純傾斜分析

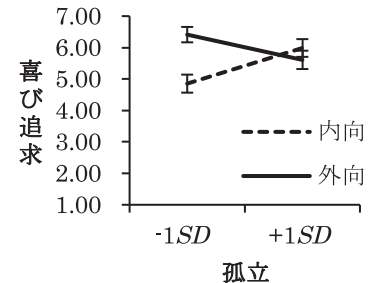


図6 喜び追求に対する外向、内向における孤立の単純傾斜分析

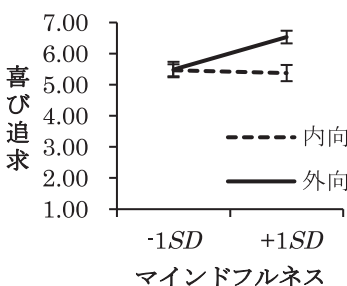


図7 喜び追求に対する外向、内向におけるマインドフルネスの単純傾斜分析

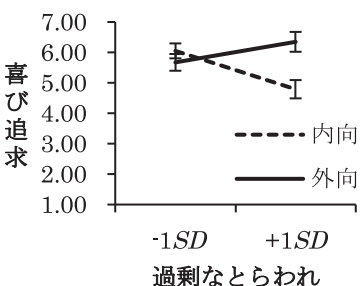


図8 喜び追求に対する外向、内向における過剰なとらわれの単純傾斜分析

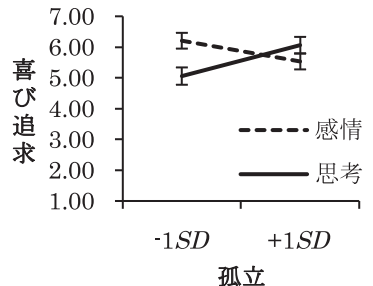


図9 喜び追求に対する思考、感情における孤立の単純傾斜分析

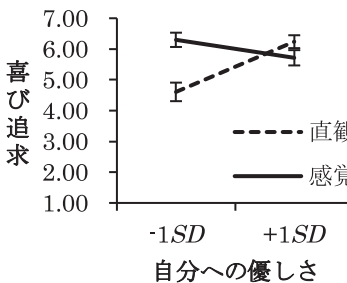


図10 喜び追求に対する感覚、直観における自分への優しさの単純傾斜分析

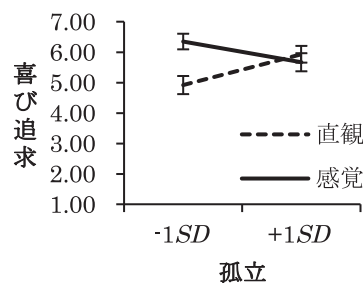


図11 喜び追求に対する感覚、直観における孤立の単純傾斜分析

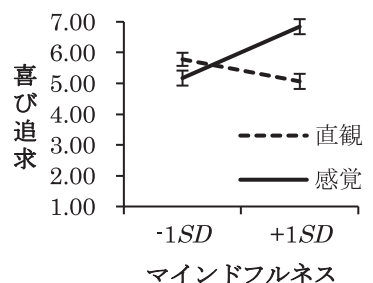


図12 喜び追求に対する感覚、直観におけるマインドフルネスの単純傾斜分析

型では「孤立」の正の効果が有意であった ($B=0.54$ [$0.08-1.01$], $p<.05$) が、外向型ではその効果は有意でなかった ($B=-0.38$ [$-0.80-0.03$], $n.s.$)。「外向-内向」と「マインドフルネス」の交互作用項に関しては、図 7 に示されたように、外向型では「マインドフルネス」の正の効果が有意であった ($B=0.67$ [$0.26-1.09$], $p<.01$,) が、内向型ではその効果は有意でなかった ($B=-0.06$ [$-0.51-0.39$], $n.s.$)。「外向-内向」と「過剰なとらわれ」の交互作用項に関しては、図 8 に示されたように、内向型では「過剰なとらわれ」の負の効果が有意であった ($B=-0.73$ [$-1.25--0.20$], $p<.01$,) が、外向型ではその効果は有意でなかった ($B=0.39$ [$-0.20-0.98$], $n.s.$)。「思考-感情」と「孤立」の交互作用項に関しては、図 9 に示されたように、思考型では「孤立」の正の効果が有意であった ($B=0.48$ [$0.04-0.92$], $p<.05$) が、感情型ではその効果は有意でなかった ($B=-0.32$ [$-0.72-0.07$], $n.s.$)。「感覚-直観」と「自分への優しさ」の交互作用項に関しては、図 10 に示されたように、直観型では「自分への優しさ」の正の効果が有意であった ($B=0.92$ [$0.45-1.39$], $p<.001$) が、感覚型ではその効果は有意でなかった ($B=-0.33$ [$-0.75-0.09$], $n.s.$)。「感覚-直観」と「孤立」の交互作用項に関しては、図 11 に示されたように、直観型では「孤立」の正の効果が有意であった ($B=0.48$ [$0.02-0.95$], $p<.05$) が、感覚型ではその効果は有意でなかった ($B=-0.33$ [$-0.77-0.12$], $n.s.$)。「感覚-直観」と「マインドフルネス」の交互作用項に関しては、図 12 に示されたように、感覚型では「マインドフルネス」の正の効果が有意であった ($B=1.07$ [$0.58-1.57$], $p<.001$) が、直観型では「マインドフルネス」の負の効果が有意であった ($B=-0.46$ [$-0.90--0.03$], $p<.05$)。

IV 考察

本研究において、階層的重回帰分析の結果から、性格タイプとウェルビーイングに対する動機づけの関連は、快楽に限れば、セルフ・コンパッション

によって調整されることが示唆された。具体的に、外向型は、マインドフルネスを身に着けているほどくつろぎや喜びを感じることに動機づけられていることが示唆された。一方、内向型は、自分は孤立していると体験しているほど喜びを感じることに動機づけられ、何かに過剰にとらわれているほど喜びを感じることに動機づけが低いことが示唆された。思考型-感情型に関しては、自分が孤立していると体験しているほど、思考型は喜びを感じることに動機づけられており、感情型はくつろぎを感じることに動機づけられていることが示唆された。また、感覚型は、自分は孤立していると体験しているほど、くつろぎを感じることに動機づけが低くなり、マインドフルネスを身に着けているほど、くつろぎや喜びを感じることに動機づけられていることが示唆された。一方、直観型は、自分に優しくできるほど、あるいは自分は孤立していると体験しているほど、くつろぎや喜びを感じることに動機づけられていることが示唆された。外向型や思考型において、セルフ・コンパッションの調整効果が大きいという結果は示されず、仮説は支持されなかった。むしろ、性格タイプによって、セルフ・コンパッションの調整効果の方向性が異なることが示唆された。

さらに、本研究の結果から、人生に対する目的や自己実現といった幸福に対する動機づけは、性格タイプによって異ならず、セルフ・コンパッションも関連しないことが示唆された。この点ユング心理学において、性格タイプに関わらず、個性化が生じるときには人それぞれ多様に異なる「対極」が関与している (Myers, 2016) ことを考えると興味深い。

本研究の限界と今後の課題として、本研究のサンプルが一般大学生のみであり、本研究の知見を他の年齢層や臨床群にまで一般化可能であるかどうかはさらなる検討が必要であることが挙げられる。また、本研究では、Zessin et al. (2015) とは異なり、セルフ・コンパッションと幸福との間に関連が認められなかった。これは、文化差によるものなのか、本研究が動機の観点からウェルビー

イングを測定したためか不明であり、さらなる検討が求められる。これらの限界や課題はありつつも、本研究においてパーソナリティとウェルビーイングとの関連をセルフ・コンパッションがどのように調整しうるかについて示したことは、心理臨床や心の健康の保持増進に向けた心理教育においてセルフ・コンパッションを活用する上での基礎資料を提供した点において有用であるといえる。

注

1) [] 内は95%信頼区間である。

付記

本研究の一部は、科学研究費補助金基盤C「不思議現象と心理学教育（課題番号15K04038 研究代表者 小城英子）」の助成を受けて行われたものである。

文献

- Aghababaei, N. & Arji, A. (2014). Well-being and the HEXACO model of personality. *Personality and Individual Differences*, **56**, 139-142.
- 浅野良輔・五十嵐祐・塚本早織 (2014). 日本版 HEMA 尺度の作成と検討 —— 幸せへの動機づけとは. *心理学研究*, **85**, 69-79.
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, **112**, 155-159.
- Gentzler, A. L., DeLong, K. L., Palmer, C. A., & Huta, V. (2021). Hedonic and eudaimonic motives to pursue well-being in three samples of youth. *Motivation and Emotion*, **45**, 312-326.
- Huta, V. & Ryan, R. M. (2010). Pursuing pleasure or virtue: The differential and overlapping well-being benefits of hedonic and eudaimonic motives. *Journal of Happiness Studies*, **11**, 735-762.
- Huta, V. & Waterman, A. S. (2014). Eudaimonia and its distinction from hedonia: Developing a classification and terminology for understanding conceptual and operational definitions. *Journal of Happiness Studies*, **15**, 1425-1456.
- Inwood, E. & Ferrari, M. (2018). Mechanisms of change in the relationship between self-compassion, emotion regulation, and mental health: A systematic review. *Applied Psychology: Health and Well-Being*, **10**, 215-235.
- 石村郁夫・羽鳥健司・浅野憲一・山口正寛・野村俊明・鋤柄のぞみ・岩壁茂 (2014). 日本語版セルフ・コンパッション尺度の作成および信頼性と妥当性の検討. *東京成徳大学臨床心理学研究*, **14**, 141-153.
- Jung, C. G. (1921). *Psychologische Typen*. Zürich: Rascher Verlag. 林道義 (訳) (1987). タイプ論. みすず書房.
- 小城英子・坂田浩之・川上正浩 (2017). 不思議現象に対する態度改訂版尺度の妥当性検証 (2) —— 不思議現象に対する態度 (52). *日本心理学会第81回大会発表論文集*, 156.
- Myers, S. (2016). Myers-Briggs typology and Jungian individuation. *Journal of Analytical Psychology*, **61**, 289-308.
- Neff, K. D. (2003). The development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity*, **2**, 223-250.
- Neff, K. & Germer, C. (2022). The role of self-compassion in psychotherapy. *World Psychiatry*, **21**, 58-59.
- 佐藤淳一 (2005). Jung の心理学的タイプ測定尺度 (JPTS) の作成. *心理学研究*, **76**, 203-210.
- 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.
- Zessin, U., Dickhäuser, O., & Garbade, S. (2015). The relationship between self-compassion and well-being: A meta-analysis. *Applied Psychology: Health and Well-Being*, **7**, 340-364.