

顕在的・潜在的自尊心と援助要請の関連

大嶋 陽斗

(池田 慎之介ゼミ)

はじめに

普段の生活や仕事の中で自身の力だけではどうしても解決できない問題や悩みを抱えることがある。そのような状況に直面した場合、家族・友人・同僚などの知人、もしくは専門家に助けを求める。そして直面している問題や悩みに関してアドバイスをもらったり、一緒に取り組んでもらったりする方法で解決や軽減にいたる。そして、他者に助けを求める行動は問題が些細なこと、重大なことに関わらず日常的に起こる。こういった行動を援助要請と呼び、「個人が問題の解決の必要があり、もし他者が時間、労力、ある種の資源を費やしてくれるのなら問題が解決、軽減するようなもので、その必要のある個人がその他者に対して直接的に援助を要請する行動」と定義される (DePaulo, 1983)。しかし、簡単には助けを求めない者もいる。永井 (2013) が援助要請の先行研究に基づき、援助要請を3つのスタイルに分類し、そのスタイルを測定するための尺度を作成している。作成方法として、各スタイルを測定する項目を作成し、それを各スタイルの定義と一致するかの判断を調査参加者に求め、合致している項目に対し因子分析を行っている。さらに構成概念妥当性を検討するため対人依存欲求や自己効力感、再確認傾向との関連を検討している。その結果、一定の内的整合性、妥当性を有していることが確認された。またこの尺度は援助要請を行うまでの行動に焦点を当てている。本研究は援助要請を行う際に自尊心が影響を及ぼすかを調査するため、作成された尺度を用いた。

3つの援助要請スタイルとは、「問題が深刻でなく、本来なら自分自身で取り組むことが可能な問題でも、安易に援助を要請する傾向」とされる援助要請過剰型、「問題の程度にかかわらず、一貫して援助を要請しない傾向」とされる援助要

請回避型、そして「困難を抱えても自身での問題解決を試み、どうしても解決が困難な場合に援助を要請する傾向」とされる援助要請自立型である (永井, 2013)。同研究によると、過剰型は他者からの承認などを過度に求める対人依存と自分は価値がある存在なのかなどについて過度に確認を求める再確認傾向と正の関連が示された。また、自立型は過剰型と同様に対人依存に関連がみられたが過剰型よりも有意に低く、ある行動を遂行できる可能性が自分にはあると認識する自己効力感とにスタイルの中で唯一関連が示された。さらに、回避型は対人依存にのみ関連が示されている。

この援助要請スタイルを用いた田島 (2020) によると、援助要請回避型の者は自尊感情との負の関連が示されており、援助要請過剰型と自立型との間には関連が示されていない。援助要請を行わない要因の一つとして自尊心の影響があり、援助要請と自尊心との関連が考えられる。

自尊心と援助要請の研究において、傷つきやすさ仮説 (Tessler & Schwartz, 1972) と、認知的一貫性仮説 (Bramel, 1968) の二つの仮説が提唱されている。前者の仮説は、自尊心が低い者は助けを求め他者の力を借りる自己を自責し、より自尊心が低下することを恐れるため、援助要請を行わないという説であり、正の関連が仮定される。後者の仮説は、自尊心の高い者は、助けを求めることにより、自尊心が高いという自身の認知と行動が一致せず一貫性がなくなるため、援助を求めない説であり、負の関連が仮定される。また田島 (2020) によると、自尊感情と援助要請を行う際の抵抗感の少なさ、援助要請を行うことに対しての肯定的態度との間に正の関連がみられた。このことから、顕在的自尊心が高い者は援助要請を行うと考えられ、傷つきやすさ仮説が支持できる。

以上の二つの仮説を含めた先行研究では Rosenberg (1965) の尺度を用いることで自尊心

顕在的・潜在的自尊心と援助要請の関連

を測り、援助要請との関連が検討されてきた。この自尊心は質問紙で回答を求めため、識別することができる顕在的自尊心と考えられ、識別することのできない潜在的自尊心とは区別されている。従って本研究では、顕在的自尊心だけではなく潜在的自尊心にも着目し、援助要請との関連があるか検討する。

木村(2017)は、専門家への援助要請が顕在的・潜在的自尊心と関連との関連を調べている。男性では顕在的自尊心が専門家への援助要請意図(一人で解決できない場合に、相談をするかどうか)との正の関連がみられたが、潜在的自尊心はみられなかった。女性では顕在的自尊心との正の関連がみられたが、潜在的自尊心との関連はみられなかった。

自尊心の研究において代表的である Rosenberg(1965)によると、「自己への肯定的もしくは否定的な態度」と定義されており、現在ではこの自尊心を顕在的自尊心としている。質問紙により回答を求めことで測定が可能である。そして、意識的に注意を向けることで識別可能な自尊心である。一方で潜在的自尊心の定義は「自己と結びついた対象や自己と乖離した対象に及ぼす、内観では特定できない(あるいは不正確に特定された)自己態度の効果」(Greenwald & Banaji, 1995)とされており、意識的に注意を向けても識別できず、無意識的に自身の言動に影響を及ぼす自尊心である。潜在的自尊心を測定する指標として、一般的に潜在連合テスト(Implicit Association Task: IAT)とName Letter Task(以下、NLT)が使用されている。IATはPCを使用し課題の中での反応時間をみるが、NLTは質問形式で文字に対しての評価をみる。一般的には信頼性および妥当性が高いIATを用いる研究が多いが、本研究では簡便に実施できることからNLTを用いる。

丹藤(2018)は潜在的自尊心の指標としてNLTを採用しており、NLTにおいても潜在的自尊心を測定する指標であることが確認できたため信頼性および妥当性を有すると考えられるため本研究でも用いる。NLTではネームレター効果をみることができる。ネームレター効果とは自身の名前に含まれている文字に対して、それ以外よりも好意的に捉えることである。NLTはアルファベットについて直感的に好意的あるいは非好意的

に感じるか評価をしてもらうという課題である。自身の姓と名のイニシャルに対して好意的に評価するほど潜在的自尊心が高いとされる。ネームレター効果は自身の名前の文字すべてに対し好意的に捉える場合と、イニシャルのみに好意的に捉える場合のどちらも効果がみられるが、イニシャルのみを分析する方法が多く採用されている。本研究でもイニシャルのみを用いる。

顕在的自尊心と潜在的自尊心を扱った研究はこれまでもされてきており、例えば岩田他(2013)によると、男性にのみ顕在的自尊心と潜在的自尊心の関連がみられ、女性には関連がみられなかった。一方で、片受・濱(2016)によると顕在的自尊心と潜在的自尊心との間に有意な相関はみられなかった。また藤井(2016)が大学生の適応に関わる諸変数に顕在的・潜在的自尊心の影響を調べた研究でも、顕在的自尊心と潜在的自尊心の間に有意な相関はみられなかった。このほかにも二つの自尊心の関連がみられない研究がある。このように関連がみられる研究もあるが基本的に無相関の研究が多くみられるため、顕在的自尊心と潜在的自尊心は、それぞれが独立し異なった側面を持っていると考えられる。小塩他(2009)によると、顕在的・潜在的自尊心と仮想的有能感との関連の研究で、顕在的自尊心は仮想的有能感の間接的指標となる他者軽視と関連はみられなかったが、潜在的自尊心は正の関連を示している。このことから、顕在的自尊心は他者軽視をしないことにより援助要請を過剰型もしくは自立型として行う傾向があると考えられるが、潜在的自尊心は他者軽視により援助要請を行わない傾向があると考えられる。

川崎・小玉(2010)は、受容的認知のあり方から自尊心と自己愛の違いを検討しており、その結果から自尊心は自己が望ましい特徴を有しているかどうかにかかわらず、自己に対して受容的・肯定的な認知を持つことが自尊心を支えていると考えている。この自己受容には、一般的にみれば否定的に捉えられる特徴(例;太っている)がある自己に対しても、受容的・肯定的な認知をもつこととされている(上田, 1996)。従って、自尊心が高い者は、自身の力だけで解決できない問題に直面しても、問題解決や軽減には他者の力を借りる必要がある自身すらも受容・肯定しているた

め、助けを求めることは自尊心が高い者は援助要請を行わないという認知と一致していない行動にはならず、援助要請を行うと考えられる。つまり、認知的一貫性説の仮定とは反対の結果になると考えられる。一方で、自尊心が低い者は、自己受容をしていないため、他者の力を借りず取り組むことで、自己受容への契機となりそれが自尊心向上につながるため、援助要請を行わないと考えられ、傷つきやすさ仮説と同じ結果が得られると予測される。

仮説

援助要請と顕在的および潜在的自尊心との関連を検討する。また顕在的自尊心と潜在的自尊心との関連も検討する。仮説として、顕在的自尊心は過剰型・自立型と正の相関を示し、回避型と負の相関を示すと予測される。潜在的自尊心は過剰型・自立型と無相関であり、回避型と正の相関を示すと予測される。また、顕在的自尊心と潜在的自尊心は無相関であると予測される。

方法

実験参加者と手続き

参加者は大学生 47 名（男性 22 名、女性 25 名）、平均年齢は 21.1 歳 ($SD=1.57$) だった。Google Form にて質問を作成し、Web で調査を行った。姓と名のイニシャルの記入を求めるにあたり、混同しないように姓、名の順にイニシャルを記入するように例を記載しておいた。

質問の構成

顕在的自尊感情 Rosenberg の 10 項目からなる自尊感情尺度の翻訳版の Mimura & Griffiths (2007) の尺度を用いた。「私は自分自身にだいたい満足している」、「自分は全くダメだと思うことがある」などの項目に対して、「1、いいえ」「2、どちらかといえばいいえ」「3、どちらかといえばはい」「4、はい」の 4 件法で回答を求めた。得点化については、選択肢と同じ点数を、逆転項目については選択肢の反対にした（例：1、はい）。内田・上楚 (2010) は翻訳版の尺度は、翻訳者ごとに表現が異なり、それが結果に影響を与えている問題

を指摘し、原版に忠実である Mimura & Griffiths (2007) の日本語版を検討し、顕在的自尊心を測定する尺度として信頼性および妥当性があるとしたため、本研究で用いた。

潜在的自尊感情 NLT (Nuttin, 1985) を用いた。NLT とは A から Z のアルファベット 26 文字を調査者がランダムに配置したものを、実験参加者がそれぞれのアルファベットに対して好意的もしくは非好意的かを選択するものであり、「1. とても嫌い」「2. 嫌い」「3. やや嫌い」「4. 普通」「5. やや好き」「6. 好き」「7. とても好き」の 7 件法で回答を求めた。

援助要請 援助要請スタイルについて、永井 (2013) の 12 項目からなる尺度を用いて測定した。「よく考えれば大したことないと思えるようなことでも、わりと相談する」「相談より先に自分で試行錯誤し、行き詰ったら相談する」などの項目に対して「1. 全くあてはまらない」から「7. よくあてはまる」の 7 件法で回答を求めた。1 から 4 項目までを援助要請過剰型、5 から 8 項目までを援助要請回避型、9 から 12 項目を援助要請自立型とした。

結果

各尺度の得点化

顕在的自尊心と援助要請の尺度については参加者ごとに合計点を算出した。先行研究にならない NLT においてすべてのアルファベットに「4. 普通」と回答した 1 名を除き、合計 46 名のデータを使用し分析を行った。

NLT において得点の算出アルゴリズムには主要なもので 5 つある。津田 (2014) は NLT において多くの研究で使用されている 3 つのアルゴリズムを用い、どのアルゴリズムが最も適しているのかを検討した。その結果 Ipsatized double-correction algorithm (I-algorithm) が最適だとし、使用することを推奨した。これを踏まえ本研究では I-algorithm を使用し得点化した。得点化方法は 4 段階ある。1 段階目は、参加者ごとに姓と名両方のイニシャルを除いた 24 文字のアルファベットの選好度の平均値を算出する。2 段階

顕在的・潜在的自尊心と援助要請の関連

目はアルファベットごとにその文字の選好度から1段階目で算出した値を減じる。いずれのアルファベットに対しても一貫して高く評価する者や低く評価する者の差異を統制するために行う。イニシャルを含む全アルファベット行う。3段階目は、アルファベットごとに、その文字をイニシャルに含まない参加者たちの2段階目で算出した値の平均値を算出する。2段階目と同様に全アルファベット行う。4段階目は、参加者の姓と名両方のイニシャルについて、2段階目で算出した値から、3段階目で算出した値を減じる。この値が大きいほど潜在的自尊心が高いとされる。なお、各尺度の基礎統計量と相関係数について Table 1 に示す。

ネームレター効果がみられるか検討するために、潜在的自尊心(姓)、潜在的自尊心(名)、について、それぞれ中央値を0とする1標本のt検定を実施した。結果、潜在的自尊心(姓)、潜在的自尊心(名)のどちらも有意に高かった。 $(t(46)=3.55, p < .001; t(46)=4.42, p < .001)$ 丹藤(2018)と同じ結果になり、ネームレター効果がみられたためNLTは潜在的自尊心を測る指標といえる。

援助要請と顕在的自尊心および潜在的自尊心との関連の検討

Table 1の相関係数を見るに、3つの援助要請スタイルである過剰型、回避型、自立型と顕在的自尊心との間にはいずれも有意な関連はみられなかった(それぞれ、 $r = -.175, p = .244; r = -.032, p = .834; r = .021, p = .892$)。潜在的自尊心につ

いては、潜在的自尊心(名)と自立型に有意な弱い正の関連がみられ($r = .349, p = .017$)、過剰型、回避型とは有意な関連がみられなかった($r = .095, p = .530; r = -.103, p = .494$)。潜在的自尊心(姓)は過剰型、回避型、自立型のいずれにも有意な関連はみられなかった(それぞれ、 $r = .057, p = .709, r = -.040, p = .792; r = -.093, p = .537$)。なお、援助要請スタイルにおいて、過剰型と回避型に有意な強い負の関連がみられた($r = -.612, p < .001$)。

顕在的自尊心と潜在的自尊心(姓)、潜在的自尊心(名)の間には有意な相関はみられなかった($r = .219, p = .143; r = .082, p = .589$)。さらに、潜在的自尊心(姓)と潜在的自尊心(名)に有意傾向ではあるが明確な関連はみられなかった($r = .271, p = .069$)。

次に、顕在的自尊心および潜在的自尊心を独立変数とし、援助要請スタイル(過剰型、回避型、自立型)を従属変数とした重回帰分析を実施した(それぞれ、 $R^2_{adj} = -.020, p = .556; R^2_{adj} = -.059, p = .923; R^2_{adj} = .101, p = .059$)。過剰型について顕在的・潜在的自尊心(姓)(名)のいずれとも影響はみられなかった(それぞれ、 $\beta = -.199, p = .204; \beta = .076, p = .638; \beta = .091, p = .565$)。回避型についてもいずれの自尊心との影響はみられなかった(それぞれ、 $\beta = -.022, p = .890; \beta = -.008, p = .959; \beta = -.099, p = .537$)。自立型については、潜在的自尊心(名)との有意な影響がみられ($\beta = .403, p = .009$)、顕在的自尊心および潜在的自尊心(姓)との影響はみられなかった($\beta = .034, p = .818; \beta = -.210, p = .169$)。こ

Table 1 各変数の基礎統計量および相関係数

	M	SD	相関係数				
			1	2	3	4	5
1 過剰型	13.93	6.02	—				
2 自立型	18.31	6.34	-.19	—			
3 回避型	11.19	6.52	-.61***	.25	—		
4 顕在的自尊心	25.12	2.11	-.17	.02	-.03	—	
5 潜在的自尊心(姓)	0.60	1.15	.06	-.08	-.04	.21	—
6 潜在的自尊心(名)	0.85	1.33	.11	.35*	-.10	.08	.27

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

Table 2 自立型を従属変数とした重回帰分析

	自立型		
	偏回帰係数	標準誤差	標準化回帰係数
顕在的自尊心	.100	.429	.033
潜在的自尊心 (姓)	-1.142	.813	-.208
潜在的自尊心 (名)	1.945	.689	.410 **
調整済みR ²	.106		

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

これは潜在的自尊心（名）が自立型の援助要請スタイルに影響を及ぼす変数として説明ができる。結果を Table 2 に示した。過剰型と回避型については影響が確認できなかったため省いた。

考 察

本研究では、援助要請と顕在的・潜在的自尊心との関連、および顕在的自尊心と潜在的自尊心の関連を検討した。援助要請との関連だが、顕在的自尊心はどの援助要請スタイルとも関連はみられず、潜在的自尊心（名）と自立型との間に弱いものの有意な正の関連がみられた。そして、顕在的自尊心と潜在的自尊心との間に関連はみられなかった。このことから、仮説は一部を除き支持できなかったといえる。

顕在的自尊心と潜在的自尊心の相違および援助要請との関連について

Deci & Ryan (1995) は、自尊心を付随的自尊心と真の自尊心とに分類している。付随的自尊心は社会的比較を含んでおり、外部から課された何らかの基準を満たすことで自尊心を維持していると、真の自尊心は確固たる自己意識に基づいており、自分自身のありのままのままでいるだけで自尊心を高く維持できるとしている。また、小塩他 (2009) は顕在的・潜在的自尊心と他者軽視の関連を検討した結果から、潜在的自尊心は自己と肯定的な感情価との非意識的な連合であり、顕在的自尊心は具体的な自己像や自己に関連する出来事に対する肯定的な評価であると考えている。このことから、顕在的自尊心はある出来事などを基に自己への肯

定的または否定的な態度をとるとされるが、潜在的自尊心は肯定的感情と自己の純粋な結びつきであると仮定できる。従って、顕在的自尊心は現実の出来事などに強く影響されるが、潜在的自尊心はそれらの影響が弱く、より自分自身と向き合えることで肯定的または否定的に評価できる自尊心だと解釈することも可能である。この理論に基づくと、顕在的自尊心は潜在的自尊心よりも現実での出来事への評価や他人からの評価などの様々な外的な要因に強く影響をされ自分自身の評価の影響が弱いため付随的自尊心とされ、一方で潜在的自尊心は顕在的自尊心と同様に周囲の評価などの影響を受けるが、その影響よりも自分自身の自己への評価を優先するため本当の自尊心と説明できる。

この相違から潜在的自尊心（名）にのみ援助要請スタイルとの関連がみられたのは、永井 (2019) の援助要請スタイルの間の差異を探索的に検討した結果から説明できる。唯一関連がみられた自立型は3つの中で最もバランスが取れているとし、さらに、他者の意見に左右されすぎることなく自己決定的に行動し、自己の成長を志向すると考えている。つまり、潜在的自尊心と自立型は、自己を基準に行動することが一致しているために関連がみられたと考えられる。また、過剰型は独立性（他者からのプレッシャーなどに影響されない）が低く、回避型は独立性が自立型よりも高い一方で、対処に困難を経験している可能性があるとしており、援助要請を行う以前の段階で問題とどのように向き合えばよいのかという問題を抱えていると考えられる。そのため顕在的・潜在的自尊心のどちらにも関連が出なかったと考えられる。過剰型と回避型に負の関連がみられたのは当然の結

顕在的・潜在的自尊心と援助要請の関連

果だといえる。過剰型はどのような問題でも安易に援助要請を行うが、回避型はどのような問題も一貫して行わない援助要請スタイルであり正反対のスタイルである。田島（2020）においても同様の結果が得られている。

顕在的自尊心においてどの援助要請スタイルとの関連もみられなかったことから、傷つきやすさ仮説・認知的一貫性説のどちらも支持できない結果となった。関連がみられなかった理由として、顕在的自尊心は意識化できるものであるゆえに、社会的望ましさなどの周囲の評価などに影響を与えられ、率直な感情を回答しにくい傾向にあると考えられる。そのため顕在的自尊心を正確に反映できていないのではないだろうか。また鈴木・山岸（2004）によると、大学生においてかなりの程度匿名性が確保されている状態で認知テストを受けてもらい、そのテストの結果が大学生の平均を下回るか上回るかを自分自身で評価する場合、自己卑下的傾向がみられ、平均より下回る回答が多いことが示されている。イニシャルを答える本研究では、匿名性が確保しづらく、参加者は安心して回答することができなかつた可能性があり、また日本では謙遜することが良しとされる風潮があるため、本当は自分を肯定的に捉えている場合でも、自己卑下的に回答をし、顕在的自尊心が抑制された可能性がある。そのため、顕在的自尊心を測定する際は可能な限り社会的望ましさなどの抑制要因を統制した状態で測定する必要がある。さらに、顕在的自尊心は外的な要因に潜在的自尊心よりも強く影響を受けるとすれば、自尊心の高低にかかわらず、インターネットの影響により人に援助要請を行わずとも、問題を解決できる環境にあり、またインターネットにある情報が膨大なため、様々な問題を解決することが可能であるため顕在的自尊心を抑制していると考えられる。インターネットの影響だけではなく、援助要請を行うことまたは行わないことによる顕在的自尊心への影響が考えられる。例えば、援助要請を行うことで他者から問題解決能力が低いとレッテルを貼られる、また行わないことで過信しているとみなされるなどのネガティブな面があり、援助要請を行わないことで問題対処能力の向上、行うことで関係の親密化などのポジティブな半面も考えられ

る。これらのことにより顕在的自尊心は不安定性の側面を持ち、潜在的自尊心は自己基準により安定性の側面を持つことが考えられる。

顕在的自尊心と潜在的自尊心の関連がみられなかった理由として、それぞれの自尊心が異なる要因で構成されていたり、異なった側面を持っていたりすると考えられる。ただ、顕在的自尊心と潜在的自尊心に相関が出ている研究や、性差によっても異なってくる研究があるため実際に相関がないとはいえない。また、本研究で使用したNLTは質問紙形式であるため、正確に潜在的自尊心が測定できていない可能性がある。稲垣・上原（2018）はイニシャルではなく、姓、名、フルネームについて好意度を聞いていたNLTを実施しているが、潜在的自尊心を測る指標として前述したIATとの間には相関がみられないことが確認された。この点について尾崎（2009）によると、潜在的態度は非言語的な行動に強く影響を与え、一方で顕在的自尊心は言語的な行動に強く影響を与えると考えられている。行動を伴った実験により調査をすることでより潜在的自尊心を詳細に検証することができると考えられる。

イニシャルにおける潜在的自尊心

潜在的自尊心（姓）はどの援助要請スタイルとも関連を示さなかったが、潜在的自尊心（名）は自立型との関連を示した。また潜在的自尊心（姓）と潜在的自尊心（名）の間に有意傾向であるが明確な関連がみられなかったことから、姓よりも名に潜在的自尊心を感じていると考えられる。その理由として姓は家族という集団の一部を表すための役割であったり、ビジネスのシーンにおいて自己紹介する場合、フルネームで名前を言うよりも社名と姓のみを名乗ることが多かつたりなど、姓は集団の一部分に属しているという帰属意識との関連の可能性がある。反対に、名は生まれた時点から呼ばれ続け、その影響で自分自身という存在を示していると潜在的に認知するようになるため、潜在的自尊心との結びつきが強くなるのではないだろうか。

本研究ではアルファベットを用いNLTを行ったが、ひらがなやカタカナで行った場合でも同様の結果がみられるか調査の余地がある。

本研究の限界点と今後の展望

援助要請スタイルを測定する際の教示文に友人、家族、専門家などを呈示しなかった。そのため、友人や家族に援助要請を行う場合と専門家へ援助要請を行う場合において、初対面の人とそうではない人、特に親しい知人に対して援助要請を行うことへの自尊心の影響がより顕著にみられると考えられる。特に顕在的自尊心においてみられるだろう。また、相談内容によっては援助要請スタイルに差が出てくるとや自尊心の影響がみられないことなども考えられるため、援助要請と自尊心との関連を検討する際には他の要因を追加することでより詳細に援助要請と自尊心との関連をみていく必要がある。

また、重回帰分析で影響がみられたモデルの決定係数が.10であったため、自立型の援助要請を潜在的自尊心で説明できると言い切れない。本研究に使用したデータは46名と少なかったため、その影響の可能性もある。今後はより多くのデータをとり調査する必要がある。また、先行研究では性差による関連が示されていたが、本研究では性差による関連の検討をしていない。そして、性差や自尊心以外にも援助要請への影響する変数として抑うつ傾向や社交性なども考えられるため、それらを含めた検討を行う必要がある。

さらに顕在的自尊心と潜在的自尊心の研究においては、どちらの自尊心も高い場合、顕在的自尊心が高く潜在的自尊心が低い場合、顕在的自尊心が低く潜在的自尊心が高い場合、どちらの自尊心も低い場合の4タイプに分けられる不一致の存在がある。こういった人たちがどのような違いを有しているか研究が発展途上なので、4タイプの人たちについてより詳細に、日常的に観察検討をし、顕在的・潜在的自尊心に関しての知見を蓄積していく必要がある。

引用文献

Bramel, D. (1968). Dissonance, expectation, and the self. In R. P. Abelson, E. Aronson, W. J. McGuire, T. M. Newcomb, H. M. Rosenberg & P. H. Tannenbaum (Eds.), *Theories of*

cognitive consistency: A sourcebook (pp.355-365). Chicago: Rand McNally.

Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1995). Human autonomy: The basis for true self-esteem. In M. H. Kernis (Ed.), *Efficacy, agency, and self-esteem*. New York: Plenum. Pp.31-46.

DePaulo, B. M. (1983). Perspective on help seeking. In B. M. DePaulo, A. Nadler, & J. D. Fisher (Eds.), *New directions in helping: Help-seeking* (Vol.2., pp. 3-12).

藤井 勉 (2016). 大学生の適応に関わる諸変数に及ぼす顕在的・潜在的自尊心の影響の検討——日韓比較を通じて——東京女子大学比較文化研究所紀要, 77, 103-123.

Greenwald, A. G., & Banaji, M. R. (1995). Implicit social cognition: Attitudes, self-esteem, and stereotypes. *Psychological Review*, 102 (1), 4-27.

稲垣 勉・上原 依子 (2018). 潜在的自尊心の指標として「名前の選好」——潜在連合テストとの相関関係からの検討——鹿児島大学教育学部研究紀要 人文・社会科学編, 69, 143-153.

岩田 昇・貝原 安耶・権上 慎 (2013). 潜在的自尊心と顕在的自尊心の関連——性別の違いに着目して——日本心理学会第77回大会, 札幌コンベンションセンター・札幌市産業復興センター

片受 靖・濱 洋子 (2016). 潜在的・顕示的自尊心の高低と抑うつとの関連 立正大学心理学研究所片紀受要, 14, 101-108.

川崎 直樹・小玉 正博 (2010). 自己に対する受容的認知のあり方から見た自己愛と自尊心の相違性 心理学研究, 80 (6), 527-532.

木村 真人 (2017). 専門家への援助要請と顕在的・潜在的自尊感情との関連 日本心理学会第81回大会, 久留米シティプラザ

Mimura C., & Griffiths P. (2007). A Japanese version of the Rosenberg self-esteem scale: Translation and equivalence assessment. *Journal of Psychosomatic Research*, 62 (5), 589-594.

永井 智 (2013). 援助要請スタイル尺度の作成——縦断調査による実際の援助要請行動との関連

顕在的・潜在的自尊心と援助要請の関連

- から——教育心理学研究, 61 (1), 44-55.
- 永井 智 (2019). 援助要請スタイル間の差異に関する探索的検討——援助要請過剰型・回避型の特徴——教育心理学研究, 67 (4), 278-288.
- Nuttin, J. M., Jr. (1985). Narcissism beyond Gestalt and awareness: The name letter effect. *European Journal of Social Psychology*, 15, 353-361.
- 小塩 真司・西野 拓朗・速水 敏彦 (2009). 潜在的・顕在的自尊感情と仮想的有能感の関連 パーソナリティー研究, 17 (3), 250-260.
- 尾崎 由佳 (2006). 接近・回避行動の反復による潜在的態度の変容 実験社会心理学研究, 45 (2), 98-110.
- Rosenberg M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- 鈴木 直人・山岸 俊男 (2004). 日本人の自己卑下と自己高揚に関する実験研究 社会心理学研究, 20 (1), 17-25.
- 田島 真沙美 (2020). 女子体育大学生の援助要請スタイルに関する研究——援助要請スキル・被援助志向性・自尊感情の観点から——東京女子体育大学・東京女子体育短期大学紀要, 55, 1-11.
- 丹藤 克也 (2018). 顕在的・潜在的自尊心の不一致と取り調べ迎合性との関連 武蔵野大学紀要・人間学研究論集, 7, 17-27.
- 津田 恭充 (2014). ネームレター効果の算出アルゴリズムの比較——各アルファベットの一般好意度と個人の反応傾向に着目した分析——愛知学泉大学・短期大学紀要, 49, 65-70.
- 上田 琢哉 (1996). 自己受容概念の再検討——自己評価の低い人の“上手なあきらめ”として——心理学研究, 67 (4), 327-332.
- 内田 知宏・上楚 高志 (2010). Rosenberg 自尊感情尺度の信頼性および妥当性の検討——Mimura & Griffiths 訳の日本語版を用いて——東北大学大学院教育学研究科研究年報, 58 (2), 257-266.