

性差を踏まえた大学生のセルフ・ハンディキャッピングと 個人特性との関連 —自尊感情と自己概念の安定性及び特性不安に着目して—

井上 恵利佳・井上 直子

キーワード：セルフ・ハンディキャッピング 自尊感情 自己概念の安定性 特性不安

抄録：本研究では、セルフ・ハンディキャッピングを統制可能性の次元（やれない因子－やらない因子）でとらえ、自尊感情と自己概念の安定性及び特性不安といった個人特性との関連を、性差を踏まえて検討することを目的とした。分析対象者は、都内私立大学の学生 256 名であり、質問紙による調査を行った。調査には、セルフ・ハンディキャッピング尺度（沼崎・小口, 1990）、自尊感情尺度（山本・松井・山成, 1982）、自己概念の安定性（丸本, 2009）、新版 STAI 状態－特性不安検査の特性不安（肥田野ら, 2000）を用いた。因子分析の結果、セルフ・ハンディキャッピング尺度は 2 因子 14 項目、自尊感情尺度は 1 因子 9 項目とした。次に、各因子・指標における性差の検討を行った結果、統制不可能なやれない因子のセルフ・ハンディキャッピングは女性の方が、統制可能なやらない因子のセルフ・ハンディキャッピングは男性の方が採択する傾向にあること、自尊感情は男性の方が高いことが示された。また、男女別に各因子・指標間の関連を検討するために Pearson の相関係数を算出した結果、男女ともに統制不可能なやれない因子のセルフ・ハンディキャッピングと統制可能なやらない因子のセルフ・ハンディキャッピング、統制不可能なやれない因子のセルフ・ハンディキャッピングと自己概念の安定性、統制可能なやらない因子のセルフ・ハンディキャッピングと特性不安、自己概念の安定性と特性不安の間にはそれぞれ相関のないことが確認された。また、男女ともに統制不可能なやれない因子のセルフ・ハンディキャッピングと自尊感情の間、及び自尊感情と特性不安の間には負の、統制不可能なやれない因子のセルフ・ハンディキャッピングと特性不安の間には正の相関がそれぞれ確認された。男性では、統制不可能なやれない因子のセルフ・ハンディキャッピングに関しては、自尊感情とは負の、特性不安とは正の有意な相関がみられ、自尊感情が低く、特性不安の高い男性は統制不可能なやれない因子のセルフ・ハンディキャッピングを採択する傾向にあることが示された。また、統制可能なやらない因子のセルフ・ハンディキャッピングに関しては、自尊感情及び自己概念の安定性との間に正の相関がみられ、自尊感情が高く、自己概念が安定している男性は統制可能なやらない因子のセルフ・ハンディキャッピングを採択する傾向にあることが示された。女性では、統制不可能なやれない因子のセルフ・ハンディキャッピングに関しては男性同様に、自尊感情とは負の、特性不安とは正の

有意な相関がみられ、自尊感情が低く、特性不安の高い女性は統制不可能なやれない因子のセルフ・ハンディキャッピングを採択する傾向にあることが示された。しかし、統制可能なやらない因子のセルフ・ハンディキャッピングに関しては男性とは異なり、いずれの指標との間にも有意な相関はみられず、どのような女性が統制可能なやらない因子のセルフ・ハンディキャッピングを採択する傾向にあるかは明らかにならなかった。セルフ・ハンディキャッピングを統制可能性の次元でとらえたうえで、性差を検討する意義が確認できたことを踏まえて、今後はセルフ・ハンディキャッピングの採択を特徴づける個人特性指標のさらなる検討やジェンダーの視点も含めた検討が期待される。

I . 問題の背景と所在

セルフ・ハンディキャッピングとは、“遂行によって自己の能力が明確になる領域で、不適切な遂行の結果、自尊感情の低下が予期される場合、なんらかの問題・弱点・欠陥があることを表面的に自ら認めるような特性や行為を採用する過程” (Snyder&Smith, 1982) と定義される (ただし沼崎・小口, 1990 による)。このセルフ・ハンディキャッピングを分類する試みの中で、沼崎・小口 (1990) は、自分で統制できない状況・状態の結果という認知に基づく行動、つまり能力の発揮に自分の力では克服困難な障害があったとする側面である「やれない因子」と、自分で統制できるが統制しなかった状況・状態としての結果という認知に基づく行動、つまり能力を発揮しなかったという側面である「やらない因子」を見出した。伊藤 (1994) は、これまでの研究が形態に注目した表面的な分類にとどまっていると指摘したうえで、沼崎・小口 (1990) が抽出した「やれない因子」と「やらない因子」による分類を支持した。

セルフ・ハンディキャッピング研究は、社会心理学と臨床心理学の共通テーマの一つとして、これまでも様々な研究が行われてきた (安藤, 1987) が、その多くは実験研究であり、被検者数の問題から性差の検討は難しく、統制可能性の次元を取り入れた研究も少ないのが現状である。そこで、本研究では、質問紙調査法による量的研究を行い、セルフ・ハンディキャッピングを沼崎・小口 (1990) の統制可能性の次元 (やれない因子-やらない因子) という視点を採用したうえで、セルフ・ハンディキャッピングと個人特性について性差も含めた検討を行うこととする。なお、これまでの統制可能性の次元を用いた研究では、次元を「統制不能-可能」と表しているが、本研究では、統制することが不可能である障害があるために所期の目的ができないことを表すために、「統制不可能-可能」と表記することとする。

また、セルフ・ハンディキャッピングは自尊感情維持を目的とする方略としても知られるため、自尊感情との関連についても多くの研究がなされてきたが、これまで一貫した結果は見出されていない (伊藤, 1991)。また、伊藤 (1991) によると Harris & Snyder (1986) の研究では、被検者に自尊感情尺度の回答に対する確信度を回答させたところ、自尊感情の高さに関係なく、自己概念の安定していない男性被検者が、テスト前の意図する努力量の報告も実際の練習量も少ないことが見出されている。さらに、丸本 (2009) では、自我関与が高く、成功確率の低い課題条件下において、自尊感情の不安定性の高いものは低いものより努力の差

し控えのセルフ・ハンディキャッピング, すなわち沼崎・小口(1990)の分類でいう統制可能なやらない因子のセルフ・ハンディキャッピングを行わない傾向があることが明らかになった。このように, セルフ・ハンディキャッピング採用の有無は, 自尊感情の高低ではなく, 自己概念の安定性によって左右されることも示唆されている(龍ら, 2002)。したがって, 自尊感情や自己概念の安定性との関連については研究の積み重ねが必要な段階にあると言えよう。また, 金子・高木(2008)は, 気持ちの不安定性さや不安な精神状態がセルフ・ハンディキャッピング採用の有無に強く影響していることを明らかにし, セルフ・ハンディキャッピングの採用を規定する個人特性として不安に焦点を当てていくことの意義を示唆している。そこで, 本研究では, セルフ・ハンディキャッピングに影響を与える要因となり得る個人特性として, 自尊感情と自己概念の安定性及び特性不安を取り上げる。なお, 自己概念の安定性の実際の測定については, 自尊感情尺度への回答に対する確信度から測定する Harris & Snyder (1986) や丸本(2009)の方法に則ることとする。

セルフ・ハンディキャッピングには, 他者から得られる評価が低下するのを回避させる自己防衛的側面や, 自尊感情を維持・高揚させる自己高揚的側面があり(沼崎・小口, 1990), 自己概念を一致させるような自己呈示を行うことによって青年期の発達課題であるアイデンティティの確立に寄与するとも言われている(梶田, 1988; 安藤, 1997)。

このことから, アイデンティティの確立途上にある青年期後期の大学生を対象に, セルフ・ハンディキャッピングについて個人特性との関連を検討し, 理解を深めることは, 青年期後期の心理臨床への貢献につながるものと期待される。

Ⅱ. 目的

本研究は, 大学生を対象とし, セルフ・ハンディキャッピングを統制可能性の次元(統制不可能-可能)でとらえ, 自尊感情と自己概念の安定性及び特性不安との関連を, 性差を踏まえて検討することを目的とする。アイデンティティの確立途上にある青年期後期の大学生にとって, セルフ・ハンディキャッピングは, 知性化や合理化などの防衛とともに自身に対する自他からの評価を下げないための方略として馴染みのあるものであり, 個人特性との関連を理解することには意義があると考えられる。

Ⅲ. 方法

1. 調査対象

都内某私立大学に在籍する1年生から4年生の男女を調査対象とした。

2. 調査方法

本研究は, 桜美林大学研究倫理委員会の承認後, 質問紙を用い, 2013年7月~10月の期間に実施した(2013年7月受理, 受付番号 13010)。調査方法は留置法を採用した。依頼した講義の終了後に質問紙を一人一部ずつ配布し, 質問紙に関する口頭説明と倫理的な配慮につい

ての説明を，研究担当者が5分程度行った。質問には無記名で回答してもらい，翌週の講義時間の後に回収箱を設置して回収した。

3. 質問紙

(1) セルフ・ハンディキャッピング

セルフ・ハンディキャッピングの測定には，沼崎・小口（1990）が Jones et al.（1986）によるセルフ・ハンディキャッピング尺度 25 項目版を邦訳・項目選定のうえ作成した，セルフ・ハンディキャッピング尺度 23 項目を用いた。「やれない因子」と「やらない因子」が抽出されており，個人が採用するセルフ・ハンディキャッピングを統制可能性（統制不可能－可能）の次元でとらえる。6段階で評定を求め，得点が高いほどセルフ・ハンディキャッピング傾向が高いことを示す。

(2) 自尊感情と自己概念の安定性

自尊感情と自己概念の安定性の測定には，丸本（2009）の方法を参考に Rosenberg の自尊感情尺度 10 項目（山本・松井・山成，1982）を用いた。Rosenberg の自尊感情尺度は自己受容的な感覚を測定する尺度であり，どの程度，自身を肯定的・受容的にとらえているかを測定する。まず，10 項目に対して 5 段階で回答を求め，さらに，各項目への回答における確信度を 4 段階で評定を求めた。自尊感情尺度の粗点を合計したものを自尊感情の得点とし，得点が高いほど自尊感情が高いことを示す。確信度の粗点を合計したものを自己概念の安定性の得点とし，得点が高いほど自己概念が安定していると解釈する。

(3) 特性不安

特性不安の測定には，肥田野ら（2000）の新版 STAI 状態－特性不安検査を用いた。個人の情緒状態としての不安（状態不安）とパーソナリティ傾向としての特性的な不安（特性不安）を測定する不安検査であり，本研究では，このうち特性不安を測定する 20 項目を使用した。4 段階で評定を求め，得点が高いほど特性不安が高いことを示す。

(4) フェイスシート

対象者が青年期に該当するかを確認するために年齢を，性差の検討を行うために性別の記入を求めた。

4. 分析方法

SPSS Ver.19.0 を用いて調査結果を分析した。セルフ・ハンディキャッピングの「やれない因子」と「やらない因子」，自尊感情，自己概念の安定性，特性不安の各得点を算出したうえで，性差の検討のために t 検定を行った。そのうえで，各変数の関連を検討するために男女別に相関分析を行った。

IV. 結果

1. 基本統計

調査への協力が得られた520名に質問紙を配布した。質問紙の回収数は333部、回収率は64.0%であった。回答者数333名のうち、26歳以上(2名)及び記入漏れ(75名)の回答を除いた256名(有効回答率76.9%, 男性100名, 女性156名)を分析対象とした。平均年齢20.1歳で、標準偏差(以下SD)は1.28であった。

2. セルフ・ハンディキャッピング尺度と自尊感情尺度の因子構造

セルフ・ハンディキャッピング尺度および自尊感情尺度について、先行研究を踏まえた因子構造をそれぞれ仮定し、主因子法(promax回転)による因子分析を行った。

セルフ・ハンディキャッピング尺度は、2因子構造を仮定し、どの因子にも相関が低い項目、2つの因子に相関がみられた項目、因子内のほかの項目と相関が低い項目を除外して分析を繰り返す、最終的に14項目からなる尺度とした。各因子と因子寄与率、項目、回転後の因子パターン、共通性を表1に示す。

表1. セルフ・ハンディキャッピング尺度の下位因子と因子パターン

	I	II	共通性
因子I やれない因子 因子寄与率 21.0%			
17. 他人の期待に答えられない時、理由づけしようとする。	.674	-.135	.452
15. 感情に邪魔されなければ、もっとうまくできるのと思う。	.626	.062	.391
22. 非常に落ち込んでしまい、簡単なことさえなかなかできなくなってしまうことが時々ある。	.608	-.144	.401
1. 失敗すると、すぐ状況のせいにしたくなる。	.598	.255	.378
13. いつの日か完璧になれたらと思う。	.506	-.262	.335
7. 試験の前にはとても不安になる。	.504	.181	.382
18. スポーツやテストをする時、運が悪い方だと思う。	.490	-.156	.242
23. 気分転換が早くできる方である。(逆転)	.453	-.091	.204
8. 本を読もうとする時、物音や空想で集中できなくなりやすい。	.394	.009	.162
2. ぎりぎりまで物事を先のばすほうである。	.374	-.256	.175
因子II やらない因子 因子寄与率 14.7%			
5. どんなことでも、いつでもベストをつくす。(逆転)	-.178	.805	.648
12. 何事にもベストでのぞめないのはいやだ。(逆転)	.015	.729	.557
3. 試験を受ける時、十分すぎるほど準備をしてしまう。(逆転)	-.117	.637	.406
6. 重要な活動などには、そのために必要な準備や経験が自分にあることを確かめてから参加する。(逆転)	.238	.414	.276

「やれない因子」と「やらない因子」の間には、有意な相関がみられなかった(表2)。各因子のCronbachの α 係数は0.618, 0.709とある程度の内的一貫性が認められた(表3)。

表 2. セルフ・ハンディキャッピング尺度の下位因子の相関

因子名	I	II
I やれない因子	1.00	
II やらない因子	.066	1.00

表 3. セルフ・ハンディキャッピング尺度の下位因子と全体の平均点, 標準偏差, Cronbach の α 係数

因子名	平均点	標準偏差	α
I やれない因子	3.66	.68	.709
II やらない因子	3.54	.74	.618

自尊感情尺度は、1 因子構造を仮定し、因子との相関が低い項目を除外して分析を行った結果、最終的に 9 項目からなる尺度とした。因子の因子寄与率、項目、回転後の因子の成分、共通性を表 4 に示す。そして、因子の Cronbach の α 係数は 0.834 と十分な内的一貫性が認められた (表 5)。

表 4. 自尊感情尺度の因子分析結果

	I	共通性
因子 I 自尊感情 因子寄与率 43.5%		
1. 少なくとも人並みには、価値のある人間である	.751	.563
10. 何かにつけ、自分は役に立たない人間だと思う (逆転)	.710	.504
6. 自分に対して肯定的である	.695	.483
9. 自分は全くだめな人間だと思うことがある (逆転)	.690	.476
5. 自分には、自慢できるところがあまりない (逆転)	.664	.440
2. 色々な良い素質もっている	.659	.435
7. だいたいにおいて、自分に満足している	.637	.405
3. 敗北者だと思うことがよくある (逆転)	.618	.382
4. 物事を人並みには、うまくやれる	.475	.226

表 5. 自尊感情尺度の全体の平均点, 標準偏差, Cronbach の α 係数

因子名	平均点	標準偏差	α
I 自尊感情	2.94	.74	.834

3. 性差の検討

性差の検討を行うために、セルフ・ハンディキャッピング下位因子と個人特性指標の各得点について、男女別の平均値と SD を算出し、 t 検定を行った。その結果、「やれない因子」と「やらない因子」、そして自尊感情において性差が認められた。「やれない因子」では女性の方が

($t(254) = -2.85, p < .01$), 「やらない因子」($t(254) = 2.65, p < .01$) と, 自尊感情 ($t(254) = 2.86, p < .01$) では男性の方が有意に高い得点を示した。自己概念の安定性と特性不安については, 性差は認められなかった (表 6)。

表 6. セルフ・ハンディキャッピング尺度の下位因子と個人特性指標における性差

	男性 (N=100)		女性 (N=156)		t 値		
	平均	SD	平均	SD			
やれない因子	3.51	0.71	3.76	0.64	-2.85	**	男<女
やらない因子	3.70	0.80	3.45	0.68	2.65	**	男>女
自尊感情	3.11	0.69	2.83	0.75	2.89	**	男>女
自己概念の安定性	3.03	0.52	3.00	0.53	0.46	n.s.	
特性不安	2.46	0.46	2.58	0.45	-1.86	n.s.	

** $p < .01$ n.s. 有意差なし

4. 相関分析

上記の性差の検討の結果, 「やれない因子」と「やらない因子」, そして自尊感情において, 男女の違いが認められたことから, これより以下の分析を男女別に行った。「やれない因子」, 「やらない因子」, 自尊感情, 自己概念の安定性, 特性不安の関連を検討するために, 男女それぞれに Pearson の相関係数を算出した (表 7)。

表 7. セルフ・ハンディキャッピング尺度の下位因子と個人特性指標との男女別相関

	やれない因子	やらない因子	自尊感情	自己概念の安定性	特性不安
やれない因子	1.00	.053	-.288**	.055	.569**
やらない因子	.135	1.00	.267**	.291**	-.120
自尊感情	-.462**	.024	1.00	.258**	-.566**
自己概念の安定性	.125	.054	-.146	1.00	-.123
特性不安	.700**	.055	-.680**	.120	1.00

** $p < .01$

注) 相関表の対角線より右は男性, 左は女性の値を示す。

(1) 「やれない因子」と「やらない因子」及び個人特性指標の関連

「やれない因子」と「やらない因子」の間には, 男性 ($r = .053, n.s.$) と女性 ($r = .135, n.s.$) のいずれにも有意な相関はみられなかった。「やれない因子」と自尊感情の間には, 男性 ($r = -.288, p < .01$) と女性 ($r = -.462, p < .01$) のいずれにも弱いまたは中程度の有意な負の相関がみられた。「やれない因子」と自己概念の安定性の間には, 男性 ($r = .055, n.s.$) と女性 ($r = .125, n.s.$) いずれにも有意な相関はみられなかった。「やれない因子」と特性不安の間には, 男性 ($r = .569, p < .01$) と女性 ($r = .700, p < .01$) のいずれにも中程度の有意な正の相関がみられた。

(2) 「やらない因子」と個人特性指標の関連

「やらない因子」と自尊感情の間には、男性は弱い有意な正の相関がみられた ($r = .267, p < .01$) が、女性は有意な相関がみられなかった ($r = -.024, n.s.$)。「やらない因子」と自己概念の安定性の間には、男性は弱い有意な正の相関がみられた ($r = .291, p < .01$) が、女性は有意な相関がみられなかった ($r = .054, n.s.$)。「やらない因子」と特性不安の間には、男性 ($r = -.120, n.s.$) と女性 ($r = .055, n.s.$) のいずれにも有意な相関はみられなかった。

(3) 個人特性指標相互の関連

自尊感情と自己概念の安定性の間には、男性は弱い有意な正の相関がみられた ($r = .258, p < .01$) が、女性は有意な相関がみられなかった ($r = -.146, n.s.$)。自尊感情と特性不安の間には、男性 ($r = -.566, p < .01$) と女性 ($r = -.680, p < .01$) のいずれにも中程度の有意な負の相関がみられた。自己概念の安定性と特性不安の間には、男性 ($r = -.123, n.s.$) と女性 ($r = .120, n.s.$) のいずれにも有意な相関がみられなかった。

V. 考察

1. セルフ・ハンディキャッピング下位因子と個人特性指標における性差について

(1) 「やれない因子」と「やらない因子」の性差

本研究では、「やれない因子」は、女性の方が有意に高い得点を示し、「やらない因子」は、男性の方が有意に高い得点を示した。すなわち、セルフ・ハンディキャッピングを統制可能性の次元（やれない因子－やらない因子）でとらえる分類において、何らかの障害があるために所期の目的に向かって行動できなかったとする統制不可能なやれない因子のセルフ・ハンディキャッピングについては女性の方が、あえて障害に対応せず、所期の目的に向かう行動をしようとしなかったとする統制可能なやらない因子のセルフ・ハンディキャッピングについては男性の方が採択する傾向にあることが明らかになった。

本研究同様に統制可能性の次元でとらえる分類において性差を検討した先行研究はみられないものの、伊藤（1991）はセルフ・ハンディキャッピングの研究動向をまとめる中で、性差については一貫した結果が得られていないが、全体としては男性の方が採択する傾向が認められているとした。一方、龍ら（2002）は、女性は外的統制型が多く、男性は内的統制型が多いという統制の所在の性差という観点から、女性は統制不可能なやれない因子のセルフ・ハンディキャッピングを行いやすく、男性は統制可能なやらない因子のセルフ・ハンディキャッピングを行いやすいと予測した。本研究結果は、この龍ら（2002）の仮説を支持する結果となった。この点について、本研究の因子分析の結果を見ると、「やれない因子」は、「他人の期待に答えられない時、理由づけしようとする」「感情に邪魔されなければ、もっとうまくできるのと思う」「非常に落ち込んでしまい、簡単なことさえなかなかできなくなってしまうことが時々ある」「失敗すると、すぐ状況のせいにしたくなる」「スポーツやテストをする時、運が悪い方だと思う」「本を読もうとすると、物音や空想で集中できなくなりやすい」といった何らかの遂行を阻む要因を感情や運や環境などに求めて受け身的に体験する内容や、「いつの日か完

壁になれたらと思う」「ぎりぎりまで物事を先のばすほうである」といった未来に希望を託して先延ばしする内容を含む10項目からなり、外的統制に通ずるような項目内容と言える。そのため、女性の方がこの因子得点が高い結果については、龍ら(2002)が論じた通り、女性の方が男性よりも外的統制型が多いからだと言明できるかもしれない。一方、「やらない因子」は、「どんなことでも、いつでもベストをつくす(逆転)」「何事にもベストでのぞめないのはいやだ(逆転)」「試験を受ける時、十分すぎるほど準備をしてしまう(逆転)」「重要な活動などには、そのために必要な準備や経験が自分にあることを確かめてから参加する(逆転)」といった何らかの遂行に際して自身の努力や準備に完璧を求める内容を含む4項目からなり、内的統制に通ずるような項目内容と言える。しかし、いずれも逆転項目であるため、実際には内的統制とは逆の傾向に関連する項目である。そのため、男性の方がこの因子得点が高い結果については、龍ら(2002)が論じたような、男性の方が女性よりも内的統制型が多いからだと言明できない。この因子得点が高い人は、内的統制を意識するからこそ内的統制に完璧を求めないようにしているかもしれないし、内的統制とは無縁なだけかもしれない。したがって、本研究結果については、内的統制・外的統制の性差との対応で説明するよりは、それぞれの因子の項目内容から直接的に結果を読み取るべきであろう。すなわち、女性の方が、他者からの期待や自分自身の感情、あるいは環境要因に左右されやすく、物事を先延ばしにする傾向があり、統制不可能なやれない因子のセルフ・ハンディキャッピングを用いることが考えられる。また、男性の方が、行動に際して自身の努力や準備に執着せず、物事に場当たりの臨む傾向があり、統制可能なやらない因子のセルフ・ハンディキャッピングを用いることが考えられる。

今回、セルフ・ハンディキャッピング尺度の因子分析をした結果、これまでの研究とは異なる因子内の項目構成となった。セルフ・ハンディキャッピングを統制可能性の次元でとらえることで、今回のような性差が見られたことの意義を認めたいうえで、今後さらに尺度の信頼性と妥当性の検証や新たな尺度の開発も視野に入れつつ、性差研究を積み重ねることが必要である。

(2) 自尊感情と自己概念の安定性及び特性不安における性差について

本研究では、自尊感情において男性の方が有意に高い得点を示し、自尊感情は男性の方が高いことが明らかになった。しかし、自己概念の安定性と特性不安については性差が認められなかった。無藤ら(2006)によれば、自尊感情は青年期前期では男性の方が高く、青年期前期以降に発達が進むにつれて性差がみられなくなると言われている。本研究の対象は青年期前期以降の男女であったが、これとは異なる結果となった。青年期の精神発達の時代性という視点からの検討の余地もあると思われるが、本研究の調査対象が首都圏の一つの私立大学のみであることから、ここでは本結果を一般化するのではなく、以下、本研究の対象者がこのような特徴を持った男女であることを念頭に置くに留める。

2. 性差を踏まえたセルフ・ハンディキャッピングと個人特性指標の関連について

セルフ・ハンディキャッピング下位因子と個人特性指標において性差がみられたため、男

女別に分析を進めた結果、男女ともに「やれない因子」と「やらない因子」、「やれない因子」と自己概念の安定性、「やらない因子」と特性不安、自己概念の安定性と特性不安の間にはそれぞれ相関のないことが確認された。また、男女ともに「やれない因子」と自尊感情の間には中程度の有意な負の、「やれない因子」と特性不安の間には中程度の有意な正の、自尊感情と特性不安の間には中程度の有意な負の相関がそれぞれ確認された。これらの男女に共通した結果に加えて、以下に性差のあった部分も取り上げながら考察を進める。

男性では、「やれない因子」に関しては、自尊感情とは負の、特性不安とは正の有意な相関がみられ、自尊感情が低く、特性不安の高い男性は、何らかの障害があるために所期の目的に向かって行動できなかつたとする統制不可能なやれない因子のセルフ・ハンディキャッピングを採択する傾向にあることが示された。また、「やらない因子」に関しては、自尊感情及び自己概念の安定性との間に正の相関がみられ、自尊感情が高く、自己概念が安定している男性は、あえて障害に対応せずに所期の目的に向かう行動をしようとしなかつたとする統制可能なやらない因子のセルフ・ハンディキャッピングを採択する傾向にあることが示された。沼崎・小口（1990）は統制可能なやらない因子のセルフ・ハンディキャッピングを用いることの、自己にとっての功罪について論じているが、その中で自尊感情に関連しては、将来の事象に対する統制感を高めることで自尊感情を維持できる可能性に言及している。このことを踏まえると、本研究での統制可能なやらない因子と自尊感情の間に正の相関が見られたことについては、統制可能なやらない因子のセルフ・ハンディキャッピングを用いることで、男性は自尊感情を維持している可能性があると考えられる。そして、「やらない因子」と自己概念の安定性の間で正の相関がみられたことについては、自己概念の安定性を自尊感情尺度への回答に対する確信度で測定したことを考慮すると、自尊感情と自己概念の安定性の間に正の相関があったために生じた、見かけの相関の可能性も考える必要がある。これらのことから、男性の場合は、いずれのセルフ・ハンディキャッピングを採択するか、という違いを生み出す個人特性として自尊感情の高低が重要である可能性が考えられる。

女性では、「やれない因子」に関しては男性同様に、自尊感情とは負の、特性不安とは正の有意な相関がみられ、自尊感情が低く、特性不安の高い女性は、何らかの障害があるために所期の目的に向かって行動できなかつたとする統制不可能なやれない因子のセルフ・ハンディキャッピングを採択する傾向にあることが示された。しかし、「やらない因子」に関しては男性とは異なり、いずれの指標との間にも有意な相関はみられず、どのような女性があえて障害に対応せずに所期の目的に向かう行動をしようとしなかつたとする統制可能なやらない因子のセルフ・ハンディキャッピングを採択する傾向にあるかは明らかにならなかつた。

女性の場合は、いずれのセルフ・ハンディキャッピングを採択するか、という違いを生み出す個人特性として自尊感情や特性不安以外に、より重要な個人特性がある可能性が考えられるであろう。

また、本研究では、自己概念の安定性について、男女の「やれない因子」との間、及び女性の「やらない因子」との間には相関のないことが確認され、龍ら（2002）による、セルフ・

ハンディキャッピング採用の有無は、自尊感情の高低ではなく、自己概念の安定性によって左右される、との示唆を一部支持しない結果となった。先述した通り、相関が唯一見られた男性の「やらない因子」についても、自尊感情と自己概念の安定性の間に正の相関があったために生じた、見かけの相関の可能性を考える必要があるとすれば、自己概念の安定性の測定方法の妥当性について検討をしたうえで、自己概念の安定性に関するさらなる研究を重ねていくことが望ましいと考えられる。

3. 今後の課題

本研究において、セルフ・ハンディキャッピングを統制可能性の次元でとらえたうえで、性差を検討する意義を確認することができた。しかし、先行研究の多くが実験研究であり、被検者数の問題から性差の検討が行われていないことや、統制可能性の次元を取り入れた研究が少ない。また、本研究の調査対象者はあくまでも首都圏の一つの私立大学の学生であり、分析対象者の男女の人数にも差がある。したがって、本結果と従来の結果とを比較検討することは難しく、本結果の妥当性の検証のためにもさらに研究を重ねる必要がある。その際、今回は性差の検討にあたって生物学的な性別を対象としたが、東・小倉(2002)による、男性性-女性性といった性同一性の次元における自己規定によって自尊感情や特性不安はかなりの影響を受けるとの指摘を考慮するならば、社会的、文化的、心理的な性としてのジェンダーの視点も含めた研究を進めることが望まれる。

今回の研究では、女性の統制可能なやらない因子のセルフ・ハンディキャッピングと、着目した個人特性の間にはいずれも関連がみられなかった。また、男性の統制可能なやらない因子のセルフ・ハンディキャッピングと自己概念の安定性の相関が見かけの相関である可能性も考える必要がある。したがって、統制可能なやらない因子のセルフ・ハンディキャッピングの採択を特徴づける個人特性として、自尊感情と自己概念の安定性及び特性不安では不十分だったと言える。今後どのような個人特性を取り上げることが適切かについては、自己概念の安定性の測定方法の検討と同時に、あらためて検討する必要がある。

付記

本論文の調査にあたり、ご協力いただきました先生方、及び質問紙の回答にご協力いただきました学生の皆様に心より御礼申し上げます。

文献

- 安藤清志(1987). 帰属過程と「自己」-セルフ・ハンディキャッピングの研究動向から-. 対人行動学研究, 6, 21-35.
- 安藤清志(1997). 見せる自分/見せない自分 自己呈示の社会心理学 サイエンス社.
- 東清和・小倉千加子(2000). ジェンダーの心理学. 早稲田大学出版部.
- 肥田野直・福原真知子・岩脇三良・曾我祥子・Charles D. Spielberger(2000). 新版 STAI マニュアル. 実務教育出版.

- 伊藤忠弘 (1991) .セルフ・ハンディキャッピングの研究動向. 東京大学教育学部紀要, 31, 153-162.
- 伊藤忠弘 (1994) .セルフ・ハンディキャッピングの統制可能性・安定性及び形態が観察者の印象に及ぼす影響. 社会心理学研究, 10, 24-34.
- 梶田叡一 (1988) .自己意識の心理学 第2版 東京大学出版会.
- 金子茉莉・高木秀明 (2008) .場面想定法によるセルフ・ハンディキャッピングの測定と尺度の再検討. 横浜国立大学教育相談・支援総合センター研究論集, 8, 25-41.
- 丸本奈央 (2009) .自尊感情の不安定性とセルフ・ハンディキャッピングの情動制御効果—状態不安との関連—. 日本パーソナリティ心理学会大会発表論文集, 18, 120-121.
- 無藤隆・佐久間路子・若本純子 (2006) .自己意識はどのように育っていくのか 内田伸子編 発達心理学キーワード. 有斐閣, 145-168.
- 沼崎誠・小口孝司 (1990) .大学生のセルフ・ハンディキャッピングの2次元. 社会心理学研究, 5, 42-49.
- 龍祐吉・氏原隆・上田麻由・小川内哲生 (2002) .大学生のセルフハンディキャッピングに及ぼす達成目標と自尊感情の影響. 中京女子大学研究紀要, 36, 45-55.
- 山本真理子・松井豊・山成由紀子 (1982) .認知された自己の諸側面の構造. 教育心理学研究, 30, 64-68.