

他者依存性がソーシャル・サポートの ストレス緩衝効果に及ぼす影響

田中花香理¹

Influence of the dependent personality has on the stress buffering effect of social support

Kaori Tanaka

Social support can be beneficial to both mental and physical health. However, recent studies have questioned the benefits of social support. The current study examined the role of dependent personality traits on the stress-buffering effect of social support in comparison to others' dependence. The following hypotheses were tested: First, when the support gap is large, dependent personality traits are high. In other words, the availability of support is not concerned with the level of one's dependent personality traits, but the same support for which it asks but, so that the dependent personality is high increases. Second, if a stressor considerably increases depressive symptoms, the social support gap also increases. Results did not find support for these aforementioned hypotheses.

Key word: the dependent personality, social support

問題

人は周囲の人々との様々な関係の中で生活している。周囲の人々とどのような関係を持っているのかは、その人にとって重要な意味を持つだろう。このような対人関係を考えるにあたって重要な概念の1つとして“ソーシャル・サポート”がある。

久田(1987)によると、ソーシャル・サポート研究の基本的な仮定は“ソーシャル・サポート、すなわち、ある人を取り巻く重要な他者から得られるさまざまな形の援助はその人の健康維持・増進に重要な役割を果たす”というものである。そして実際に、ソーシャル・サポートが、健康維持・増進に役立つことを数多くの研究が示して来た(福岡, 2000; 嶋, 1992; 玉木, 2007; 和田, 1992)。

しかし、ソーシャル・サポートが必ずしも良い影響を与えるとは限らないという事も分かっている。周・深田(1995)は、ソーシャル・サポートの互惠性の研究においてサポートの受け取り

¹ 広島大学大学院教育学研究科

不足（欲しいと思うサポートと得られるサポートの差）が個人の不適応感を高め、精神的健康に悪影響を与えるということを示した。このことから考えると、ソーシャル・サポートについて検討する際には、求めるサポートと受け取るサポートの差を考慮する事は重要であると考えられる。それでは、この差はどのような場合にできやすいのだろうか。福岡(1998, 2003, 2010)は関連する要因として他者依存性を指摘している。Bornstein (1992) は、他者依存性の高い人は根底に養護的・支持的関係を獲得し維持したいという欲求を慢性的にもっており、社会的な場面で自信がなく他者に頼りたいという欲求を強く持っているとして述べている。また、他者依存性の高さは抑うつをはじめとした心理的苦痛をもたらす危険因子であると指摘されている (Bornstein, & Johnson, 1990)。

福岡 (1998) は、この他者依存性がサポートの入手可能性（サポートの受けが得られると考えるサポート）に影響するのか、また、サポートのストレス緩衝効果と直接効果が他者依存性により異なるのかを検討するために調査を行った。サポートの直接効果とは、ソーシャル・サポートが、ストレスの有無にかかわらず心理的の症候にもつ直接の効果である。一方、緩衝効果とは、ストレス（特にストレスフルなライフ・イベント）が存在しないときには心理的な症候には、直接影響しないが、ストレスが存在する時にはそれを緩和する効果である（南・稲葉・浦, 1987）。福岡 (1998) の調査の結果、サポートの入手可能性は他者依存性の高低に関わらず同程度であることと、心理的苦痛（抑うつ）に対するサポートの直接効果・緩衝効果は、他者依存性の低い群には見られるが、高い群には見られないということが分かった。これらの結果から、他者依存性の高い人は他者依存性の低い人と同程度のサポートを得ているにも関わらず、そこから心理的苦痛を軽減するような効果を得られていないという事が言える。しかし、この研究では、他者依存性の高い人においてサポートの直接効果・緩衝効果が見られなかったことの心理的要因については検討されなかった。

この研究をうけて福岡 (2003) は、他者依存性の高い人はなぜサポートの効果の効果を得られないのか検討するために 2 つの調査を行った。1 つ目の調査では、他者依存性の高い人がサポートがあってもそこからポジティブな認知を引き出せない要因について探求するために、サポートに関する認知と他者依存性の関係を検討した。その結果、他者依存性が高いほど求めるサポートが有意に多いことが分かった。2 つ目の調査では、他者依存性の高い人におけるサポートの特徴と、それが心理的苦痛に及ぼす影響を明らかにするために、サポート関係への満足度と他者依存性の関係と、他者依存性と心理的苦痛の結びつきに対するサポート関係への満足度の媒介効果を検討した。その結果、他者依存性が高いほどサポート関係への満足度が低いこと、サポート関係の満足度が、他者依存性と心理的苦痛の関係を媒介することが分かった。

しかし、福岡 (2003) では、求めるサポートと得られるサポートのギャップと心理的苦痛との関連は明らかにされていない。周・深田 (1995) より、ソーシャル・サポートの効果を考えるにあたって、サポートのギャップが重要になるということを見ると、サポートのギャップと精神的健康の関係を明らかにする必要があると考えられる。

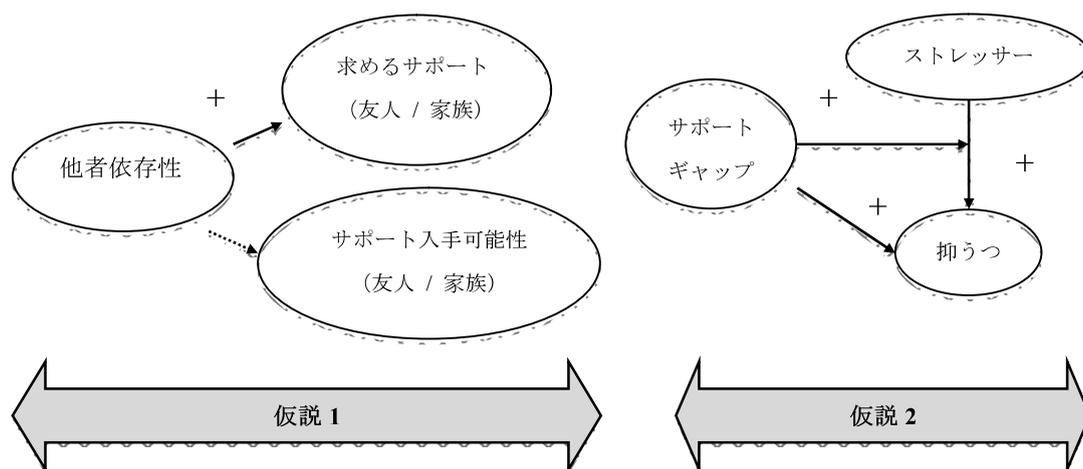
福岡 (1998) より、他者依存性とサポートの入手可能性の間に有意な関係がなく、福岡 (2003) より、他者依存性の高い人は求めるサポートの量が多いという事を考えると、他者依存性の高い人

は、他者依存性の低い人に比べて求めるサポートとサポートの入手可能性のギャップが大きくなりやすいと考えられる。このことから、他者依存性が高い人にサポートの直接効果、緩衝効果がみられないのは、この求めるサポートと得られるサポートのギャップが原因なのではないかと考えられる。

そこで本研究では、他者依存性とサポートのギャップの関係を明らかにし、さらにサポートのギャップが精神的健康に与える影響を検討する。具体的には、(1) “他者依存性が高いほど、サポートのギャップが大きくなる（サポートの入手可能性は他者依存性に関わらず同じだが、他者依存性が高いほど求めるサポートは多くなる）”という仮説と、(2) “サポートのギャップが大きいほど、ストレスが抑うつに与える影響が大きくなる”という仮説の2つについて検討する。

なお、今回はサポート源を家族と友人とに区別して調査を行った。これは、福岡（2010）において、サポート源が家族の場合は、他者依存性が高いほどサポート関係への満足度が有意に高いという傾向が見られたのみだったのに対し、サポート源が友人の場合は、他者依存性が高いほど、サポート関係への満足度が有意に低く、求めるサポートが有意に多く、有意傾向でサポートの入手可能性が低く、心理的負債感と自尊心への脅威が高いと言う結果が示されたためである。

このように、サポート源が家族なのか友人なのかによって、求めるサポートやサポート入手可能性に違いがあると考えられるため、本研究では友人からのサポートと家族からのサポートを分けて調査を行った。以上をもとに本研究で検討する仮説をまとめたものが、以下の Figure 1 である。



※サポートギャップは求めるサポートとサポート入手可能性の差

Figure 1. 本研究で想定するモデル図

(実線部分が影響有り、破線部分が影響なし。+は正の相関、-は負の相関を表す)

方法

実施方法

縁故法による質問紙調査を行い、協力の得られた人についてその場で回答するか、2週間以内の提出を求めた。

参加者

参加者はH大学の学生90名であった。この内、欠損値のあった11名を除き、79名を分析の対象とした。参加者は女性が49名、男性が30名であり、女性の平均年齢は、20.29歳、年齢の標準偏差は1.61、男性の平均年齢は、21.50歳、年齢の標準偏差は、2.16であった。全体の平均年齢は20.75歳で、年齢の標準偏差は1.92であった。

測定内容

他者依存性 他者依存性尺度の日本語版 (McDonald-Scott, 1988) を用いて測定した。これは、福岡 (2003) で他者依存性の測定に使われた尺度と同様のものである。23項目からなる4件法 (1=そうでない~4=非常にそうである) の尺度で、原版は“情緒的依頼心”, “社会的自信の欠如”, “自律の主張”の3つの下位尺度からなる。しかし、福岡 (1998) によるとBirtchnell (1991) は、3つの下位尺度のうち“自律の主張”について、他の2つの下位尺度と相関がほとんどなく、尺度構成上問題があるとしている。また、福岡 (1998), 福岡 (2003) においても同様に“自律の主張”について、他の2つの下位尺度と相関がほとんどなく、分析からは除外している。このため、本研究においては、“情緒的依頼心”, “社会的自信の欠如”の2つの下位尺度のみを使用した。福岡 (2003) において、他者依存性の指標としては、全ての項目の合計得点を用いていたため、本研究においても同じ手続きを用いた。他者依存性の項目の合計得点のとりうる値の範囲は、15-60であった。

サポート入手可能性 福岡 (2003) における手続きと同様に、福岡・橋本 (1997) の12項目から、“私が落ち込んでいるとき元気づける”, “私が勉強や仕事のことで問題をかかえているとき、アドバイスを”, “私に引っ越しなど大がかりな用事があるとき、その手伝いをする”, “私に何か事情があれば、しばらくの間泊まる場所を提供する”の4項目を除き、8項目を用いた。Table 2に示したのが使用した項目である。

調査の際には各項目に対して、福岡 (2003) と同様に“どの程度してくれると思うか”と尋ね、5件法 (1=ほとんど、あるいは全くそうでない~5=たいへんそうである) で評定させた。なお、家族と友人のそれぞれに関してサポートのやり取りを評定させた。サポート入手可能性の指標としては8項目の合計得点を用いた。サポート入手可能性の項目の合計得点のとりうる値の範囲は、8-40であった。

求めるサポート サポート入手可能性と同じ項目を用い、福岡 (2003) と同様に各項目に対して“どの程度してほしいと思うか”と尋ね、5件法 (1=ほとんど、あるいは全くそうでない~5=たいへんそうである) で評定させた。なお、家族と友人のそれぞれに関してサポートのやり取りを評定さ

せた。求めるサポートの指標としては、8項目の合計点を用いた。求めるサポートの項目の合計得点のとりうる値の範囲は、8～40であった。

サポートギャップ 家族、友人それぞれにおいて、求めるサポートの得点から、サポート入手可能性の得点を引いて算出した。正の数値であれば、求めるサポートの方が得られると考えられるサポートより多い、つまり、欲しい量だけサポートが得られていない状態であるといえる。逆に、負の数値であれば、得られると考えられるサポートの方が求めるサポートより多い、つまり、欲しい量以上にサポートを得ている状態であるといえる。また、数値が0に近いほど、求めるサポートと得られると考えられるサポートが釣り合っている状態といえる。

以下、家族のサポートギャップを、“家族サポートギャップ”、友人のサポートギャップを“友人サポートギャップ”とする。サポートギャップの得点のとりうる値の範囲は、-32～32である。

生活ストレッサー 福岡（2003）と同様に、尾関（1990）による大学生生活ストレッサー尺度を用いて測定した。この尺度は、大学生が体験しやすい出来事計40個について、それぞれ過去6ヶ月間に体験したかどうか、体験した場合にはどの程度辛かったかを7段階（-3＝非常に辛かった～3＝非常に楽しかった）で回答させるものであった。本研究では、回答者の負担を軽減するために、経済状況を尋ねる質問などプライベートな内容に踏み込みすぎていると考えられる項目や、回答するのに負担が大きいと考えられる項目を除き、29項目を使用した。除外したのは、“災害や事故にあった（大雨、火事、交通事故など）”、“自分の経済状況が悪くなった”、“家族の経済状況が悪くなった”、“家族、または親しい親戚の誰かが病気をした”、“友人や仲間から批判されたり、からかわれたりした”、“信頼していた友人、先輩などにうらぎられた”、“学業上のことで失敗した（成績の低下や留年するなど）”、“恋人と別れた（死別も含む）”、“いやな人から交際を迫られた”、“からだの調子が変わった（病気やけがも含む）”、“大切なものをなくしてしまった”の11項目である。

ストレッサーの指標としては、体験したもののうち負の評価をしているもの（-1～-3）の合計得点を算出し用いた。合計得点は絶対値をとり、得点が高くなるほど辛さの程度が大きくなるようにして分析を行った。生活ストレッサーの得点のとりうる値の範囲は、0～87である。

抑うつ 自作の尺度を使用して測定した。項目は、“落ち込んでいる”、“リラックスしている”、“憂うつだ”、“いきいきする”、“沈んだ気持ちでいる”、“食欲が無い”、“すがすがしい気分だ”の7項目である。各項目に対して、5件法（1＝ほとんど、あるいは全くそうでない～5＝大変そうである）で評定させた。しかし、因子分析の結果、“食欲が無い”の項目は因子負荷量が低かったため除いて分析を行った。 α 係数は.87であった。抑うつの指標としては、合計得点を用いた。抑うつの得点のとりうる値の範囲は、7～35である。

結果

各指標の性差

各指標についてt検定により性差を検討した。性差を検討した理由は、先行研究において各サポートの指標に性差が見られる場合が多いからである。しかし、本研究においては各指標に性差は認め

られなかったため、これ以降の分析は男女のデータをあわせて行った。

他者依存性が各サポート指標に及ぼす影響

仮説(1)“他者依存性が高いほど、サポートのギャップが大きくなる(サポートの入手可能性は他者依存性に関わらず同じだが、他者依存性が高いほど求めるサポートは多くなる)”が支持されるかどうかを検討した。

上記の仮説を検討するために、まず、他者依存性の得点の上位50%を他者依存性高群、下位50%を他者依存性低群として、群分けを行った。他者依存性高群は、 $n=42$ で、得点の平均値が40.55、標準偏差は5.02であった。他者依存性低群は、 $n=37$ で、得点の平均値が29.14、標準偏差が4.12であった。その後、他者依存性(高群、低群)を独立変数として、家族、友人の両方についてサポート入手可能性、求めるサポート、サポートギャップのそれぞれを従属変数とした分散分析を行った。

その結果、友人サポート入手可能性($F(1, 77)=.12, p=.74$)及び家族サポート入手可能性($F(1, 77)=1.60, p=.20$)と他者依存性に有意な関連は見られず、仮説が支持された。しかし、求める友人サポート($F(1, 77)=.45, p=.50$)及び求める家族サポート($F(1, 77)=.06, p=.81$)と他者依存性の間にも有意な関連は見られなかった。家族サポートギャップ($F(1, 77)=3.05, p=.09$)及び友人サポートギャップ($F(1, 77)=.09, p=.77$)と他者依存性の間にも有意な関連はみられなかった。

サポートギャップが抑うつに及ぼす影響

次に、仮説2“サポートのギャップが大きいほど、ストレスが抑うつに与える影響が大きくなる”を検討した。

上記の仮説を検討するにあたって、まず、サポートギャップと生活ストレスのそれぞれについて群分けを行った。生活ストレスについては、得点の上位50%をストレス高群、下位50%をストレス低群とした。ストレス高群は、 $n=41$ で、得点の平均値が20.34、標準偏差は6.91であった。ストレス低群は $n=38$ で、得点の平均値が8.58、標準偏差は2.82であった。

サポートギャップについては、求めるサポートの得点からサポート入手可能性の得点を引いたものであり、正の数値になる場合と負の数値になる場合があるので、サポート不足群(以下、不足群)、マッチ群、サポート過剰群(以下、過剰群)を設定した。

サポートギャップが正の数値であれば、求めるサポートの方がサポート入手可能性より多い、つまり、欲しい分だけサポートが得られていない状態であるといえる。逆に、負の数値であれば、サポート入手可能性の方が求めるサポートより多い、つまり、欲しい分以上にサポートを得ている状態であるといえる。また、数値が0に近いほど、求めるサポートとサポート入手可能性が釣り合っている状態といえる。これらは異なった意味を持つと考えられるため、サポートギャップに関してのみ、3群を設定した。

しかし、どの程度の範囲までが“求めるサポートとサポート入手可能性が釣り合っている状態”であるマッチ群と呼べるのかは検討の余地がある。最も厳密な基準は“得点が0の参加者のみをマッチ群とする”場合であると考えられるが、データ数の問題で分散分析を行うことができなかったため、次に厳密な基準であると考えられる“-1-1をマッチ群とする”という基準を用いることとした。なお、分散分析を行える範囲で異なるパターンの基準を用いた分析も行った(具体的には、“得点の上位

30%を不足群，下位30%を過剰群とする場合”，“-1-1をマッチ群とする場合”，“-2-2をマッチ群とする場合”，“-3-3をマッチ群とする場合”の4通り）が，結果に違いは見られなかった。Table 1が友人サポートギャップ（不足群，マッチ群，過剰群）とストレスサー（高群，低群）を独立変数とし，抑うつを従属変数とした2要因分散分析の結果，Table 2が家族サポートギャップ（不足群，マッチ群，過剰群）とストレスサー（高群，低群）を独立変数とし，抑うつを従属変数とした2要因分散分析の結果である。

Table 1, Table 2より，友人サポートギャップとストレスサーを独立変数とした場合も，家族サポートギャップとストレスサーを独立変数とした場合も，ストレスサーの主効果が見られ，ストレスサーが高い群の方が低い群より有意に抑うつが高かった。家族，友人サポートギャップのどちらにも有意な主効果はなく，友人サポートギャップとストレスサー，家族サポートギャップとストレスサーの交互作用はどちらも有意ではなかった。

Table 1
友人サポートギャップ×ストレスサーの2要因分散分析結果

友人サポートギャップ	ストレスサー高群			ストレスサー低群			F値	友人サポートギャップ	ストレスサー交互作用	誤差	合計	
	不足群 (n=19)	マッチ群 (n=12)	過剰群 (n=10)	不足群 (n=16)	マッチ群 (n=13)	過剰群 (n=9)						
抑うつ	19.89(4.40)	18.83(5.98)	19.60(4.70)	16.38(5.01)	16.62(2.84)	13.22(2.77)	df	2	1	2	73	79

*** p<.001

※抑うつの欄の()内の数値は標準偏差を示す。

Table 2
家族サポートギャップ×ストレスサーの2要因分散分析結果

家族サポートギャップ	ストレスサー高群			ストレスサー低群			F値	家族サポートギャップ	ストレスサー交互作用	誤差	合計	
	不足群	マッチ群	過剰群	不足群	マッチ群	過剰群						
抑うつ	19.18(4.96)	19.44(5.18)	19.86(4.79)	16.17(2.92)	15.87(5.74)	15.33(4.04)	df	2	1	2	73	79

** p<.05

※抑うつの欄の()内の数値は標準偏差を示す。

他者依存性が抑うつに及ぼす影響

ここまでの分析で，想定していたモデルについての検討は行うことができた。しかし，想定していた他者依存性のサポートへの主効果（他者依存性が高いほど，求めるサポートが多くなる）は認められなかった。そこで，他者依存性が抑うつに対して影響がないのか確かめるために，2要因分散分析を行った。具体的には，他者依存性（高群，低群）と友人，家族それぞれのサポートギャップ（不足群，マッチ群，過剰群）を独立変数，抑うつを従属変数とする2要因分散分析と，他者依存性（高群，低群）とストレスサー（高群，低群）を独立変数，抑うつを従属変数とする2要因分散分析を行った。その結果が，Table 3～Table 5である。

Table 3より、友人サポートギャップと他者依存性を独立変数、抑うつを従属変数とした分析では、友人サポートギャップ、他者依存性ともに主効果は有意でなく、交互作用も有意でなかった。またTable 4より、家族サポートギャップと他者依存性を独立変数、抑うつを従属変数とした分析においても同様に、家族サポートギャップ、他者依存性ともに主効果は有意でなく、交互作用も有意でなかった。

Table 5より、ストレスサーと他者依存性を独立変数とした場合に、ストレスサーの抑うつへの主効果が有意であり、ストレスサーが高い群の方が有意に抑うつ得点が高かった。他者依存性の主効果は有意でなく、交互作用も有意でなかった。

Table 3
友人サポートギャップ×他者依存性の2要因分散分析結果

友人サポートギャップ	他者依存性H群			他者依存性L群			F値	他者依存性	交互作用	誤差	合計	
	不足群	マッチ群	過剰群	不足群	マッチ群	過剰群						
抑うつ	20.16(4.15)	17.31(4.92)	17.40(5.14)	16.06(5.00)	18.08(4.54)	15.67(4.64)	0.68	2.33	1.92			
							df	2	1	2	73	79

※抑うつの欄の()内の数値は標準偏差を示す。

Table 4
家族サポートギャップ×他者依存性の2要因分散分析結果

家族サポートギャップ	他者依存性高群			他者依存性低群			F値	他者依存性	交互作用	誤差	合計	
	不足群 (n = 15)	マッチ群 (n = 14)	過剰群 (n = 13)	不足群 (n = 8)	マッチ群 (n = 10)	過剰群 (n = 19)						
抑うつ	18.33(3.81)	20.21(5.51)	17.23(4.92)	16.25(4.86)	15.50(4.43)	17.37(4.98)	0.11	3.92	1.70			
							df	2	1	2	73	79

※抑うつの欄の()内の数値は標準偏差を示す。

Table 5
ストレスサー×他者依存性の2要因分散分析結果

ストレスサー	他者依存性高群		他者依存性低群		F値	他者依存性	交互作用	誤差	合計	
	H群 (n = 24)	L群 (n = 17)	H群 (n = 18)	L群 (n = 20)						
抑うつ	20.42(4.43)	18.23(5.30)	16.22(4.32)	15.25(3.85)	12.51**	2.41	0.35			
					df	1	1	1	75	79

** $p < .05$

※抑うつの欄の()内の数値は標準偏差を示す。

考察

本研究は他者依存性とサポートギャップの関係を明らかにし、さらにサポートギャップが精神的健康に与える影響を検討する事を目的として行った。具体的な仮説としては、(1) 他者依存性が高

いほど、サポートのギャップが大きくなる（サポートの入手可能性は他者依存性に関わらず同じだが、他者依存性が高いほど求めるサポートは多くなる）、(2) サポートのギャップが大きいほど、ストレスナーが抑うつに与える影響が大きくなるという2つであった。

まず、仮説1に関しては、友人サポート入手可能性、家族サポート入手可能性に他者依存性の有意な主効果が見られなかったことは仮説通りであったものの、求める友人サポート、求める家族サポートにも、他者依存性の有意な関連は見られず、“他者依存性が高いほど、サポートのギャップが大きくなる”という仮説は支持されなかった。他者依存性を独立変数、家族サポートギャップ、友人サポートギャップのそれぞれを従属変数にした分析に関しても同様であった。

また、仮説2に関しては、友人サポートギャップとストレスナーを独立変数とした場合も、家族サポートギャップを独立変数とした場合も、ストレスナーの主効果のみが認められ、仮説は支持されなかった。

さらに、補足的に行った他者依存性と友人、家族それぞれのサポートギャップと抑うつとの関係を検討する分析と、他者依存性とストレスナーと抑うつとの関係を検討する分析においても、ストレスナーと他者依存性を独立変数とした場合にストレスナーの主効果がみられたのみで、他者依存性との関連は見られなかった。これらの結果より、本研究においては、他者依存性はサポートギャップにも抑うつにも関連がなかったといえる。

今回は求めるサポートとサポート入手可能性の測定を福岡（2003）に習い行ったが、サポートのギャップを考える時に、サポートの測定の方法が、福岡（2003）と同じ方法で妥当だったのか検討する余地がある。同様に、サポートギャップの算出方法も、今回は単純に求めるサポートの合計得点から、サポート入手可能性の合計得点を引いて算出したが、それが適切であったのかも検討する必要がある。

具体的には、サポートの種類を考慮して測定・分析を行うということが考えられる。今回は求めるサポートとサポート入手可能性を測定するにあたって参加者の負担の軽減を優先し、福岡（2003）に習って、福岡・橋本（1997）の尺度の下位尺度の“アドバイス・指導”から2項目、“なぐさめ・はげまし”から2項目、“物質的・行動的援助”から2項目、“具体的行動による援助”から1項目を抜粋して用いた。しかし、周・深田（1995）においては、サポートの種類により、サポートギャップの心身の健康への影響の仕方が異なるということも示されており、今後の検討では項目数を増して、サポートの種類ごとにサポートギャップを算出し、それぞれの影響を検討する必要があると考えられる。

引用文献

- Birtchnell,J. (1991). The measure of dependence by questionnaire. *Journal of Personality Disorders*, **5**, 281-295.
- Bornstein,R.F. (1992). The dependent personality: Developmental, social, and clinical perspectives. *Psychological Bulletin*, **112**, 3-23.
- Bornstein,R.F., & Johnson,J.G. (1990). Dependency and psychopathology in a nonclinical sample. *Journal of*

Social Behavior and Personality, **5**, 417-422.

- 福岡欣治 (1998). 依存的な人にとってのソーシャル・サポートの限界—他者依存性と求めるサポートの効果に関する基礎的研究— 静岡県立大学短期大学部研究紀要 **12-(3)-4**, 1-11.
- 福岡欣治 (2000). 日常ストレス状況における友人との支持的な相互作用が気分状態に及ぼす効果 静岡県立大学短期大学部研究紀要 **14-(3)-7**, 1-19.
- 福岡欣治 (2003). 他者依存性と心理的苦痛の關係に及ぼすソーシャル・サポートの影響 対人社会心理学研究 **3**, 9-14.
- 福岡欣治 (2010). 他者依存性と家族および友人との關係におけるソーシャル・サポート—大学生を対象として— 川崎医療福祉学会誌 **20**, 259-265.
- 福岡欣治・橋本 宰 (1997). 大学生と成人における家族と友人の知覚されたソーシャル・サポートとそのストレス緩衝効果 心理学研究 **68**, 403-409.
- 久田 満 (1987). ソーシャル・サポート研究の動向と今後の課題 看護研究 **20**, 170-179.
- 周 玉慧・深田博己 (1995). 青年の心身の健康に及ぼすソーシャル・サポートのネガティブな効果 広島大学教育学部紀要 第一部 (心理学) **44**, 45-52.
- McDonald-Scott, P. (1988). Interpersonal Dependency Inventory Japanese Short Form (JIDI)—その作成と検定について— 看護研究,**21**,451-460.
- 南 隆男・稲葉照英・浦 光博 (1987). 「ソーシャル・サポート」研究の現状と課題 哲學 **85**, 109-149.
- 尾関友佳子 (1990). 大学生のストレス自己評価尺度 久留米大学大学院紀要比較文化研究 **1**, 9-32.
- 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**, 45-53.
- 玉木敦子 (2007). 産後のメンタルヘルスとサポートの実態 兵庫県立大学看護学部・地域ケア開発研究所紀要 **14**, 37-56.
- 和田 実 (1992). 大学新入生の心理的要因に及ぼすソーシャルサポートの影響 教育心理学研究 **40**, 386-393.