

# 大学生活における主観的ソーシャル・キャピタル尺度の開発

芳賀道匡\* 高野慶輔\*\* 羽生和紀\*\*\* 坂本真士\*\*\*

本研究の目的は、2つの研究を通して、33項目から構成される大学生活における主観的ソーシャル・キャピタル尺度 (SSCS-U) の開発と、信頼性および妥当性を検討することにあった。本研究では2つの調査を通じて、SSCS-Uを構成する項目を選定し、開発されたSSCS-Uの因子構造の再現可能性、内的一貫性と再検査信頼性の検討、そして他の心理社会的要因との関連を検討した。その結果、SSCS-Uは、仲間、クラス、教員に関する主観的ソーシャル・キャピタルという3因子によって構成され、因子構造の再現可能性があることが示された。また、内的一貫性と再検査信頼性があること、ソーシャル・スキルおよび主観的ウェルビーイング、ソーシャル・キャピタル関連行動と関連があることが分かった。本尺度は、学生が主観的に認知しているソーシャル・キャピタルを包括的に測定する尺度として、大学生活のソーシャル・キャピタルに関する研究の更なる発展に寄与すると考えられる。

キーワード：社会関係資本、大学、学生、主観的ウェルビーイング、尺度

## 問題と目的

学生の大学生活を豊かにする資源の1つに、他の学生や教員のもつ資源がある。学生は、大学生活においてネットワークを介して他の学生や教員がもつ資源を利用することができる。たとえば、ある課題を達成するために、(a) 仲間と励ましあったり、(b) 受講している授業のクラスメートと情報を教えあったり、(c) 教員へ相談をしたりすることができる。(a)-(c)のように、学生は、ネットワークを介して仲間やクラスメート、教員がもつ資源を利用することができる。こうした資源の利用可能性を高めることは、生活に適応し満足感を高めるために重要である (Putnam, 2000 柴内訳 2006; Yamaoka, 2008)。そこで本研究では、Lin (2001 筒井・石田・桜井・三輪・土岐訳 2008) を参考に、ネットワークを介して利用できる資源を社会的資源<sup>1</sup>と考え、大学における学生の社会的資源の利用可能性についてソーシャル・キャピタル理論に基づいた分析を行う。

ソーシャル・キャピタル (Social Capital; 以下, SC) は、

社会的資源の利用可能性をコミュニティに蓄積される資本とみなした概念である。SC理論は、社会的資源の利用可能性を規定する要素としてネットワークや信頼、互酬性などに注目する。人々が十分にネットワークを張り巡らし、互いを信頼し、支え合うことのできる社会環境にいる個人は、社会的資源の利用が容易であるために健康であり (Kawachi, Subramanian, & Kim, 2008 藤澤・高尾・濱野監訳 2008)、主観的ウェルビーイング (主観的 Well-Being; 以下, 主観的 WB) が高い (Yamaoka, 2008) ことが先行研究により示されている。したがって、個人はSCをもつことで適応し満足感を得ていると考えられる。

しかし、先行研究の説明では、個人がSCをもつことで適応し満足感を得ることを説明するためには不十分な点がある。それは、SCの認知の個人差、すなわち社会的資源の利用可能性の認知について十分に構成概念化されていない点である。Kobayashi, Kawachi, Iwase, Suzuki, & Takao (2013) では、社会的資源の利用への期待をさして社会的資源の利用可能性の認知と見なしている。一方、芳賀・高野・羽生・西河・坂本 (2016) や芳賀・高野・坂本 (2015) は、社会的資源の利用への期待だけでなく社会的資源の交換への期待をさして社会的資源の利用可能性の認知と見なしている。社会的資源の利用者は、利用者自身の利得およびコストを推測するだけでなく、提供者の将来的な利得およびコストを推測している (橋本, 2015)。そうした推測を通して「(提供者と) 助けあえる」と認知したときに、援助行動や相談行動は生起し、適応は高まる (橋本,

\* 日本大学文理学部人文科学研究所  
〒156-8550 東京都世田谷区桜上水 3-25-40  
mike.telepsy@gmail.com

\*\* University of Leuven

\*\*\* 日本大学文理学部

<sup>1</sup> Lin (2001 筒井他訳 2008) では「関係の資源」と翻訳されているが、ここでは原著の“social resource”と一対一対応を図るために社会的資源とした。

2015; 浅野・五十嵐, 2015)。そのため、社会的資源の利用可能性の認知には、社会的資源の交換への期待が含まれると考えられる。したがって、本研究では、社会的資源の利用だけでなく交換への期待を含めて社会的資源の利用可能性の認知とする。そして、個人が認知する社会的資源の利用可能性をさして主観的ソーシャル・キャピタル (以下、主観的 SC、芳賀他, 2016) と呼ぶ。

さらに本研究では、個人がもつ主観的 SC を、複数に分けて考えることにする。村上・西村・櫻井 (2016) は、他者を助ける行動の生起頻度が友人を相手にした時と見知らぬ人を相手とした時では異なることを報告している。これと同じように、主観的 SC もまた認知する相手の属性によって程度が異なると考えられる。

以上述べたように、本研究では、個人が社会的資源を利用するために社会関係を形成する相手の属性を複数に分けて考えるが、これらの相手の属性をさして「領域 (domain)」(Van der Gaag & Webber, 2008 鈴木訳 2008) と呼ぶ。学生の主観的 SC の場合には、主に3つの領域が有力である。1つ目は大学生活における親密な関係の領域である「仲間」、2つ目は大学生活における一般他者の領域である「クラスメート (以下、クラス)」, そして3つ目は大学生活において大学の制度と学生を結びつける「教員」の領域である。冒頭にも示したように、「仲間」、「クラス」、「教員」の3つの領域の機能は、それぞれ独立していると考えられる。その理由は、3つの領域それぞれを通して利用できる資源の質は異なると考えるのが自然だからである。たとえば、ある学生が話し相手を求めるとき、その話の内容や深刻さによってその相談相手が仲間ではなくてはならないときがある。同じようにクラス、教員でなくてはならないときがある。そのため、本研究では「仲間」、「クラス」、「教員」の3つの領域を仮定し、それぞれに関する学生の主観的 SC について調べる<sup>2</sup>。

一方、先行研究 (Glanville & Bienenstock, 2009; Putnam, 2000 柴内訳 2006) では、SC の測定のためにネットワーク、信頼、互酬性の3つの要素を指標として用いていることから、これら3つの要素は一般住民が社会的資源を利用するために重要であると考えられる。これに対し、芳賀・坂本 (2013) は、学生の主観的 SC について質的検討を行い、大学生活における人々に対す

るネットワーク資源の認知、信頼感、互酬の関係の認知の他に親近感という要素が主観的 SC の指標として考えられる可能性を示唆している<sup>3</sup>。したがって、本研究では、仲間、クラス、教員の3つの領域それぞれに関するネットワーク資源の認知、信頼感、互酬の関係の認知、親近感の程度に注目する。

本研究では、「仲間」、「クラス」、「教員」に関する学生の主観的 SC を測定する心理尺度を作成することを第1の目的とする (研究1)。また、研究1で作成する尺度の因子構造の再現可能性、内的一貫性および再検査信頼性をもつことの検証をすることを第2の目的とする (研究1, 2)。そして同様の目的から、主観的 SC と関わっている要因との関連の検討を第3の目的とする (研究1, 2)。研究1では因子構造と内的一貫性の検討の他、主観的 WB、ソーシャル・スキルとの関連を検討する。研究2では因子構造とその再現可能性、内的一貫性と再検査信頼性の検討に加え、研究1とは別の尺度を用いた主観的 WB と SC に関連する行動との関連を検討する。

妥当性の検証においては、学生の主観的 SC は主観的 WB と正の関連があると仮定する。主観的 WB は個人の主観的な生活の充実性のことであり (Diener, Suh, Lucas, & Smith, 1999), さまざまな研究領域において重要な適応の指標とされている (伊藤・相良・池田・川浦, 2003; Yamaoka, 2008)。この主観的 WB は、経済資本によって説明されることが示されているが、その限界 (Kahneman & Deaton, 2010) や矛盾した現象 (Kahneman, Krueger, Schkade, Schwarz, & Stone, 2006) もまた報告されている。そのため、これらの問題点を補う資本の理論として、SC の理論に基づいた研究が注目されている。実際、一般住民の実証的研究において、個人の主観的 SC<sup>4</sup>が、経済資本を統制した上で主観的 WB を説明することが示されている (Portela, Neira, & Salinas-Jiménez, 2013; Yamaoka, 2008)。そのため、学生の場合も、主観的 SC が高いことで生活が充実していると感じやすいと考えられる。したがって、本研究では、主観的 SC の高い学生ほど主観的 WB が高いと仮説を立て、妥当性検証の一部とする。

<sup>2</sup> なお、大学における仲間、クラス、教員以外の集団属性 (たとえば、所属サークルの構成員や学外の友人) も領域として考えられるが、学外の友人からは大学における課題の問題解決に役立つ援助を期待しにくいことから、本研究では取り上げなかった。

<sup>3</sup> 芳賀・坂本 (2013) は、質的研究を通して、学生の主観的 SC (認知的 SC と呼称していた) についてネットワーク、信頼、互酬性、親近感の4つから構成されることを示唆している。これらとネットワーク資源の認知、信頼感、互酬の関係の認知、親近感それぞれは同義である。

<sup>4</sup> Portela et al. (2013) や Yamaoka (2008) は、主観的 SC という呼称は用いず、「個人レベルの SC」と呼称している。

さらに、研究1では、学生の主観的SCとソーシャル・スキルとの関連を検討する。ソーシャル・スキルは、人々との対人関係を円滑に運ぶために役立つスキルと定義されている(菊池, 1998)。主観的SCとソーシャル・スキルは、共に人々との関係に関する概念であるという点において共通している。大学の仲間、クラス、教員の社会的資源の利用可能性を高く認知している学生は、よりソーシャル・スキルを実行できると考えられる。そのため、学生の主観的SCは、ソーシャル・スキル(以下、スキル)と正の関連があると予測する。

## 研究 1

### 目的

研究1では、大学生活における主観的SC尺度(Subjective Social Capital Scale for University Life; 以下SSCS-U)を開発し、基礎統計量、因子構造と内的一貫性の確認、そして他の心理社会的要因との関連の検討を通して、信頼性、妥当性の検討を行う。研究1では主観的SCの他に主観的WB、スキルを測定し、関連を検討する。

### 予備調査

芳賀・坂本(2013)の学生へのインタビュー結果、学生の主観的SCの特徴に信頼感、互酬の関係の認知、ネットワーク資源の認知、親近感の4つがあることが報告されている。本研究ではこれら4つの特徴を想定し、心理学を専門とする研究者が、Kawachi & Kennedy(2002 西・高尾・中山監訳 2004)を参考に、主観的SCの構成概念を「個人が所属する集団とのつながりや身のまわりの社会環境から得る心理社会的資源」と設定した上で、主観的SCの測定において内容的妥当性のあると考えられた項目を作成、選定し、SSCS-Uの項目を準備した<sup>5</sup>。

2012年4月に、上記の4つの特徴と構成概念に基

<sup>5</sup> 芳賀・坂本(2013)が定義した「個人が所属する集団とのつながりや身のまわりの社会環境から得る心理社会的資源」は、本研究で定義した「個人が認知する社会的資源の利用可能性」と矛盾しない。まず、「個人が所属する集団とのつながりや身のまわりの社会環境」は、先述の「社会的資源」の定義である「ネットワークを介して利用できる資源」のうちの「ネットワーク」に含まれている。次に、本研究の定義で「心理社会的資源」を「社会的資源」と改めたのは、SCを個人ではなく社会に帰属する概念として定義することを意図したためである。最後に、「社会的資源の利用可能性」としたのは、ネットワーク資源、信頼、互酬の関係、親近性が、社会的資源そのものではなく社会的資源の利用可能性を指すと考えたためである。

づいて準備した137項目(仲間48項目、クラス47項目、教員42項目)について調査を実施し、学生341名から回答を得た。項目は、仲間、クラス、教員に関する項目の順に並んでいた。項目の評定は5段階(1:全く違う-5:全くその通りだ)で行われた。仲間とクラスに関する項目については、冒頭で、仲間やクラスと認知している集団はあるかを質問した。その理由は、以降に回答する主観的SCの質問において「仲間」と「クラス」が何を指しているかを明確にするためである。この設問に対して「特に思い当たらない」と答えた対象者は、仲間やクラスと認知している集団を想定しておらず後続する質問への回答が不可能であると考え、分析から除外した<sup>6</sup>。さらにクラスについては、「ここでのクラスとは、同じ学科や専攻の人たちの集まりのことを指します」という教示を与えた上で前述の仲間を除いたクラスの知人を想定するように求めた。教員に関する質問は、特定の人物や集団の想起がなくても回答は可能であるため、上記の仲間やクラスに関する質問と同様の手順をとらなかった。それらの後、仲間、クラス、教員それぞれにおいて顔と名前(苗字だけでも可)を覚えている人はどれくらいいるか尋ねた。この時、特に思い当たらない、という選択肢を選択した学生も除外していた。その後でSSCS-U(仲間、クラス、教員)それぞれの11項目に回答をしてもらった。最終的に本分析では、341名中、全ての質問項目に回答した244名(うち男子129名:学年1年生 $n=64$ , 26.23%, 2年生 $n=75$ , 30.74%, 3年生 $n=78$ , 31.97%, 4年生 $n=25$ , 10.25%, その他 $n=2$ , 0.82%)のデータを用いた。

まず、137項目の回答の分布についてヒストグラムを用いて確認した。そして、測定の目的と分布の偏りを踏まえ、天井効果や床効果の疑いがある項目を削除した後、残った120項目について、まず因子数を指定せずに最尤法による探索的因子分析を行った。その結果、共通性が1を超え不適解が得られたことから、改善の策として最小二乗法による探索的因子分析を行った。その結果、固有値は、第1因子から順に29.59, 8.71, 6.69, 3.24, 2.67..., 累積寄与率は、同じく第1因子から順に32.62, 42.22, 49.60, 53.16, 56.11..., 共通性は.53から.90であった。因子の累積寄与率が第3因子においておよそ50%に達し、各項

<sup>6</sup> 研究1の仲間、クラスの領域の想起について、欠損はそれぞれ7名、4名であり、仲間について「特に思い当たらない」と回答したのは15名だった。SSCS-Uの項目における欠損については、仲間の項目で15名、クラスの項目で2名、教員の項目で4名だった。

目の共通性が全て.50以上であったことから、因子数は3であると判断した。その後、改めて因子数を3に指定し、同じ手続きの分析を行った。3つの因子が単純構造に近づくよう、負荷量が.40より低いもの、および複数の因子に対して負荷量が.40より高いものを除外し、因子分析を繰り返し、96項目を残した。

次に、項目の作成者ではない、SCに関する情報発信を行っている社会心理学者2名、環境心理学者1名が、上記の96項目についてネットワーク資源の認知、信頼感、互酬的関係の認知、親近感のいずれに当てはまるかの評定を行った。その結果、3名のうち2名以上で当てはまると判断された66項目(仲間19項目、クラス26項目、教員21項目)は、ネットワーク資源の認知、信頼感、互酬的関係の認知、親近感を測定していると考えられた。芳賀・坂本(2013)の研究を参考に、これらはすべて主観的SCの構成概念である個人が認知する社会的資源の利用可能性の一部を表していると判断し、66項目は主観的SCの測定に関する内容的妥当性があると考えた。

さらに、残った66項目から仲間、クラス、教員の間で共通の内容を尋ねている計33項目(仲間、クラス、教員それぞれ11項目ずつ)を、その使用が妥当であると判断した。共通の内容の項目を採用したのは、学生の主観的SC(仲間、クラス、教員)間での同一項目の比較を行うためである。

その一方で、主観的SC(教員)を測定する11項目のうち2項目を、困った状況における被援助を想定した項目に変更した。これは、仲間やクラスと教員とでは、社会的資源の交換の性質が異なるからである。たとえば、仲間やクラスとの関係では社会的資源の交換が成り立ちやすいが、教員との関係では成り立ちにくい。そのため、教員との関係の資源について、互酬的関係の認知よりも、困った状況における被援助の可能性の認知を想定する方が妥当であると考え、新たに2項目を作成し、既存の2項目と変更した。その結果、3者に関する質問のうち、それぞれ11項目、計33項目を本調査に用いることとした。

#### 本調査における対象者と倫理的配慮

2012年7月に、首都圏の2つの大学においてSSCS-Uを含む質問紙を用いた調査を実施した。学生への質問紙の配布に際して、(a)研究の目的が集団の傾向を把握するものであること、(b)無記名式の調査であり質問紙への回答は自由意志によるものであること、(c)調査への参加、不参加は成績評価とは無関係であることをフェイスシートに記載するととも

に、口頭でも説明した。フェイスシートに記載されている注意事項に同意する場合に、調査への参加を求めた。有効回答数は313名であった。そのうち、性別と学年、および各尺度に対する欠損値が全くない学生263名(うち男子 $n=137$ :1年生 $n=78$ , 29.66%, 2年生 $n=78$ , 29.66%, 3年生 $n=76$ , 28.90%, 4年生 $n=28$ , 10.65%, その他 $n=3$ , 1.14%)のデータを分析した。

#### 調査材料

**フェイスシート** 性別と学年について尋ねた。

**学生の主観的SC** 大学生活を通して学生が認知している社会的資源の利用可能性、すなわち学生の主観的SCが仲間、クラス、教員の3つの領域に分かれるかを検討するために、予備調査で作成したSSCS-Uを用いた。仲間、クラス、教員に関する主観的SCを、各11項目5段階評定で測定した。

**主観的WB** Diener(1985)のSatisfaction With Life Scale(SWLS)の大石(2009)による邦訳版5項目7段階評定を用いた。この尺度は、個人のこれまでの人生に対する包括的評価を測定するものである。内的一貫性を示す $\alpha$ 係数は.88であった。

**スキル** Kikuchi's Social Skill Scale-18(菊池,1998)18項目5段階評定を用いた。この尺度は、社会関係を構成するための基本的なスキルを測定する。 $\alpha$ 係数は.88であった。

**統計解析** 探索的因子分析および相関分析にはSAS InstituteのSAS ver 9.3を、確証的因子分析および多母集団同時分析にはMuthén & MuthénのMplus ver 6.11を用いた。

#### 結果と考察

**因子構造** まず、SSCS-Uの因子構造について調べるために、最尤法による探索的因子分析を行った。固有値の推移(第1因子から順に21.18, 9.06, 5.49, 2.86, 2.42, …)とSCの構成概念の領域性を考慮し、3因子が適切であると判断した。3因子を抽出後、プロマックス回転を施した。Table 1に、因子数を3と指定してプロマックス回転を施した時の因子パターンを示した。因子を構成する項目の内容を考慮し、第1因子から順に「クラスに関する主観的SC(以下、主観的SC(クラス))」、「仲間に関する主観的SC(以下、主観的SC(仲間))」、「教員に関する主観的SC(以下、主観的SC(教員))」とそれぞれ命名した(各11項目)。内的一貫性を示す $\alpha$ 係数はそれぞれ.92, .86, .85であり、因子間相関の値は.27から.40であった。プロマックス回転後の共通性について、.20未満の項目が主観的SC(クラス)に3項目、因子負荷量について、因子負荷量

Table 1 大学生生活における主観的SC尺度 (SSCS-U) 項目の探索的因子分析 (N=263)

	因子			共通性	M (SD)
	1	2	3		
1. 学生の主観的SC(クラス) ( $\alpha = .92$ ) (わたしはクラス全体について)					
身近に感じている。	.81	-.06	-.06	.61	2.85(1.04)
助け合えらると思う。	.79	.04	-.04	.62	3.13(1.13)
会える機会には、積極的に行こうとする。	.79	.00	.05	.41	2.77(1.10)
たまにその人たちのことが頭に思い浮かぶことがある。	.76	-.02	.01	.45	2.75(1.20)
なにかお互いのためになることをしたいと思う。	.75	.08	-.02	.38	3.29(1.06)
接することで、新しい知識やスキルを得ることができると思う。	.68	.05	.06	.14	3.43(1.04)
話したい時に話す機会が十分にある。	.65	-.10	.01	.19	2.77(1.18)
その人たちの考え方にはおおむね賛同できると思う。	.65	.14	-.01	.32	3.23(0.88)
わたしの知りたいことについて詳しく知っている人が多いと思う。	.65	-.10	.04	.18	2.90(1.10)
信頼できる人が多いと思う。	.61	.17	.02	.49	3.59(0.75)
基本的に良い人たちであると思う。	.50	.30	.04	.51	3.90(0.67)
2. 学生の主観的SC(仲間) ( $\alpha = .86$ ) (わたしは仲間全体について)					
信頼できる人が多いと思う。	-.06	.82	-.10	.44	4.21(0.72)
基本的に良い人たちであると思う。	-.18	.81	.02	.47	4.42(0.61)
なにかお互いのためになることをしたいと思う。	.05	.70	-.02	.48	4.02(0.79)
助け合えらると思う。	.03	.70	-.02	.61	4.05(0.71)
身近に感じている。	.03	.70	-.02	.59	4.00(0.76)
その人たちの考え方にはおおむね賛同できると思う。	-.01	.65	-.04	.40	3.85(0.75)
会える機会には、積極的に行こうとする。	.05	.59	.03	.41	3.82(0.92)
たまにその人たちのことが頭に思い浮かぶことがある。	.18	.48	.03	.58	3.72(0.89)
接することで、新しい知識やスキルを得ることができると思う。	.11	.37	.03	.51	3.91(0.84)
話したい時に話す機会が十分にある。	.07	.35	.03	.67	4.10(0.77)
わたしの知りたいことについて詳しく知っている人が多いと思う。	.20	.31	.05	.58	3.43(0.87)
3. 学生の主観的SC(教員) ( $\alpha = .85$ ) (わたしは教員全体について)					
困った時に話を聞いてくれると思う。	-.01	.00	.70	.48	3.43(1.11)
信頼できる人が多いと思う。	-.02	.21	.61	.48	3.73(0.73)
分からないことがあったら教えてくれると思う。	-.13	.13	.61	.33	4.05(0.96)
基本的に良い人たちであると思う。	.00	.22	.59	.30	3.91(0.66)
話したい時に、話す機会が十分にある。	.04	-.13	.57	.32	2.28(1.04)
会える機会には、積極的に行こうとする。	.08	-.14	.56	.32	2.29(1.02)
その人たちの考え方にはおおむね賛同できると思う。	-.03	.13	.53	.23	3.41(0.82)
身近に感じている。	.09	-.08	.52	.31	2.40(0.95)
わたしの知りたいことについて詳しく知っている人が多いと思う。	-.10	-.03	.52	.31	3.43(1.40)
たまにその人たちのことが頭に思い浮かぶことがある。	.15	-.11	.50	.49	2.04(1.10)
助け合えらると思う。	.15	-.07	.50	.37	2.38(0.95)
因子間相関	1	2	3		
主観的SC					
1. クラス					
2. 仲間	.27				
3. 教員	.40	.30			

が.40未満の項目が主観的SC(仲間)に3項目存在したが、これら6項目は除外しなかった。その理由は、6項目を含めた場合でも主観的SC(仲間、クラス)の $\alpha$ 係数はそれぞれ.86、.92と十分であり、さらに、とりわけ仲間とクラスとで主観的SCの得点比較をする際に項目内容が揃っていることが必要だからである。

つづいて、探索的因子分析で得られた3因子構造の

データへのあてはまりの良さについて検討するために確証的因子分析を行った。まず、3つの潜在変数をおいた確証的因子分析のモデル(以下、誤差共分散なしモデル)を推定した。ついで、この3つの潜在変数に加えて、同じ要素をもつ項目に誤差共分散を仮定したモデル(以下、誤差共分散ありモデル)を推定した。要素が同じ項目に関しては、回答者の反応が類似すると考えら

れるため、誤差共分散を仮定するモデルの方がよりデータを説明できると予測される。まず誤差共分散なしモデルの適合度は、 $\chi^2(492)=1423.38$  ( $p<.001$ )、AIC=17162.76、BIC=17510.29、RMSEA=.09、CFI=.75、SRMR=.08であった。次に誤差共分散ありモデルの適合度は、 $\chi^2(387)=645.36$  ( $p<.001$ )、AIC=16594.73、BIC=17300.02、RMSEA=.06、CFI=.93、SRMR=.07であった。2つのモデルの違いについて調べるために尤度比検定を行った結果、 $\Delta\chi^2(105)=778.03$  ( $p<.001$ )であったことから、誤差共分散ありモデルの方がより適合度が良いことが示された。したがって、3因子構造かつ要素間で誤差共分散を引いたモデルは、データへのあてはまりが良いと考えられた<sup>7</sup>。

以上から、33項目のSSCS-Uは、仲間、クラス、教員といった3つの領域ごとの下位尺度に分かれることが示された。仲間、クラス、教員間の因子間相関係数の値は、主観的SCの領域間の関連の大きさとしては妥当な値であった(e.g. 嶋, 1992)。これらは、学生の認知において領域に一般の主観的SCがあるのではなく、主観的SC(仲間)、主観的SC(クラス)、主観的SC(教員)それぞれがあることを示している。一方、本研究において、4つの主観的SCの要素は、3つの領域に比べてより共通性が高いことが示された。これは、先述したように、4つの主観的SCの要素は理論上互いに関連をもっているからである。これらの結果から、以下では主観的SC(仲間、クラス、教員)それぞれの項目得点を単純加算し、下位尺度として扱うことにした。

**SSCS-Uの下位尺度間の相関** 学生の主観的SC(仲間、クラス、教員)の各得点間の相関係数を算出したところ(Table 2)、 $r=.27$ から $.39$ (いずれも $p<.001$ )であり、弱から中程度の正の相関が示された<sup>8</sup>。このことは、3つの主観的SCが互いに関連をもちながら存在することを示している。

**性差および基礎統計量** 3つの学生の主観的SCの各得点について、平均と標準偏差をTable 2に示した。社会関係に関する認知にはしばしば性差がある(e.g.

嶋, 1992) ことから、これらの得点について $t$ 検定を用いて性差を検討した。効果量には、群間差の標準化された効果量を示すHedges' $g$ を用いた。その結果、主観的SC(仲間)について有意差と中程度の効果量( $g>.60$ )がみられ、女性の方が高いことがわかった( $t(261)=4.87$ ,  $p<.001$ ,  $g=.60$ )。また、主観的SC(クラス)について有意傾向と非常に弱い効果量( $g<.30$ )がみられ、女性の方が高い傾向にあることが示された( $t(261)=1.85$ ,  $p<.10$ ,  $g=.23$ )。

つづいて、主観的SC(仲間、クラス、教員)の項目のうち、3つすべてに共通する9項目の合計点を算出し、3つの領域のうちどの得点が高いかについて検討するため、分散分析およびBonferroni法による多重比較を行った。このうち分散分析の効果量には、全分散のうち要因の分散が占める割合から導出される $\eta^2$ を、一対比較にはHedges' $g$ を用いた。まず、分散分析を行ったところ、主観的SCの領域間差の主効果が見られた( $F(2, 524)=246.96$ ,  $p<.001$ ,  $\eta^2=.54$ )。次にBonferroniの補正を用いて主観的SC(仲間、クラス、教員)の平均得点間で差があるかについて検定を行った。補正後の $\alpha$ 水準は.0166であった。その結果、仲間—クラス間( $t(262)=17.30$ ,  $g=1.28$ )、クラス—教員間( $t(262)=2.41$ ,  $g=.39$ )で主観的SCの差が有意であることが示された。よって、主観的SCは、仲間>クラス>教員の順に高いことがわかった。

これらの結果のうち、性差については、事前に特定の仮説を設けていなかった。調査を実施した大学の性質を反映した可能性があるため、さらなる検討が必要である。一方、学生の主観的SC(仲間、クラス、教員)得点間の差は、仲間関係の方がクラスの関係よりも、そしてクラスの関係の方が教員との関係よりも信頼し支えあうと一般的には考えられることなどから解釈可能な結果であった。しかしながら、こちらもまた調査を実施した大学の性質を反映した可能性も否定できないため、本研究の結果だけでは積極的な解釈はできないと考えた。

**主観的WBとの関連** 学生の主観的SCと主観的WBとの関連を検討するため、学生の主観的SC(仲間、クラス、教員)と主観的WBの相関係数を算出した(Table 2)。その結果、主観的WBは、仲間( $r=.21$ ,  $p<.001$ )、クラス( $r=.16$ ,  $p<.01$ )、教員( $r=.22$ ,  $p<.001$ )と弱い正の相関を示した。研究1では、先行研究(Valenzuela, Park, & Kee, 2009; Yamaoka, 2008)において主観的SCとの関連が示されている、人生全体への包括的評価(人生満足感)を主観的WBの指標として

<sup>7</sup> この分析のほかに、仲間、クラス、教員に関する主観的SCが、それぞれ主観的SCの要素であるネットワーク資源の認知、信頼感、互酬的関係の認知、親近感の4つの要素に分かれると仮説を立てて2次因子分析を行ったが、本データへの適合度は十分ではなかった。そのため、本論文では、主観的SCの要素について詳細な検討を行うことは見送っている。

<sup>8</sup> 相関の基準はCohen(1992)の効果量の基準を参考とした。

扱った。人生全体への包括的評価における時間的視点は、大学生生活に限らずそれまでの学校生活や家庭生活など様々な生活を含んだ評価がされる (Diener, 1985)。それにもかかわらず、学生の主観的 SC は、人生満足感と弱いながらも有意な相関があった。このことは、大学生生活における社会的資源の利用可能性の認知が、人生全体への満足感にもかかわることを示唆している。

**スキルとの関連** 学生の主観的 SC とスキルとの関連を検討するため、主観的 SC (仲間, クラス, 教員) と、スキルとの相関係数を算出した (Table 2)。その結果、スキルは、仲間 ( $r=.23, p<.001$ ), クラス ( $r=.18, p<.01$ ), 教員 ( $r=.25, p<.001$ ) に関する主観的 SC と弱い相関を示した。よって、学生の主観的 SC が高いこととスキルが高いことには正の関連がある、という仮説を支持する結果が得られた。期待された関連よりも弱い関連であったが、主観的 SC が領域の性質の影響をより受ける一方、スキルが領域に関係ない個人の特性をさす概念であることを考慮すると、理解可能な結果であったと考えられる。

研究 1 では、SSCS-U の開発と因子構造の確認、そして他の尺度との関連の検討を行った。その結果、SSCS-U の因子構造、内的一貫性の他、主観的 WB やスキルとの関連が確認された。しかし、再検査信頼性については確認していないことや、妥当性の証拠について十分に示していない、という限界点があった。そのため、続く研究 2 では、同一の調査対象者に対して 2 回の質問紙調査を行い、SSCS-U の信頼性、妥当性について引き続き検討することとした。

## 研究 2

### 目的

研究 2 では、研究 1 とは異なる大学において質問紙調査を実施し、SSCS-U の内的一貫性、因子構造の

再現可能性について検討する他、研究 1 とは異なる尺度を用いて、主観的 WB や SC 関連行動との関連についても検討する。そして最後に、再検査信頼性を検討する。

本研究はまず、研究 1 で導出された SSCS-U の 3 因子構造が研究 1 とは異なる標本集団へもあてはまる、という仮説を検討するために確証的因子分析を行う。そして、3 因子構造の再現可能性を示す目的で、研究 1 と研究 2 のデータに基づき多母集団同時分析を行う。多母集団同時分析では、(a) 因子構造が等しい、(b) 因子構造と因子負荷量が等しい、(c) 因子構造と因子負荷量、平均構造が等しい、の 3 つの仮説について検討する。確証的因子分析と多母集団同時分析を通して、調べる標本集団にかかわらず SSCS-U は 3 因子構造であることを示す。

一方、本研究では主観的 WB を測定する尺度として主観的幸福感尺度 (伊藤他, 2003) を採用した。研究 1 では、人生満足感尺度を用いて主観的 WB を測定したが、研究 2 では、自信や達成感など、より多側面の個人的利益を包摂し概念化された主観的 WB を測定する主観的 WB 尺度を用いて、学生の主観的 SC と主観的 WB との関連の検討を行うこととした。

また、先行研究 (Coleman, 1988; Kawachi et al., 2008 藤澤他監訳 2008; Putnam, 2000 柴内訳 2006) を参考に、学生の主観的 SC を高めると考えられる社会的行動ないし活動の傾向を指して SC 関連行動と操作的に定義し、主観的 SC との関連を検討する。すなわち、SC 関連行動として仲間、クラス、教員に関する対面接触、勉学援助・被援助、対人援助・被援助、協調行動の頻度について取り上げ、主観的 SC (仲間, クラス, 教員) それぞれとの関連の大きさを検討する。先行研究では、協調行動への参加やコミュニケーション、対人援助・被援助は SC と正の関連をもつことが示唆されている

**Table 2** 研究 1 における学生の主観的 SC と主観的 WB, ソーシャル・スキルとの関連, 性差および領域間差 ( $N=263$ )

	学生の主観的 SC			$M (SD)$			性差 ( $t$ 値)	領域間 共通 9 項目 $M (SD)$	領域間の 差の 主効果 ( $F$ 値)	主観的 WB	ソーシャル・スキル
	仲間	クラス	教員	全体	男性	女性					
仲間	—			43.49 (5.59)	41.99 (5.38)	45.21 (5.34)	4.87***	31.54 (4.11)		.21***	.23***
クラス	.33***	—		34.56 (8.32)	33.70 (7.78)	35.60 (8.78)	1.85†	24.76 (5.90)	246.96***	.16**	.18**
教員	.27***	.39***	—	33.33 (6.69)	32.76 (6.60)	34.01 (6.79)	1.51	23.49 (4.92)		.22***	.25***

\*\*\* $p<.001$  \*\* $p<.01$  † $p<.10$

(宮田, 2005; Putnam, 2000 柴内訳 2006)。また, 先に論じたように, 学生の主観的 SC と SC 関連行動である対面接触や協調行動の数や量は異なる次元を測定しているが, 2 つは所属している集団それぞれの SC に関連する個人の認知と行動を指しており, 関連はあると予測される。したがって, 同一領域 (仲間, クラス, 教員同士の組み合わせ) に関する学生の主観的 SC と SC 関連行動との間に正の関連がみられると予測する。一方で, それに比べて異なる領域 (仲間, クラス, 教員同士ではない組み合わせ) に関する学生の主観的 SC と SC 関連行動の関連は小さいと予測する。

再検査信頼性については, 研究 2 の第 1 回目の調査と, 5 週間後の第 2 回目の調査との相関係数を用いて検討し, 強い関連があると予測する。

#### 対象者と倫理的配慮

2012 年 12 月に, 研究 1 とは異なった首都圏の大学 1 校において, 一般教養の心理学を受講する 251 名を対象に, 1 回目の質問紙調査を実施した。さらに 5 週間後, 再検査信頼性を検討するために再度調査を実施した。1 回目の調査については, 質問項目に対する欠損値がない学生 183 名 (うち男性  $n=103$ : 1 年生  $n=43$ , 23.50%, 2 年生  $n=86$ , 46.99%, 3 年生  $n=24$ , 13.11%, 4 年生  $n=30$ , 16.39%) を分析対象とした。教示方法や倫理的配慮については調査 1 と同様であった。

#### 調査材料

**フェイスシート** 性別, 学年に加え, 再検査信頼性検証のためにデータをマッチングさせる目的から, 年齢, 血液型, 誕生日を尋ねた。

**学生の主観的 SC** SSCS-U (33 項目, 5 段階評定) を用いた。研究 2 において, 主観的 SC (仲間, クラス, 教員) の  $\alpha$  係数はそれぞれ .88, .92, .89 であり, 十分な内的一貫性が確認された。

**主観的 WB** 伊藤他 (2003) の主観的幸福感尺度 (12 項目 4 段階評定) を用いた。 $\alpha$  係数は .85 であった。

**SC 関連行動** Kawachi et al. (2008 藤澤他監訳 2008) や Putnam (2000 柴内訳 2006) を参考に, 学生の主観的 SC に関連する行動の傾向として, SC 関連行動の測定を行った。SC 関連行動の項目は, 1 ヶ月間に経験した対面接触, 勉学援助・被援助, 対人援助・被援助, 1 学期間の協調行動, の頻度の 4 項目で測定し, 合計得点を SC 関連行動の得点とした。参加者は各項目に対して 4 段階 (1: まったくなかった-4: 非常によかった) で回答した。 $\alpha$  は仲間, クラス, 教員の順に .62, .85, .71 であり, やや仲間の値が小さかったが, クラスや教員の場合と条件を揃えて検討するため, そのまよう

いることとした。

#### 結果と考察

**SSCS-U の下位尺度間の相関** 学生の主観的 SC (仲間, クラス, 教員) の各得点間の相関係数を算出したところ (Table 3),  $r = .19$  ( $p < .05$ ) から .38 ( $p < .001$ ) であり, 研究 1 と同様に弱から中程度の正の相関があった。

**性差および基礎統計量** 学生の主観的 SC (仲間, クラス, 教員) 得点について, 平均と標準偏差を Table 3 に示した<sup>9</sup>。これらの得点について, 性差を検討したところ, 主観的 SC (クラス) について有意差がみられ, 女性の得点の方が高いことがわかった ( $t(181)=2.09$ ,  $p < .05$ ,  $g = .33$ )。また, 仲間, 教員では有意な性差はみられなかった。

つづいて, 3 つ全てに共通する 9 項目の合計点を学生の主観的 SC (仲間, クラス, 教員) ごとで算出し, 3 つのうちどの得点が高いかについて検討するため, 分散分析および Bonferroni 法による多重比較を行った。まず, 分散分析を行ったところ, 3 つの主観的 SC 間の差の主効果が見られた ( $F(2, 364)=127.31$ ,  $p < .001$ ,  $\eta^2 = .41$ )。次に Bonferroni の補正を用いて学生の主観的 SC (仲間, クラス, 教員) の平均得点間で差があるかについて検定を行った。補正後の  $\alpha$  水準は研究 1 と同様に .0166 であった。その結果, 仲間-クラス間 ( $t(182)=12.55$ ,  $g = 1.04$ ), クラス-教員間 ( $t(182)=3.45$ ,  $g = .28$ ) でそれぞれの主観的 SC 間の差が有意であることが示された。よって, 学生の主観的 SC は, 仲間 > クラス > 教員の順に高いことがわかった。

性差に関しては, 一部において研究 1 とは異なる結果が得られた。主観的 SC (クラス) の性差は, 研究 1 で有意傾向であったもののほぼ一貫して女性の方が豊かであるといえる。一方, 主観的 SC (仲間) について, 研究 1 では女性の方が有意に高い結果であり, 研究 2 では有意差はないものの, 男性の方がわずかに高いという結果であったことから, 男女のどちらが豊かであるかについては明らかにならなかった。研究 1 と 2 の間で男女の人数の割合は大きく異なっていないため, 学生の主観的 SC (仲間) の性差の結果の違いは, 大学間の違いを反映している可能性がある。この点については引き続き他の大学において調査が必要である。一方, 学生の主観的 SC (仲間, クラス, 教員) との比較に

<sup>9</sup> 研究 2 の仲間の領域の想起について, 欠損は 9 名であり, 仲間について「特に思い当たらない」と回答したのは 10 名だった。SSCS-U の項目における欠損については, 仲間の項目で 0 名, クラスの項目で 5 名, 教員の項目で 6 名だった。



**Table 3** 研究2における学生の主観的SCの性差、領域間差 (N=183)

	学生の主観的SC			M (SD)			性差 (t値)	領域間 共通 9項目 M (SD)	領域間の 差の 主効果 (F値)
	仲間	クラス	教員	全体	男性	女性			
仲間	—			43.49 (6.68)	43.67 (6.59)	43.24 (6.83)	0.43	35.53 (5.56)	
クラス	.37***	—		35.75 (8.36)	34.67 (9.09)	37.28 (6.98)	2.09*	29.08 (6.78)	127.31***
教員	.19*	.38***	—	34.84 (8.01)	34.62 (8.37)	35.14 (7.52)	0.44	27.20 (6.68)	

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

については、研究1と同様に仲間、クラス、教員の順に高いことが確認された。したがって、学生は、仲間の社会的資源の利用可能性の方がクラスのそれよりも、そしてクラスのそれの方が教員のそれよりも高いと認知していることが推察される。

**因子構造** まず、研究1で得られた3因子構造のデータへのあてはまりの良さについて検討するために確認的因子分析を行った。研究1と同様に、誤差共分散なしモデルと誤差共分散ありモデルの2つを作成し適合度を比較した。まず誤差共分散なしモデルの適合度は、 $\chi^2(492)=1388.52$  ( $p < .001$ )、AIC=17566.73、BIC=17914.26、RMSEA=.09、CFI=.76、SRMR=.07であった。次に誤差共分散ありモデルの適合度は、 $\chi^2(387)=665.88$  ( $p < .001$ )、AIC=17054.09、BIC=17759.37、RMSEA=.06、CFI=.93、SRMR=.06であった。2つのモデルの違いについて調べるために尤度比検定を行った結果、 $\Delta\chi^2(105)=722.64$  ( $p < .001$ )であったことから、研究1と同じく、誤差共分散ありモデルの方がより適合度が良いことが示された。したがって、再び3因子構造かつ要素間で誤差共分散を引いたモデルが、最もデータへのあてはまりが良いと考えられた。

つづいて、3因子構造の再現可能性を検討するために、研究1と研究2のデータを用いて多母集団同時分析を行った。確認的因子分析の結果を踏まえ、ここでは要素間に誤差共分散をひいたモデルの結果だけを報

告する。本研究では、(a) 3つの因子の因子負荷量に制約をかけない配置不変モデル、(b) 3つの因子の因子負荷量に制約をかける測定不変モデル、そしてさらに(c) 潜在変数に平均構造を仮定する測定不変+平均構造モデルの3つのモデルを作成し、適合度を比較した(Table 4)。(a)、(b)、(c)のモデルの適合度は、いずれも解釈を行うには問題がないと判断された。AICは0に近いほど適合度が高いとみなされるため、データへの適合は(b)、(a)、(c)の順に良いと考えられた。そのため、最後に(b)が相対的に最も適合度の良いモデルであることを示す目的で(b)と(a)の尤度比検定を行った。その結果、 $\Delta\chi^2(30)=48.24$  ( $p < .05$ )であったことから、(b)の測定不変モデルがもっともデータへのあてはまりが良いことが示された。したがって、SSCS-Uの3因子構造の再現可能性が示された。

**主観的WBとの関連** 学生の主観的SCと主観的WBとの関連を再検討するため、SSCS-Uの下位尺度である学生の主観的SC(仲間、クラス、教員)と主観的WBの相関係数を算出した(Table 5)。その結果、主観的SC(仲間) ( $r=.36$ ,  $p < .001$ ) および主観的SC(クラス) ( $r=.23$ ,  $p < .01$ ) と主観的WBは弱から中程度の相関を示した。その一方で、主観的SC(教員)と主観的WBとの相関は有意ではなかった。主観的SC(仲間、クラス)と主観的WBとの関連については、研究1と同じ程度の関連の大きさがあった。ただし、主観的

**Table 4** 多母集団同時分析による3因子構造の再現可能性の検討

モデルの名称	$\chi^2$	df	p	Loglikelihood(H <sub>0</sub> )	AIC	BIC	$\chi^2$ (研究1)	$\chi^2$ (研究2)	RMSEA	CFI	SRMR
(a)配置不変モデル	1327.66	774	<.001	-16350.51	33397.02	34823.93	670.14	657.53	.06	.93	.07
(b)測定不変モデル	1375.90	804	<.001	-16374.63	33385.26	34689.16	691.23	684.68	.06	.92	.07
(c)測定不変+平均構造モデル	1513.90	834	<.001	-16443.63	33595.26	35046.77	741.57	772.33	.06	.91	.07

**Table 5** 研究2における学生の主観的SCと主観的WB, SC関連行動との関連 ( $N=183$ )

	主観的WB	SC関連行動		
		仲間	クラス	教員
学生の主観的SC				
仲間	.36***	.50***	.22**	.13 <sup>†</sup>
クラス	.23**	.31***	.66***	.31***
教員	.10	.04	.21**	.46***
<i>M</i>	32.55	12.67	9.87	8.89
<i>SD</i>	5.63	2.27	3.09	2.44

\*\*\* $p < .001$  \*\* $p < .01$  <sup>†</sup> $p < .10$ 

SC (教員) についてのみ研究1とは異なり、主観的SCと主観的WBとの相関が有意ではなかった。研究1と2では学年に大きな違いはないため、研究2の大学では、主観的SC (教員) は主観的WBとの関連が小さかったものと考えられる。

**SC関連行動との関連** 学生の主観的SCとSC関連行動の関連を検討するため、SSCS-Uの下部尺度である学生の主観的SC (仲間, クラス, 教員) とSC関連行動 (仲間, クラス, 教員) の相関係数を算出した (Table 5)。まず、主観的SC (仲間) は、SC関連行動 (仲間) と有意な強い正の相関があった ( $r=.50, p<.001$ )。次に、主観的SC (クラス) は、SC関連行動 (クラス) と有意な強い正の相関があった ( $r=.66, p<.001$ )。また、主観的SC (教員) は、SC関連行動 (教員) と有意な中程度の正の相関があった ( $r=.46, p<.001$ )。これらの結果から、同一領域 (仲間, クラス, 教員同士の組み合わせ) の主観的SCとSC関連行動の関係について強い関連が示された。一方、異なる領域 (仲間, クラス, 教員同士ではない組み合わせ) の主観的SCとSC関連行動の関係についても関連が示されたが、同一領域の場合に比べ弱かった ( $r=.04$  から  $.31$ )。したがって、SSCS-Uの領域間の性質の弁別性が概ね示されたといえる。

**再検査信頼性の検証** SSCS-Uの再検査信頼性を検討するため、5週間の期間においてSSCS-Uの調査を再度実施した。学年、性別、年齢、血液型、誕生日の一致した127名のデータについて分析した結果、学生の主観的SC (仲間, クラス, 教員) について、2回の調査における得点にそれぞれ  $r=.68, .64, .68$  の相関係数が得られた ( $p<.001$ )。これらの値は、個人特性の尺度に一般的に求められる再検査信頼性係数の値よりもやや低かった (村上, 2006) が、学生の主観的SCの尺度としては満足できる値であると思われる。それは、先述したように学生の主観的SCは個人特性では

なく、社会関係を形成する相手の影響をうけるからである。研究2では、2回の調査を実施する間に冬期休暇を挟んでおり、学生は長期に渡って通学していなかった。このように大学の人々と接することがなかった結果、学生の主観的SCは影響を受け低下した可能性がある。特にこれは主観的SC (クラス) において現れており、2回の調査における主観的SC (クラス) の平均得点について  $t$  検定を行ったところ、得点が有意に低くなっていた ( $t(123)=3.35, p<.01, g=.26$ )。このことは、休暇中にはクラスの社会的資源は利用することが少ないことを示唆する結果であったと考えられる。今後、休暇前後だけでなく大学の開講時期において縦断研究を行い、検証していくことが必要だろう。

## 総合考察

本研究の目的は、学生の主観的SC (仲間, クラス, 教員) を測定する心理尺度の開発であった。この目的の達成のために、研究1で (a) SSCS-Uを開発し、そして、研究1と2を通じて (b) 開発されたSSCS-Uの因子構造の再現可能性と信頼性、そして (c) 他の心理社会的要因との関連を検討した。

研究1では、まず、仲間, クラス, 教員の3者に関する信頼感、互酬の関係の認知、ネットワーク資源の認知、親近感について尋ねる項目を準備し、SSCS-Uを開発した。そして、探索的因子分析と確認的因子分析を用いてSSCS-Uの因子構造を検討し、主観的SCは3つの因子 (仲間, クラス, 教員) に分かれることを示した他、高い内的一貫性をもつことを示した。さらに、それぞれの学生の主観的SCは主観的WBやスキルと関連を有していた。

研究2では、研究1に引き続きSSCS-Uの内的一貫性、因子構造とその再現可能性を確認した後、研究1とは異なった尺度を用いて測定した主観的WBの他、SC関連行動 (仲間, クラス, 教員) との関連性および弁別性、再検査信頼性を検討した。その結果、まず内的一貫性は高く、研究1と同じ因子構造とその再現可能性が示された。また、主観的SCと主観的WB, SC関連行動との関連が示された。このうちSC関連行動との関連は、同一領域 (仲間, クラス, 教員同士の組み合わせ) では強く、異なる領域では相対的に弱かった。そして、再検査信頼性は仮説通りの結果が示された。以上から、SSCS-Uは、学生の主観的SCを測定するための十分な信頼性と妥当性を有した尺度であることが示された。

SSCS-Uの因子構造について、本研究では学生の

主観的 SC が仲間、クラス、教員の 3 つの領域に分かれることが示された。また、3 つの間で共通する 9 つの項目の得点を比較した結果、得点は 3 つの間で有意に異なっていた。つまり、領域によって、社会的資源の利用可能性の認知は異なりうることが確認された。さらに、研究 1 と研究 2 の確証的因子分析の結果から、先行調査において学生の主観的 SC の特徴と指摘されていたネットワーク資源の認知、信頼感、互酬の関係（教員はサポート）の認知、親近感、SSCS-U の因子として抽出されなかったものの、項目間の誤差共分散の説明として有効であることが示された。このことはすなわち、仲間、クラス、教員という領域が、ネットワーク資源の認知の項目間の関連、信頼感の項目間の関連、互酬の関係（教員はサポート）の認知の項目間の関連、親近感の項目間の関連へと影響をあたえていることを示唆している。したがって、主観的 SC は、各領域に該当する人々との社会関係に関連する認知にあたる概念であると考えられる。

また、学生の主観的 SC（仲間）の項目のうち、因子負荷量が.40 を下回った項目が 3 項目あった。仲間について尋ねた 3 つの項目（「接することで、新しい知識やスキルを得ることができると思う」「話したい時に、話す（コミュニケーションする）機会が十分にあると思う」「わたしの知りたいことについて詳しく知っている人が多いと思う」）の因子負荷量が小さかったことは、学生の主観的 SC（仲間）とこれらの内容の関連が小さいことを示している。すなわち、スキルや知りたいことを手に入れたり、話したいことを話したりできると感じる程度は、学生の主観的 SC（仲間）の性質には相対的にあてはまりにくい可能性がある。また、主観的 SC（仲間）の平均値が他の主観的 SC（クラス、教員）よりも高かったのは、仲間の SC が比較的認知されやすいことを示している。これは、学生の主観的 SC（仲間）が、同質性の高い閉じた関係に基づいた SC をさす結束型 SC（Bonding SC）（稲葉, 2011; Kawachi, et al., 2008 藤澤他監訳 2008）の利用可能性の認知をさすためかもしれない<sup>10</sup>。

SSCS-U を用いて測定した学生の主観的 SC と主観的 WB の関連について調べたところ、研究 1 において、全ての学生の主観的 SC は主観的 WB と関連していた。また、研究 2 において、学生の主観的 SC

（仲間、クラス）は主観的 WB と有意に関連していたが、学生の主観的 SC（教員）とは関連はみられなかった。これらより、SSCS-U は収束的妥当性を有しており、大学の仲間やクラスに関する社会的資源を利用可能であると考えられる学生は、人生全体への包括的評価もまた高い可能性が示唆される。本研究では、信頼性と妥当性が検証されている尺度として、人生満足感尺度（Diener, 1985）、および主観的幸福感尺度（伊藤他, 2003）を用いて主観的 WB を測定した。その結果、主観的 SC は、これらの尺度得点と有意な関連を示したことから、一般住民を対象とした先行研究（e.g., Yamaoka, 2008）と同様に、主観的 SC は個人へ主観的 WB を高めるという効用をもたらしていると考えられる。

ただし、本研究は以下の 2 つの点で先行研究とは異なる結果であった。1 つは、学生の主観的 SC と主観的 WB の関連が期待していたよりいずれも弱かった点である。これは、先行研究（Portela et al., 2013; Yamaoka, 2008）の見解が一般住民に対する調査であったことによる結果の違いである可能性がある。また、もう 1 つは、学生の主観的 SC（教員）と主観的 WB の関連について安定した結果が得られなかった点である。芳賀他（2016, 2015）は、学生の主観的 SC（教員）が大学満足感と関連があることを報告している。今後、学生の主観的評価だけでなく学業達成に関するアウトカムを測定し、学生の主観的 SC のもつ機能をさらに調べる必要がある。

一方、学生の主観的 SC と社会的行動ないし活動を指すスキルおよび SC 関連行動の関係を調べたところ、学生の主観的 SC はこれら 2 つと関連していた。特に、SC 関連行動との関係については、それぞれの領域（仲間、クラス、教員）が異なる場合よりも同一の場合に強い関連がみられた。これは、SSCS-U の基準関連妥当性および弁別的妥当性を示すものである。大学生活において仲間、クラス、教員の社会的資源を利用できると考える学生ほど、他者一般と人間関係を円滑に結ぶためのコミュニケーション能力をもち、仲間、クラス、教員との接触、援助・被援助、そして協調行動の頻度が多いことを示唆している。なお、SC 関連行動尺度は、主観的 SC を測定する SSCS-U と同様に、本研究において初めて用いた尺度であった。今後、SC 関連行動についてさらに検討を重ね今回の結果を再現することを通して、学生の SC 関連行動の多さが主観的 SC の高さの行動の手掛かりとして機能することを示す研究も必要だろう。

<sup>10</sup> 本研究における主観的 SC の構成概念は、「個人が認知する社会的資源の利用可能性」としており、特に同質性と異質性に関する説明は含んでいない。つまり、一般の主観的 SC の高いことと異質性が高い（あるいは同質性が低い）ことは別であるとしている。

以上より、本研究で作成したSSCS-Uは学生の主観的SC(仲間, クラス, 教員)を測定する上で信頼性と妥当性を有する尺度であることが確認された。分析を通して、学生が社会的資源を交換できると考える程度は仲間, クラス, 教員によって異なること, そのことは再現可能性をもつ知見であること, そして主観的SCはスキルや主観的WB, SC関連行動と関連をもつことが示唆された。したがって, SSCS-Uは, 主観的SCの測定を通して学生の適応を説明するために利用できると考えられる。

SSCS-Uによる主観的SCの測定は, 現在, 大学でしばしば行われている「つながり作り」の評価に活用することができる。「つながり作り」には, たとえば担任制度や新入生オリエンテーション, グループ学習などがあり(坂本, 芳賀, 高野, 西河, 2013), 学生間や学生と教員間の社会関係を調整し学生の不適応を予防することを目的として行われている(脇本, 2013)。しかしながら, その効果について実証的に示した報告は限られており, 効果が見られるまでの心理社会的な過程もまた不明な点が多い。そのため, 大学ごとに「つながり作り」がどのように行われており, 学生の主観にどのように反映されるのか, 反映されていないとしたらどういった点に問題があるのかについて実証的に解明する必要がある。今後, SSCS-Uは, その理論の1つの要となる社会的資源の利用可能性とその認知を広く一般に測定可能とすることを通して, 学生の不適応の予防に貢献することが期待される。

### 引用文献

- 浅野良輔・五十嵐 祐 (2015). 精神的健康・幸福度をめぐる新たな二者関係理論とその実証方法 心理学研究, 86, 481-497. doi: 10.4992/jjpsy.86.14401
- Cohen, J. (1992). Power primer. *Psychological Bulletin*, 112, 155-159.
- Coleman, J. S. (1988). Social capital in the creation of human capital. *American Journal of Sociology*, 94, 95-120.
- Diener, E. (1985). The Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71-75.
- Diener, E., Suh, E., Lucas, R. E., & Smith, H. L. (1999). Three decades of progress. *Psychological Bulletin*, 125, 276-302.
- Glanville, J. L., & Bienenstock, E. J. (2009). A typology for understanding the connections among different forms of social capital. *American Behavioral Scientist*, 52, 1507-1530. doi: 10.1177/0002764209331524
- 芳賀道匡・坂本真士 (2013). 大学生の認知的ソーシャル・キャピタルに関する質的研究 日本大学心理学研究, 34, 43-50.
- 芳賀道匡・高野慶輔・羽生和紀・西河正行・坂本真士 (2016). 大学生活におけるソーシャル・キャピタルと主観的ウェルビーイングの関連 心理学研究, 87, 273-283. doi: 10.4992/jjpsy.87.15010
- 芳賀道匡・高野慶輔・坂本真士 (2015). 大学生活における主観的ソーシャル・キャピタルが, 抑うつや主観的ウェルビーイングに与える影響—ネットワーク・サイズとの比較から ストレス科学研究, 30, 102-110. doi: 10.5058/stresskagakukenkkyu.30.102
- 橋本 剛 (2015). 貢献感と援助要請の関連に及ぼす互恵性規範の増幅効果 社会心理学研究, 31, 35-45. doi: 10.14966/jssp.31.1\_35
- 稲葉陽二 (2011). ソーシャル・キャピタル入門—孤立から絆へ 中公新書
- 伊藤裕子・相良順子・池田政子・川浦康至 (2003). 主観的幸福感尺度の作成と信頼性・妥当性の検討 心理学研究, 74, 276-281. doi: 10.4992/jjpsy.74.276
- Kahneman, D., & Deaton, A. (2010). High income improves evaluation of life but not emotional well-being. *PANAS*, 107, 16489-16493. doi: 10.1073/pnas.1011492107
- Kahneman, D., Krueger, A. B., Schkade, D., Schwarz, N., & Stone, A. A., (2006). Would you be happier if you were richer? A focusing illusion. *Science*, 312, 1908-1910. doi: 10.1126/science.1129688
- Kawachi, I., & Kennedy, B. P. (Eds.) (2002). *The health of nations: Why inequality is harmful to your health*. New York: The New Press. (カワチ, I., & ケネディ, B. P. (編) 西 信雄・高尾総司・中山健夫 (監訳) (2004). 不平等が健康を損なう 日本評論社)
- Kawachi, I., Subramanian, S. V., & Kim, D. (Eds.) (2008). *Social capital and health*. New York: Springer. (カワチ, I., スブラマニアン, S. V., & キム, D. (編) 藤澤由和・高尾総司・濱野 強 (監訳) (2008). ソーシャル・キャピタルと健康 日本評論社)
- Kobayashi, T., Kawachi, I., Iwase, T., Suzuki, E., & Takao, S. (2013). Individual-level social capital and self-rated health in Japan: An application of

- the Resource Generator. *Social Science & Medicine*, 85, 32-37.
- 菊池章夫 (編著) (1998). 社会的スキルを測る—KiSS-18 ハンドブック 川島書店
- Lin, N. (2001). *Social capital—A theory of social structure and action*. Cambridge, UK: Cambridge University Press (リン, N. 筒井淳也・石田光規・桜井政成・三輪 哲・土岐智賀子 (訳) (2008). ソーシャル・キャピタル—社会構造と行為の理論 ミネルヴァ書房)
- 宮田加久子 (2005). きずなをつなぐメディア—ネット時代の社会関係資本 NTT出版
- 村上宣寛 (2006). 心理尺度のつくり方 北大路書房
- 村上達也・西村多久磨・櫻井茂男 (2016). 家族, 友達, 見知らぬ人に対する向社会的行動—対象別向社会的行動尺度の作成 教育心理学研究, 64, 156-169. doi: 10.5926/jjep.64.156
- 大石 繁宏 (編著) (2009). 幸せを科学する—心理学からわかったこと 新曜社
- Portela, M., Neira I., & Salinas-Jiménez M. D. M. (2013). Social capital and subjective wellbeing in Europe: A new approach on social capital. *Social Indicators Research*, 114, 493-511. doi: 10.1007/s11205-012-0158-x
- Putnam, R. D. (2000). *Bowling alone: The collapse and revival of American community*. New York: Simon & Schuster. (パットナム, R. D. 柴内康文 (訳) (2006). 孤独なボウリング—米国のコミュニティの崩壊と再生 柏書房)
- 坂本真士・芳賀道匡・高野慶輔・西河正行 (2013). 学生のソーシャル・キャピタルを高めるための大学の取り組み—大学教員への質問紙調査 研究紀要 (日本大学文理学部人文科学研究所), 86, 151-171.
- 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.
- Valenzuela S., Park, N., & Kee, K. F. (2009). Is there social capital in a social network site? Facebook use and college students' life satisfaction, trust, and participation. *Journal of Computer-Mediated Communication*, 14, 875-901. doi: 10.1111/j.1083-6101.2009.01474.x
- Van der Gaag, M., & Webber, M. (2008). Measurement of individual social capital. In I. Kawachi, S. V. Subramanian, & D. Kim (Eds). *Social capital and health*. New York: Springer. (ファン・デル・ハーフ, M., & ウェッバー, M. 鈴木越治 (訳) (2008). 個人レベルのソーシャル・キャピタルの測定—質問・調査方法・測定項目 カワチ, I., スプラマニアン, S. V., & キム, D. 藤澤由和・高尾総司・濱野 強 (監訳) ソーシャル・キャピタルと健康 第2章 (pp. 49-80) 日本評論社)
- 脇本竜太郎 (2013). 大学適応感を予測する新入生研修の継時的評価 心理学研究, 84, 429-435. doi: 10.4992/jjpsy.84.429
- Yamaoka, K. (2008). Social capital and health and well-being in East Asia: A population-based study. *Social Science & Medicine*, 66, 885-899. doi: 10.1016/j.socscimed.2007.10.024

## 付 記

本研究の調査にご協力いただきました山蔦 圭輔先生 (順天堂大学), 勝谷 紀子先生 (青山学院大学) に感謝申し上げます。また, 本研究に関しご助言いただきました柴内 康文先生 (東京経済大学), 高木 大資先生 (東京大学) にも感謝申し上げます。

(2015.11.18 受稿, '16.11.10 受理)

## *Subjective Social Capital Scale for University Life (SSCS-U): Validity and Reliability*

*MICHIMASA HAGA (NIHON UNIVERSITY), KEISUKE TAKANO (UNIVERSITY OF LEUVEN),  
KAZUNORI HANYU (NIHON UNIVERSITY) AND SHINJI SAKAMOTO (NIHON UNIVERSITY)*  
*JAPANESE JOURNAL OF EDUCATIONAL PSYCHOLOGY, 2017, 65, 77—90*

The purposes of the present study were to develop a Subjective Social Capital Scale for University Life (SSCS-U), and to examine the reliability and validity of the scale. Factor analyses showed that the 33-item Subjective Social Capital Scale for University Life consisted of 3 factors relating to subjective social capital in relation to (a) fellows, (b) classmates, and (c) faculty; the scale showed high reproducibility of these factors. In addition, the scale was found to have high internal consistency, good test-retest reliability, and moderately high validity. For the most part, the 3 factors were associated with psychological constructions considered theoretically as having close relationships to the Subjective Social Capital Scale for University Life, that is, subjective well-being, social skills, and social capital-related behavior. The results of this study suggest that the Subjective Social Capital Scale for University Life is a reliable and valid measure for assessing subjective social capital comprehensively; this might make a useful contribution to research on social capital in university life.

Key Words: social capital, subjective well-being, scale development, university students