

小学校高学年における首尾一貫感覚 (Sense of Coherence; SOC) の 変化およびソーシャルサポートとの因果関係

1年間の縦断調査から

ホウトウゲ シュウコ タケダ フミ トガリタイスケ
 朴峠 周子* 武田 文* 戸ヶ里泰典^{2*}
 ヤマザキヨシヒコ キダ ハルヨ
 山崎喜比古^{3*} 木田 春代*

目的 本研究では、小学校高学年における首尾一貫感覚 (SOC) とソーシャルサポートの1年間の変化、および両者の因果関係を明らかにする。

方法 神奈川県内近郊の公立 A 小学校に通う4~6年生全児童403人を対象とし、属性、SOC、ソーシャルサポートに関する自記式調査票を用い1年間の縦断調査を実施した。各学期(全3回)の調査への回答が完全であった237人について、潜在成長曲線分析を行った。まず、SOC得点とソーシャルサポート得点それぞれについて、各学期の得点を観測変数、1学期の得点を表す[切片]と1年間の得点の変化を表す[傾き]を潜在変数、学年と性別を予測変数とするモデルを作成し、集団全体の変化と変化の個人差を観察した。次に、両得点のモデルを組み合わせ双方向の因果関係を検討した。

結果 SOC得点は、その[傾き]の平均値が0.01 (n.s.)、分散が2.87 ($P < .05$)であったことから、集団全体では1年間変化せず、個人レベルでは徐々に高くなる児童と低くなる児童いずれもいることが観察された。ソーシャルサポート得点は、その[傾き]の平均値が-1.25 ($P < .05$)、分散が8.47 ($P < .01$)であったことから、集団全体では1年間で低下し、個人レベルでは徐々に高くなる児童と低くなる児童いずれもいることが観察された。各得点の変化に学年と性別の有意な関連はみられなかった。続いて、ソーシャルサポート得点の[切片]からSOC得点の[傾き]に対して0.44 ($P < .001$)の、SOC得点の[切片]からソーシャルサポート得点の[傾き]に対して0.34 ($P < .05$)のパス係数がそれぞれ認められた。よって、1学期のソーシャルサポート得点が高いほど2学期さらに3学期のSOC得点が高くなること、また1学期のSOC得点が高いほど2学期さらに3学期のソーシャルサポート得点が高くなること明らかにされた。これらの関係性に学年と性別の有意な関連はみられなかった。

結論 237人の小学校高学年集団では、1年間で全体のSOCは変化せずソーシャルサポートは減少した。また、1学期にソーシャルサポートを豊富に受けている者はその後のSOCが高くなること、1学期にSOCが高い者はその後のソーシャルサポートが豊かになることが明らかになった。即ち、潜在成長曲線分析によってSOCとソーシャルサポートが双方向の因果関係をもつことが示唆された。

Key words : 首尾一貫感覚 (Sense of Coherence), ソーシャルサポート, 因果関係, 小学校高学年, 縦断調査, 潜在成長曲線分析

I 緒 言

現代社会における生活様式や疾病構造の変化により、健康の概念には疾病の有無だけでなく精神的安寧や社会との調和が含まれ、良好な健康状態は積極的に生成されるものとしても捉えられるようになった。このような潮流を背景とし、従来の予防医学的な観点を主とする疾病生成論と対をなして、健康の

* 筑波大学大学院 人間総合科学研究科 ヒューマン・ケア科学専攻

^{2*} 放送大学 教養学部 生活と福祉コース

^{3*} 財団法人パブリックヘルスリサーチセンター附属ストレス科学研究所

連絡先: 〒305-8577 茨城県つくば市天王台1-1-1
 筑波大学総合研究棟 D
 筑波大学大学院人間総合科学研究科ヒューマン・ケア科学専攻 朴峠周子

維持・増進・回復に着目した健康生成論が提唱された¹⁾。とりわけ、人々にはストレスや危機を成長と発達の糧として捉え対処する力や、自らより良い健康状態に導く力が備わっていることが指摘され、ストレス対処能力や健康保持能力という概念を表す「首尾一貫感覚 (Sense of Coherence 以下、SOC)」²⁾が見出された。

SOCは、自分が生活している世界に対する見方・向き合い方・関わり方に基づく、把握可能感・処理可能感・有意味感からなる感覚である³⁾。したがって、SOCは豊かな人生経験によって形成が促され⁴⁾、生涯を通じて発達する⁵⁾。また、青年期までのSOCは成人期以降に比べ不安定で可塑性があるため⁵⁾、青年期までに良好なSOCを獲得することがその後の安定したSOCや健康の保持をもたらすとされている⁶⁾。

青年期以前のSOCの変化については、縦断研究により、海外では癲癇を抱える青少年⁷⁾や好ましい生活習慣が確立していない青少年⁸⁾において低下することが指摘されている。またわが国では、中学生について男子は学年が上がるにつれて低下する一方女子は変化しないこと⁹⁾、高校生については1年から2年で一旦低下した後上昇し、2年から3年で上昇することが報告されている¹⁰⁾。しかしながら、小学生におけるSOCの変化については国内外のいずれにおいても明らかにされていない。

SOCを形成する要因は「汎抵抗資源」として総称される¹¹⁾。「汎抵抗資源」は、認知の仕方や感情の抱き方および態度といった個人の特徴、社会的立場や経済的状況といった個人を取り巻く環境の特性、ソーシャルネットワークおよびソーシャルサポートといった個人と他者や環境との社会的な関係性を指す⁴⁾。また、「汎抵抗資源」はSOCによって動員されあらゆるストレスや危機への対処に役立つ要素でもあるとされている^{4,12)}。したがって、豊富な「汎抵抗資源」が良好なSOCの形成を促し、良好なSOCが「汎抵抗資源」の適用や獲得を導く、という仮説が立てられている⁵⁾。このことから、SOCと「汎抵抗資源」は双方向の因果関係を有することが推測される。

これまでの研究では、様々な「汎抵抗資源」の中でも、とりわけソーシャルサポートとSOCとの関係が検討されてきた。成人を対象とした横断的検討により、手段的サポート^{13~15)}および情緒的サポート^{14,15)}を得ていること、サポートを家族内外から得ていること^{16,17)}やサポートのネットワークが広いこと¹⁸⁾がSOCと関連していることが報告されている。したがって、さまざまな側面のソーシャルサ

ポートを多くの人から得ていること、つまりソーシャルサポートの総体的な豊かさがSOCの高さと関わると考えられるが、青年期以前については、高校生においてソーシャルサポートの与え手となる友人の数とSOCとの関連¹⁹⁾が報告されているのみで、ソーシャルサポートとSOCとの直接的な関連性および両者の因果関係については明らかにされていない。

そこで本研究では、これまで検討されてこなかった小学生の中でも高学年児童に焦点を当て、縦断調査により高学年期の1年間におけるSOCの変化を明らかにするとともに、SOCとソーシャルサポートとの因果関係を検討することにした。本研究の目的は、小学校高学年の1) SOCおよびソーシャルサポートそれぞれの1年間における学期毎の変化を明らかにすること、2) SOCとソーシャルサポートとの双方向の因果関係を明らかにすることである。

II 研究方法

1. 対象と方法

2009年度の1年間に神奈川県内の近郊にある公立A小学校に通う4年生~6年生全員(4年生:138人, 5年生:124人, 6年生141人, 合計403人)を対象とし、各学級において学期ごとに合計3回の調査(1学期:5月, 2学期:10月, 3学期:2月)を実施した。各児童と研究者のみが個人を特定するID番号を把握する手続きをとることで、個人情報と保護しデータの追跡を行った。具体的には次の通りである。1回目の調査では、学級担任により児童に無記名自記式の調査票・ID番号シール3枚が入った封筒・回収用封筒を配布し、調査票への記入とID番号シール1枚の貼付、そしてID番号シールが入った封筒への記名を指示してもらった。児童が各自調査票に記入し、調査票と残ったID番号シールが入った記名封筒を回収用封筒に入れ、封緘したものを学級担任に提出する方法で回収した。2回目以降の調査では、学級担任が児童に無記名自記式の調査票・ID番号シール入りの記名封筒・回収用封筒を配布し、1回目同様の手順によって実施し封緘されたものを回収した。

本研究は、筑波大学人間総合科学研究科研究倫理委員会の承認を受け(承認日:2009年4月22日)、小学校長の同意を得て行った。児童に対しては、調査への回答は自由意志によること、回答の中断ができること、回答拒否による不利益は無いこと、回答に正誤はないこと、個人情報は保護されること、学業成績に影響をもたらさないこと、調査への回答をもって同意とみなすことを調査票のフェイスシート

に明記するとともに学級担任より口頭で説明した。

2. 調査項目

1) 首尾一貫感覚 (SOC) (表 1)

13項目からなる児童用 SOC スケール日本語版²⁰⁾によって測定した。回答は「とてもよくある」～「まったくくない」(2項目については「まったく楽しくない」～「とても楽しい」)の5件法で求め、1～5点を付与し得点化するもので、尺度の信頼性と妥当性が確認されている²⁰⁾。本研究では13項目の合計得点を用いた。得点の範囲は13～65点であり、合計得点が高いほど SOC が高いことを表す。本対象者におけるクロンバックの α 係数は、1 学期：0.77, 2 学期：0.83, 3 学期：0.83であった。

2) ソーシャルサポート (表 2)

情緒的・手段的・実体的サポートに関する5項目からなる小学生用ソーシャルサポート尺度短縮版²¹⁾によって測定した。父親, 母親, 先生, 友だちについて、「ぜったいにちがう」～「きっとそうだ」の4件法で求め、各1～4点を付与し合計得点を算出した。得点の範囲は20～80点であり、得点が高いほど周囲からのサポートが豊富であることを表す。尺度の信頼性と妥当性は確認されており²¹⁾, 本対象者におけるクロンバックの α 係数は、1 学期：0.92, 2 学期：0.92, 3 学期：0.90であった。

3) 属性

学年, 性別とした。

3. 分析方法

各回の調査で得られた回答 (1 学期：397人 (回収率98.8%), 2 学期：391人 (97.3%), 3 学期：389人 (96.5%))のうち, 全3回の調査への回答が完全であった237人 (有効回答率58.5%)を分析対象とした。本研究では, 各得点の変化と得点間の因果関係を分析する統計手法として「潜在成長曲線分析」^[22,23)]を採用した。この手法により, 各得点の変化については, 集団全体の変化と変化の個人差について観察することができ, 得点間の因果関係については, 一方の得点の初期値と他方の得点の初期値からの変化との関係性によって検証することができる。

まず, SOC 得点およびソーシャルサポート得点それぞれの変化をみるため, 各得点について潜在成長曲線モデルを作成した。具体的な手順は次の通りである。各学期の得点を観測変数, 1 学期の平均得点を表す [切片] と 1 学期から 2 学期さらに 3 学期にかけての変化の値を表す [傾き] を潜在変数とした。3 時点間の変化は一次関数によって表す線形を仮定することが適しているため²²⁾, [傾き] から各観測変数へのパス係数は, 1 学期に対して 0, 2 学期に対して 1, 3 学期に対して 2 と設定した。ま

た, 各観測変数に対して $e_1 \sim e_3$ で表す誤差変数, 各潜在変数に対して $d_1 \cdot d_2$ で表す攪乱変数を設けた。変化の個人差について, 1 学期の得点と 1 学期から 2 学期さらに 3 学期にかけての変化との関連を検討するため, d_1 と d_2 の間に両方向のパスを引いた。さらに, 学年および性別による変化の差異を検討するため, 「学年」, 「性別」を予測変数とし, それぞれから [切片] と [傾き] に対するパスを引いた。

モデルの検証により, 集団全体の変化については [傾き] の平均値によって示される。変化の個人差については, 集団全体の変化に対するばらつきである [傾き] の分散値によって示される。また, 1 学期の得点と 1 学期から 2 学期さらに 3 学期にかけての変化との関連が [切片] と [傾き] の攪乱変数間の相関係数によって, さらに学年・性別と 1 学期の得点および 1 学期から 2 学期さらに 3 学期にかけての変化との関連が「学年」, 「性別」から [切片] および [傾き] に対するパス係数によって示される。

次に, SOC 得点とソーシャルサポート得点の因果関係を検証するため, 両得点の潜在成長曲線モデルを組み合わせ, 「ソーシャルサポート得点の [切片]」から「SOC 得点の [傾き]」に対するパス, 「SOC 得点の [切片]」から「ソーシャルサポート得点の [傾き]」に対するパスを引いた。また, 「学年」と「性別」それぞれから「ソーシャルサポート得点の [切片]」・「ソーシャルサポート得点の [傾き]」・「SOC 得点の [切片]」・「SOC 得点の [傾き]」に対してパスを引いた。

モデルの検証により, 1 学期のソーシャルサポート得点が 1 学期から 2 学期さらに 3 学期にかけての SOC 得点の変化に与える影響については, 「ソーシャルサポート得点の [切片]」から「SOC 得点の [傾き]」に対するパス係数によって示される。また, 1 学期の SOC 得点が 1 学期から 2 学期さらに 3 学期にかけてのソーシャルサポート得点の変化に与える影響については, 「SOC 得点の [切片]」から「ソーシャルサポート得点の [傾き]」に対するパス係数によって示される。さらに, 学年・性別と得点間の因果関係との関連が, 「学年」, 「性別」から各得点の [切片] および [傾き] に対するパス係数によって示される。統計解析には SPSS Statistics 17.0 J for Windows および Amos17.0 J for Windows を用い, 統計的検討の有意水準は 5%とした。

III 結 果

1. 対象者の属性

本対象者は, 4 年生が 80 人, 5 年生が 74 人, 6 年

表1 児童用 SOC スケール日本語版

①	あなたは 自分のまわりで起こっていることがどうでもいいという気持ちになることがありますか？				
	まったくない 1	めったにない 2	ときどきある 3	よくある 4	とてもよくある 5
②	あなたは、これまでに、よく知っていると思っていた人が、思っても見なかった行動をしてビックリしたことはありますか？				
	まったくない 1	めったにない 2	ときどきある 3	よくある 4	とてもよくある 5
③	あなたは、あてにしていた人ががっかりさせられたことはありますか？				
	まったくない 1	めったにない 2	ときどきある 3	よくある 4	とてもよくある 5
④	将来のあなたは、日々の出来事をどのように感じながら過ごしていると思いますか？				
	まったく楽しくない 1	あまり楽しくない 2	まあまあ 3	楽しい 4	とても楽しい 5
⑤	あなたは、不公平 ⁽¹⁾ なあつかいを受けているという気持ちになることはありますか？				
	まったくない 1	めったにない 2	ときどきある 3	よくある 4	とてもよくある 5
⑥	あなたは困ったとき、どうすればよいのかわからないと感じることがありますか？				
	まったくない 1	めったにない 2	ときどきある 3	よくある 4	とてもよくある 5
⑦	あなたは、毎日の出来事をどのように感じながら過ごしていますか？				
	まったく楽しくない 1	あまり楽しくない 2	まあまあ 3	楽しい 4	とても楽しい 5
⑧	あなたは 自分の気持ちや考えがまったくわからないと感じることがありますか？				
	まったくない 1	めったにない 2	ときどきある 3	よくある 4	とてもよくある 5
⑨	あなたは、ほんとうなら感じたくないような感情をもってしまうことがありますか？				
	まったくない 1	めったにない 2	ときどきある 3	よくある 4	とてもよくある 5
⑩	どんな強い人でも、ときには「自分はダメな人間だ」と感じることはあるものです。あなたは、これまで「自分はダメな人間だ」と感じたことがありますか？				
	まったくない 1	めったにない 2	ときどきある 3	よくある 4	とてもよくある 5
⑪	あなたは、今、何が起きようとしているのかははっきりわからない、という不安な気持ちになることがありますか？				
	まったくない 1	めったにない 2	ときどきある 3	よくある 4	とてもよくある 5
⑫	あなたは 毎日やっていることにほとんど意味がないと感じることはありますか？				
	まったくない 1	めったにない 2	ときどきある 3	よくある 4	とてもよくある 5
⑬	あなたは、自分でわけがわからない行動をしてしまうのではないかと不安になることはありますか？				
	まったくない 1	めったにない 2	ときどきある 3	よくある 4	とてもよくある 5

(1)不公平…あいてによって、あつかいをかえること。えこひいき

表2 小学生用ソーシャルサポート尺度短縮版

		ぜ っ た い に ち が う	た ぶ ん ち が う	た ぶ ん そ う だ	き つ と そ う だ	
①	あなたが元気がないと、すぐに気づいてはげましてくれる。	ちちおや 父親	1	2	3	4
		ははおや 母親	1	2	3	4
		せんせい 先生	1	2	3	4
		とも 友だち	1	2	3	4
②	あなたが悩みや不満を言っても、いやな顔をしないで聞いてくれる。	ちちおや 父親	1	2	3	4
		ははおや 母親	1	2	3	4
		せんせい 先生	1	2	3	4
		とも 友だち	1	2	3	4
③	あなたが何か失敗しても、そっと助けてくれる。	ちちおや 父親	1	2	3	4
		ははおや 母親	1	2	3	4
		せんせい 先生	1	2	3	4
		とも 友だち	1	2	3	4
④	ふだんから、あなたの気持ちをよくわかってきている。	ちちおや 父親	1	2	3	4
		ははおや 母親	1	2	3	4
		せんせい 先生	1	2	3	4
		とも 友だち	1	2	3	4
⑤	あなたが何か悩んでいる時に、どうしたらよいか教えてくれる。	ちちおや 父親	1	2	3	4
		ははおや 母親	1	2	3	4
		せんせい 先生	1	2	3	4
		とも 友だち	1	2	3	4

表3 対象者の属性

	4年生	5年生	6年生	χ^2 値	P 値	自由度
男子	31(38.8)	39(52.7)	34(41.0)			
女子	49(61.2)	35(47.3)	49(59.0)	3.481	0.175	2

n = 237

括弧内の数値は、各学年を母数とする割合を示す

生が83人であった。4年生および6年生では男子と女子が約4割と6割で、5年生では男女の比率がほぼ等しかったが、学年と性別の間に有意な関連はなかった(表3)。

2. SOC 得点およびソーシャルサポート得点の変化

各得点の変化については、それぞれの潜在成長曲線モデルによって、集団全体の変化と変化の個人差

を推定した。推定結果は、[切片]、[傾き]の平均値および分散値・「学年」、 「性別」から [切片]、 [傾き] に対する各パス係数・[切片] と [傾き] との相関係数、 およびこれら全ての値の有意検定によって示された。

1) SOC 得点の変化

図1にSOC得点の変化に関するモデルの検討結果を示す。モデルの適合度は標本数に左右されないCFIとNFIの値²⁴⁾を指標とした。本モデルは、CFI = 0.979, NFI = 0.961を得たため適合度は良いと判断された。

まず、1学期時点のSOC得点について観察する。集団全体の平均得点を表す [切片] の平均値は45.07 (P<.001), 得点のばらつきを表す [切片] の分散値は25.31 (P<.001), また、モデルには示されないが、分散値の平方根である標準偏差は5.03と算出された。したがって、本集団における1学期時点のSOC得点は、平均45.07・標準偏差5.03であることが示された。さらに、「学年」と「性別」から [切片] に対するパス係数は有意でないことから、1学期時点のSOC得点には学年と性別は関連しないことが示された。

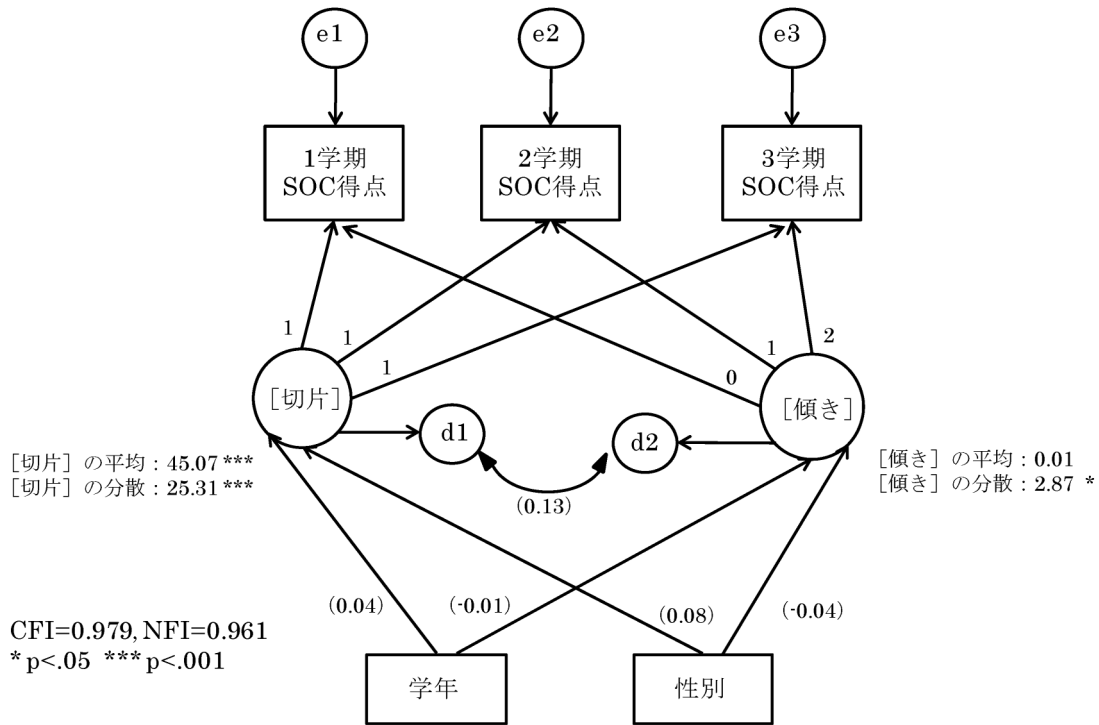
次に、1学期から2学期さらに3学期にかけてのSOC得点の変化についてみたところ、集団全体の変化を表す [傾き] の平均値は、0.01 (n.s.) であり、集団全体では1年間のSOC得点は変化しないことが示された。一方、変化の個人差を表す [傾き] の分散値は2.87 (P<.05) であり、1年間でSOC得点が徐々に高くなる児童と低くなる児童いずれもいること、すなわち1年間における変化には個人差があることが示された。また、分散値の平方根である標準偏差は1.69と算出されることから、本集団全体での変化の値は0.01±1.69の範囲にあることが認められた。

さらに、「学年」と「性別」から [傾き] に対するパス係数はいずれも有意でないことから、1年間のSOC得点の変化には学年と性別は関連しないことが示された。また、[切片] と [傾き] の相関係数は有意でないことから、1学期時点のSOC得点と1年間のSOC得点の変化との間には関連がないことが認められた。以上のことから、個人レベルで見られる1年間のSOC得点の変化には、学年・性別・1学期の得点のいずれも関連しないことが明らかになった。

2) ソーシャルサポート得点の変化

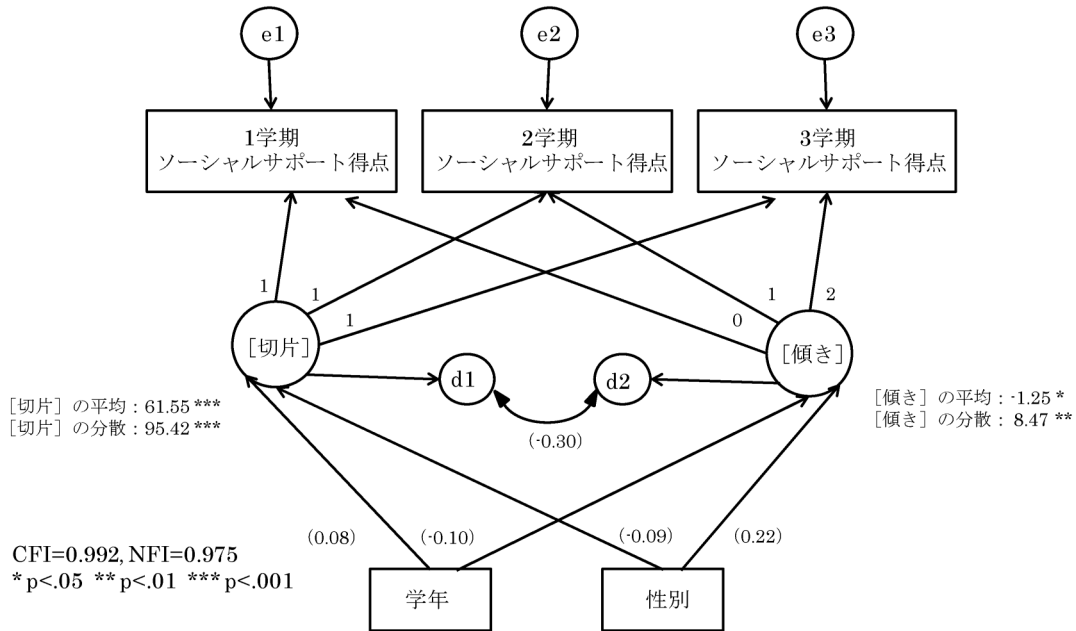
図2にソーシャルサポート得点の変化に関するモデルの検討結果を示す。本モデルは、CFI = 0.992, NFI = 0.975を得たため適合度は良いと判断された。

図1 SOC 得点の潜在成長曲線モデル



- ・ e1~e3は誤差変数, d1・d2は攪乱変数を表す。
- ・ 数値は非標準化推定値, ()内の数値は標準化推定値を表す。
- ・ 観測変数および誤差変数の平均値と分散値, 攪乱変数の平均値は省略した。

図2 ソーシャルサポート得点の潜在成長曲線モデル



- ・ e1~e3は誤差変数, d1・d2は攪乱変数を表す。
- ・ 数値は非標準化推定値, ()内の数値は標準化推定値を表す。
- ・ 観測変数および誤差変数の平均値と分散値, 攪乱変数の平均値は省略した。

まず、1学期時点のソーシャルサポート得点について観察する。集団全体の平均得点を表す [切片] の平均値は61.55 ($P<.001$), 得点のばらつきを表す [切片] の分散値は95.42 ($P<.001$), また、モ

デルには示されないが分散値の平方根 (標準偏差) は9.77と算出された。したがって、本集団における1学期時点のソーシャルサポート得点は、平均61.55・標準偏差9.77であることが示された。さら

に、「学年」と「性別」から「切片」に対するパス係数は有意でないことから、1学期時点のソーシャルサポート得点には学年と性別は関連しないことが示された。

次に、1学期から2学期さらに3学期にかけてのソーシャルサポート得点の変化について観察する。集団全体の変化を表す「傾き」の平均値は-1.25 ($P < .05$)であり、集団全体では1年間のソーシャルサポート得点は低下することが示された。一方、変化の個人差を表す「傾き」の分散値は8.47 ($P < .01$)であり、1年間でソーシャルサポート得点が徐々に高くなる児童と低くなる児童いずれもいること、すなわち1年間における変化には個人差があることが示された。また、分散値の平方根である標準偏差は2.91と算出されることから、本集団全体での変化の値は -1.25 ± 2.91 の範囲にあることが認められた。

さらに、「学年」と「性別」から「傾き」に対するパス係数は有意でないことから、1年間のソーシャルサポート得点の変化には学年と性別は関連しないことが示された。また、「切片」と「傾き」の相関係数は有意でないことから、1学期時点のソーシャルサポート得点と1年間のソーシャルサポート得点の変化との間には関連がないことが認められた。以上のことから、個人レベルでみられる1年間のソーシャルサポート得点の変化には、学年・性別・

1学期の得点のいずれも関連しないことが明らかになった。

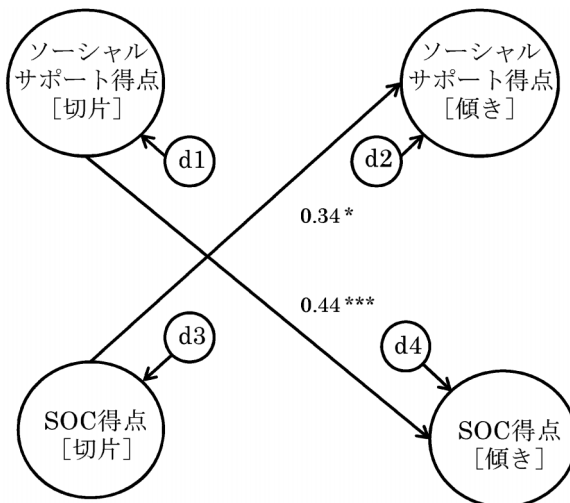
3. SOC得点とソーシャルサポート得点との因果関係

SOC得点とソーシャルサポート得点との因果関係について、両得点の潜在成長曲線モデルを組み合わせたモデルによって推定した。推定結果は、各得点の「切片」から他方の得点の「傾き」に対する各パス係数・「学年」、「性別」から両得点の「切片」、「傾き」に対する各パス係数、およびこれら全ての値の有意検定によって示された。「切片」から「傾き」に対するパス係数については、有意な正のパス係数は「初期値が大きい場合は増加率が大きくなる傾向がある」ことを表し、有意な負のパス係数は「初期値が小さい場合は増加率が大きくなる傾向がある」ことを表す²³⁾。

また、パス係数の値は、1に近いほど初期値と増加率との関係性が強いことを表す。したがって、一方の1学期の得点と、他方の1学期から2学期さらに3学期にかけての得点増加との間に因果関係があるかどうか、またその関係性の強さが明らかになる。

各得点の「切片」から他方の得点の「傾き」に対する関係を図3に、「学年」と「性別」から両得点の「切片」および「傾き」に対するパス係数を表4に示す。本モデルは、CFI=0.936, NFI=0.916を得たため適合度は良いと判断された。1学期時点の

図3 SOC得点とソーシャルサポート得点の因果関係モデル



CFI=0.936, NFI=.0916

* $p < .05$ *** $p < .001$

- ・観測変数、誤差変数、予測変数の表示は省略した。
- ・d1～d4は攪乱変数を表す。
- ・数値は標準化推定値を表す。
- ・潜在変数および攪乱変数の平均値と分散値は省略した。

表4 学年と性別からSOC得点およびソーシャルサポート得点の「切片」と「傾き」に対するパス係数

	SOC得点		ソーシャルサポート得点	
	「切片」	「傾き」	「切片」	「傾き」
学年	0.04	-0.05	0.09	-0.15
性別	-0.09	-0.01	0.10	-0.22

n.s.

ソーシャルサポート得点を表す「ソーシャルサポート得点の「切片」」から、1学期から2学期さらに3学期にかけてのSOC得点の変化を表す「SOC得点の「傾き」」に対するパス係数は、0.44 ($P < .001$)であった。また、1学期時点のSOC得点を表す「SOC得点の「切片」」から、1学期から2学期さらに3学期にかけてのソーシャルサポート得点の変化の値を表す「ソーシャルサポート得点の「傾き」」に対するパス係数は、0.34 ($P < .05$)であった。したがって、1学期のソーシャルサポート得点が高いほど1学期よりも2学期さらに3学期のSOC得点が高くなること、また、1学期のSOC得点が高いほど1学期よりも2学期さらに3学期のソーシャルサポート得点が高くなることが明らかになった。さらに、「学年」と「性別」から各得点の「切片」および「傾き」に対するパス係数はいずれも有意でないことから、SOC得点とソーシャルサポート得点との関係性に対して学年と性別は関与しないことが明らかになった。

Ⅳ 考 察

本成績における神奈川県内近郊の小学校5年生のSOC得点 (45.34, SD5.77) および6年生のSOC得点 (45.94, SD5.93) は、中国地方のA県B市における小学校5年生のSOC得点 (47.57, SD6.94) および6年生のSOC得点 (48.06, SD7.04)²⁰⁾とそれぞれ有意差を認めなかった (5年生: $P=0.11$, 6年生: $P=0.15$)。したがって、小学校5年生と6年生いずれのSOCにも地域差はない可能性が示唆された。

本成績によれば、集団全体でみた場合には、SOC得点は1学期の時点で学年差と性差がなく、1学期から2学期さらに3学期にかけて有意な変化はみられなかった。よって、小学校高学年集団の平均的なSOCは、学年および性別の違いに関わらず1年間変化しないことが明らかになった。先行研究によれば、中学生では男子は学年が上がるにつれて低下する一方女子は変化しないこと⁹⁾、高校生では1

年から2年で一旦低下した後上昇し、2年から3年で上昇することが示されている¹⁰⁾。いずれも本研究とは異なるコホートについて行われた縦断調査であるが、SOCは生涯を通じて発達する感覚である⁵⁾ことを踏まえ本知見と比較すると、小学校高学年から高校生までのSOCの変化には学校期による特徴があり、小学校高学年では変化せず、中学生から高校生前半で変化が生じ、高校生後半で上昇するという可能性が考えられた。

一方で、個人レベルでみた場合には小学校高学年で1年間にSOCが上昇する者もいれば低下する者もあり、変化には個人差が認められた。SOCを形成する上で、「安定したルールや規範の中で生活する経験」、「適度にストレスバランスがとれた状況下でのストレス対処の成功経験」、「意思決定への参加経験」を蓄積することの重要性が指摘されている²⁵⁾。中でも、設定された課題を受け入れ主体的に遂行する経験を指す「意思決定への参加経験」が、とりわけ児童期や思春期においてSOCと強く関連することが示唆されている²⁶⁾。学校生活の場ではこれらの経験を重ねる機会が多いが^{27~29)}、学校行事などで共通の体験をしても、それらが成功経験になる者もいれば失敗経験やネガティブな出来事になる者もあり、経験の意味づけは個人で異なる。また、小学校高学年は学級内外の活動への関わり方を自ら判断し選択する局面が増える時期であり、それぞれの選択は「意思決定への参加経験」の有無につながる。こうした経験の質や頻度の違いが、SOCの変化に個人差をもたらしていることが考えられる。

次に、ソーシャルサポート得点は、集団全体でみた場合には1学期から2学期さらに3学期にかけて低下した。また、1学期の時点で学年差と性差がなかったことから、小学校高学年が受け止めている周囲の者からのソーシャルサポートは、集団全体では学年および性別の違いに関わらず1年間で減少することが明らかになった。小学校高学年は、親からの自立を始めるが³⁰⁾、友だちとの付き合いは広く浅く³¹⁾相互の依存を認識する前段階にあるため³⁰⁾、概して依存を求める対象との関係構築が不安定な時期である。したがって、児童が周囲の者へのサポート要求に消極的になることや働きかけを躊躇することが、ソーシャルサポートの減少につながっていると推測される。一方、個人レベルでみた場合には1年間でソーシャルサポートが増加する者もあり、変化には個人差が認められた。小学校高学年になると、信頼のおける相手には共感や援助を求める感情を意図的に表出するようになることが示唆されているため³²⁾、個人レベルでは、信頼関係を構築できる相手

が増える児童ほどソーシャルサポートが豊かになることが推測される。したがって、ソーシャルサポートの変化に個人差がみられたと考えられる。

さらに、SOC とソーシャルサポートの双方向の因果関係を検討したところ、学年および性別に関わらず、1学期の時点でソーシャルサポートが多いと1学期よりも2学期さらに3学期でSOCが高くなること、また、1学期の時点でSOCが高いと1学期よりも2学期さらに3学期とソーシャルサポートが多くなることが示された。すなわち、1学期の時点でソーシャルサポートを豊富に受けている児童はその後のSOCが高くなること、また、1学期にSOCが高い児童は、その後のソーシャルサポートが豊富になることが示唆された。以上のことから、小学校高学年の1年間において、SOC とソーシャルサポートは双方向の因果関係を有することが示唆された。

青年期までに良好なSOCを獲得することがその後の安定したSOCをもたらすとされていることから⁶⁾、小学校高学年におけるSOCの形成を促す上では、まずは豊かなソーシャルサポートを受けられることが効果的であると考えられる。そのための重要なアプローチのひとつとして、新しい人間関係の構築を始める1学期の時点で、児童が「自分の感情を周囲の者に受容してもらえる」、「困難な時に助けをもらえる」と感じられるように親や先生が接することが考えられよう。

本研究は、小学校高学年を対象とし、縦断調査によってSOC とソーシャルサポートの1年間における学期ごとの変化ならびに両者の因果関係を明らかにした初めての研究であるが、以下のような限界と課題が考えられる。第一に、本対象者は神奈川県内の近郊に位置する公立小学校1校に通う児童であり、かつ、全調査への参加および各調査項目への回答が完全であった児童のみを分析対象としたため(有効回答率58.5%)、セレクションバイアスの可能性が考えられる。したがって、今後さらに大規模調査を行い、知見の一般化について検証する必要がある。第二に、本研究は首都圏の都市部で実施したが、今後、地方や農村などさまざまな地域で調査を実施し、地域差について検討することも必要と思われる。第三に、本研究では1年間の縦断調査を行ったが、複数年度に渡る多時点での調査を実施し、単調増加・減少の変化だけでなく変動を含めたSOCの詳細な変化を捉えることも必要である。第四に、本研究では、周囲の者からのソーシャルサポートの総体によってSOC とソーシャルサポートとの因果関係を検証したが、今後はそれぞれのサポート源お

よびサポートの質とSOCとの関連についても検討を加える必要がある。第五に、SOCの形成要因については、ソーシャルサポート以外にも、認知の仕方や感情の抱き方などの個人の特徴、社会的立場や経済的状况などの個人を取り巻く環境の特性を取り上げて検討すること、さらに、個々の子どもについてより詳しく捉える上では、量的研究だけでなく質的研究を行うことも必要である。これらを踏まえ、児童期から思春期におけるSOCの変化や形成要因について、今後さらに検討を加えたい。

(受付 2010.11. 8)
(採用 2011. 9.29)

文 献

- 1) Antonovsky A. Health, Stress, and Coping: New Perspectives on Mental and Physical Well-Being. San Francisco: Jossey-Bass Inc. Publishers, 1979; 35-37.
- 2) Antonovsky A. Health, Stress, and Coping: New Perspectives on Mental and Physical Well-Being. San Francisco: Jossey-Bass Inc. Publishers, 1979; 160-181.
- 3) 山崎喜比古. ストレス対処力SOC (sense of coherence) の概念と定義. 看護研究 2009; 42(7): 479-490.
- 4) Antonovsky A. Health, Stress, and Coping: New Perspectives on Mental and Physical Well-Being. San Francisco: Jossey-Bass Inc. Publishers, 1979; 182-197.
- 5) 山崎喜比古. 第1章ストレス対処能力SOCとは. 山崎喜比古, 戸ヶ里泰典, 坂野純子, 編. ストレス対処能力SOC. 東京: 有信堂高文社, 2008; 3-24.
- 6) 戸ヶ里泰典. 第4章成人のSOCは変えられるか. 山崎喜比古, 戸ヶ里泰典, 坂野純子, 編. ストレス対処能力SOC. 東京: 有信堂高文社, 2008; 55-67.
- 7) Gauffin H, Landtblom A, Rätty L. Self-esteem and sense of coherence in young people with uncomplicated epilepsy: a 5-year follow-up. Epilepsy & Behavior 2010; 17(4): 520-524.
- 8) Ayo-Yusuf O, Reddy P, van den Borne B. Longitudinal association of adolescents' sense of coherence with tooth-brushing using an integrated behaviour change model. Community Dentistry and Oral Epidemiology 2009; 37(1): 68-77.
- 9) 荒木田美香子, 高橋佐和子, 青柳美樹, 他. 中学生の精神的健康状態とその要因に関する検討: 第一報3年間の縦断調査. 小児保健研究 2003; 62(6): 667-679.
- 10) 戸ヶ里泰典, 小手森麗華, 佐藤みほ, 他. 高校生のsense of coherenceに関する追跡調査(第1報)生徒のSOCスコアの変動とその特徴. 日本健康教育学会誌 2009; 17 特別: 82.
- 11) Antonovsky A. Health, Stress, and Coping: New Perspectives on Mental and Physical Well-Being. San Francisco: Jossey-Bass Inc. Publishers, 1979; 98-122.
- 12) Antonovsky A. 健康の謎を解く: ストレス対処と健康保持のメカニズム [Unraveling the Mystery of

- Health: How People Manage Stress and Stay Well] (山崎喜比古, 吉井清子, 監訳). 東京: 有信堂高文社, 2001; 149-187.
- 13) Volanen S, Lahelma E, Silventoinen K, et al. Factors contributing to sense of coherence among men and women. *European Journal of Public Health* 2004; 14(3): 322-330.
 - 14) Krantz G, Östergren P. Does it make sense in a coherent way? Determinants of sense of coherence in Swedish women 40 to 50 years of age. *International Journal of Behavioral Medicine* 2004; 11(1): 18-26.
 - 15) Wolff A, Ratner P. Stress, social support, and sense of coherence. *Western Journal of Nursing Research* 1999; 21(2): 182-197.
 - 16) 木村知香子, 山崎喜比古, 石川ひろの, 他. 大学生の Sense of Coherence (首尾一貫感覚, SOC) とその関連要因の検討. *日本健康教育学会誌* 2001; 9(1-2): 37-48.
 - 17) Holmberg S, Thelin A, Stiernström E. Relationship of sense of coherence to other psychosocial indices. *European Journal of Psychological Assessment* 2004; 20(4): 227-236.
 - 18) Tsuno Y, Yamazaki Y. A comparative study of Sense of Coherence (SOC) and related psychosocial factors among urban versus rural residents in Japan. *Personality and Individual Differences* 2007; 43(3): 449-461.
 - 19) 戸ヶ里泰典, 小手森麗華, 山崎喜比古, 他. 高校生の sense of coherence と家庭環境・学校環境との関連性の検討. *民族衛生* 2007; 特別: 66-67.
 - 20) 坂野純子, 戸ヶ里泰典, 山崎喜比古, 他. 児童用 SOC スケール日本語版開発の試み. *学校保健研究* 2009; 51(1): 39-47.
 - 21) 嶋田洋徳, 岡安孝弘, 坂野雄二. 小学生用ソーシャルサポート尺度短縮版作成の試み. *ストレス科学研究* 1993; 8: 1-12.
 - 22) 岡林秀樹. 発達研究における問題点と縦断データの解析方法. *パーソナリティ研究* 2006; 15(1): 76-86.
 - 23) 豊田秀樹. 潜在曲線モデル. 豊田秀樹. 共分散構造分析 [応用編]: 構造方程式モデリング. 東京: 朝倉書店, 2000; 225-245.
 - 24) 豊田秀樹. モデルの評価. 豊田秀樹. 共分散構造分析 [入門編]: 構造方程式モデリング. 東京: 朝倉書店, 1998; 170-188.
 - 25) Sagy S, Antonovsky H. The development of the sense of coherence: a retrospective study of early life experiences in the family. *International Journal of Aging & Human Development* 2000; 51(2): 155-166.
 - 26) 戸ヶ里泰典, 坂野純子, 山崎喜比古, 他. 児童・思春期の SOC と, その心理社会的学校・家庭環境との関連性の検討. *学校保健研究* 2006; 48 特別: 138-139.
 - 27) Feldt T, Kokko K, Kinnunen U, et al. The role of family background, school success, and career orientation in the development of sense of coherence. *European Psychologist* 2005; 10(4): 298-308.
 - 28) 戸ヶ里泰典, 坂野純子, 山崎喜比古, 他. 思春期前期における SOC の関連要因について. *日本健康教育学会誌* 2004; 12 特別: 184-185.
 - 29) 戸ヶ里泰典. 第3章 SOC の形成要因-SOC はいかにして育まれるのか. 山崎喜比古, 戸ヶ里泰典, 坂野純子, 編. *ストレス対処能力 SOC*. 東京: 有信堂高文社, 2008; 39-53.
 - 30) 須藤春佳. 前青年期の親しい同性友人関係 “chumship” の心理学的意義について: 発達の・臨床的観点からの検討. *京都大学大学院教育学研究科紀要* 2008; 54: 626-638.
 - 31) 落合良行, 佐藤有耕. 青年期における友達とのつきあい方の発達的变化. *教育心理学研究* 1996; 44(1): 55-65.
 - 32) 埴 朋子. 関係性に応じた情動表出. *教育心理学研究* 1999; 47(3): 273-282.
-

Change in Sense of Coherence (SOC) and causal relationships with social support among upper-grade elementary school children A one-year longitudinal survey

Shuko HOTOGE*, Fumi TAKEDA*, Taisuke TOGARI²*, Yoshihiko YAMAZAKI³*, and Haruyo KIDA*

Key words : Sense of Coherence (SOC), social support, causal relationship, upper-grade elementary school children, longitudinal survey, latent growth curve analysis

Objectives This study sought to clarify changes in both Sense of Coherence (SOC) and social support during one year and causal relationships among upper-grade elementary school children.

Methods A one-year longitudinal survey using a self-rating questionnaire containing measures regarding individual attributes, SOC, and social support was conducted for all 403 pupils from 4th to 6th grade at a public elementary school in a suburban area of Kanagawa prefecture. Latent growth curve analysis was carried out on 237 pupils who completed all three surveys, conducted once in each semester. Firstly, to observe both overall and individual changes in SOC and social support scores, a model was constructed for each score, using the score for each semester as an observable variable, intercept (signifying the score of the first semester) and slope (signifying change of score during a year) as latent variables, and grade and sex as independent variables. Then, models of both were combined to examine causal relationships.

Results For change in SOC score, the mean slope was 0.01 (n.s.) with a variance of 2.85 ($P < .05$). Thus the score had no change overall, but there were pupils whose scores gradually rose or fell during the year. For change in social support score, the mean slope was -1.25 ($P < .05$) and its variance was 8.47 ($P < .01$). Therefore, the score showed an overall decrease, but there were pupils whose scores gradually rose. Grade and sex were not related to change in either score. The intercept of the social support score contributed to the slope of the SOC score (0.44, $P < .001$), and the intercept of the SOC score contributed to the slope of the social support score (0.34 $P < 0.05$). Thus, a high score of social support in the first semester raised the SOC scores in the following second and third semesters, and a high score of SOC in the first semester raised subsequent social support scores. Grade and sex were not related to these associations.

Conclusion Among 237 upper-grade elementary school children, it was found that SOC overall demonstrated no change and social support decreased over one year. Pupils whose social support was abundant in the first semester had heightened SOC subsequently, and high levels of SOC in the first semester increased social support thereafter. Therefore, it was suggested that an interactive causal relationship between SOC and social support could be demonstrated by latent growth curve analysis.

* Department of Human-Care Science, Graduate School of Comprehensive Human Sciences, University of Tsukuba

²* Studies of Living and Welfare, Faculty of Liberal Arts, the Open University of Japan

³* Institute of Stress Science, Public Health Research Foundation