



Title	教師の内的・外的統制型：文献展望
Author(s)	白樺, 三四郎
Citation	大阪大学人間科学部紀要. 1991, 17, p. 27-46
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/12756
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

The University of Osaka

教師の内的・外的統制型：文献展望

白 樫 三四郎

教師の内的・外的統制型：文献展望¹⁾

1) はじめに

学校教育が直面する諸問題に関する社会的関心の高まりとともに、近年教員の資質向上がさかんに論じられてきた。1984年～87年に教育諸問題に関し集中審議を行った臨時教育審議会も教員の資質向上を重要課題の1つとして取り上げている（教育政策研究会 1987）。ここでは（教員の）採用方法、初任者研修制度の創設、現職研修の体系化などが論じられている。

教員の資質向上を論じるとき、まず「教師に求められる資質とは何か」が明確にされなければならない。津留（1978）は教師に求められるべき第1の資質として「人間の可能性に期待をもつこと」をあげている。彼はこの部分の論述において小学校教師を念頭においたと述べているが、このことは幼稚園から大学まで広く学校教育に携わる者すべてに要求される資質といえるであろう。

ここで広い意味での学校教育において、児童・生徒の行動ないし成果がいかなる要因によって規定されるかに関する教師の認知に関し2つのタイプを想定することができる。すなわち、それらの結果が教師自身の行動によってもたらされるという認知タイプと、またそれらの結果が教師自身とは関係のない、偶然、運、教師の手の届かない第3者などによって影響されるという認知タイプである。

Rotter（1966）はひとの持つ一般的期待に関し、「自分におこることは、自分の行動や態度の結果であると信じるか（内的統制型）、または、運、不運、偶然、有力な他者の結果であると信じるか（外的統制型）」（Rotter & Hochreich, 1975 訳書 p.123）の2つの類型を区別できるという。上述の教師の認知に関する2つのタイプはこのRotter（1966）の類型に相当すると考えられる。

Rotter（1966）はこの一般的期待を測定するための尺度を構成したが、その後これがおおぜいの研究者によって用いられてきた。白樫（1988）が関連する文献をDIALOG社の

1) 本文中で紹介するデータの表記法と引用文献中のそれとは必ずしも一致しない。すなわち、原文でTableに表された内容が本稿では文章の形で表現されたり、逆に原文で文章として記載された内容が本稿ではTableにまとめられたりした場合がある。関連する文献・資料を多数お送りくださったアメリカアラバマ州オーバン大学モントゴメリー校Sadowski, C. J. 博士およびシンガポール国立教育研究所Soh, K. C. 博士に感謝する。

PSYCHINFOによって検索したところ1967～87年の20年間で5,624編にのぼった。1990年に改めてDIALOGで検索したところ、その数は8,111編に達していた。いかにこの概念が研究者によってよく用いられているかがうかがわれる。またその研究領域も臨床心理学にとどまらず、精神医学、教育心理学、社会心理学、産業・組織心理学、環境心理学等実にさまざまな分野で広く用いられている。

Taylor, Sadowski, and Peacher (1981) は Rotter (1966) の一般的内的・外的統制型測定尺度 (I-E 尺度) を基本として学校教育ないし教室場面における教師の内的・外的統制型を測定するための尺度を構成した。この「教師用統制型尺度」(Locus of Control Scale for Teacher: 略して以下“LCST”と記す) は上述の教師に求められる最も重要な資質にかかわる側面を測定しているように考えられる。この LCST に関する諸研究を以下で展望する。

2) 教師用内的・外的統制型測定尺度の構成

Taylor *et al.* (1981) は Rotter (1966) の一般的内的・外的統制型測定尺度 (I-E: 吉田・白樫 1975 参照) を基本として、教師用内的・外的統制型測定尺度 (LCST) を構成した。被験者はアメリカ テネシー州中央部の小学校・中学校・高等学校の教師 113 名。うち 103 名のデータが使用された (記入不完全のものは除外された)。彼らは児童・生徒の成績や教室内諸活動に関連する教師の内的・外的統制志向をキャッチすると思われる 100 項目のリカート式 (5 段階) 選択肢 (「強く賛成」から「強く反対」まで) をもつ尺度に回答した。項目例は次のとおり。

Q もしわたくしが勉強の遅れている子どもに対して補習することができるとすれば、その効果はすぐに現れる

Q 教師がいくら防ごうとしても、生徒間にけんかは絶えることがない (逆スケール)

内容的妥当性、論理的類似性、下位項目－合計点の相関などを基準として最終的に 20 項目 (LCST 尺度については付録参照) が残された。

同時に被験者は Rotter (1966) の I-E 尺度 (29 項目の強制選択法)、および Willower, Eidell, and Hoy (1967) の生徒統制イデオロギー尺度 (the Pupil Control Ideology Form: 略して“PCI”, Taylor *et al.* 1981 参照) に回答した。後者は生徒に対する教師の管理的・外的統制志向を測定するための 20 項目、5 段階方式尺度である。

LCST の内的一貫性指標として下位項目と合計点との相関を算出したところ、その平均は $r = .337$, $p < .01$ で統計的に有意であった。また構成概念妥当性を検討するため、他の 2 つの尺度との相関を算出したところ、Table 1 のとおりであった。

これによると、LCST と I-E との相関は $-.295$ で 1% レベルで有意である。すなわち、

Table 1 LCST, I-E, および PCI 各得点間の相関 (Taylor *et al.* 1981)

尺 度	2	3	平 均	SD
1 LCST	-.295**	.308**	73.126	7.533
2 I-E	—	-.245*	9.398	4.137
3 PCI		—	64.563	9.632

* $p < .02$.** $p < .01$.

注) LCST は内的統制が高得点に、I-E は外的統制が高得点になるように採点される。また PCI は管理的・外的統制が高得点になるように採点される。

LCST で内的統制の強い教師は I-E で測定してもやはり内的統制傾向が一般に強いといえる。また LCST と PCI の相関も .308 で 1% レベルで有意となり、外的統制の教師のほうが生徒にたいし管理的傾向をもつことが判明した (原文ではこのように記述されている。PCI の採点法と原文の文脈からして、この相関係数はマイナスとなるはずであるが、原文ではプラスの相関として記されている。原文の言わんとする内容は「LCST 尺度で内的統制傾向の強い教師ほど、PCI 尺度で測定するかぎり生徒にたいして管理的・統制的態度をとることが少ない」というものである)。さらに、PCI 得点を基準変数におき、他の 2 つの変数を予測変数においたときの重回帰分析を試みたところ (Table 2)、LCST のほうが I-E よりも強く貢献していることが示唆された。このことから、LCST の弁別的妥当性が示唆された。

Table 2 PCI 得点に及ぼす LCST および I-E の回帰分析結果要約 (Taylor *et al.* 1981)

尺 度	β	$F (1,100)$	p
1 LCST	.259	6.873	.01
2 I-E	-.169	2.927	.09

注) $R^2 = .121$, $F (2,100) = 6.814$, $p < .01$.

これらの結果から新たに構成された LCST 尺度の内的一貫性および若干の妥当性が示唆された。

3) 教師用内的・外的統制型測定尺度の信頼性と妥当性

Sadowski, Taylor, Woodward, Peacher, and Martin (1982) は LCST 測定尺度の信頼性および妥当性を多角的に検討している。

①内的―貫性

上述の Taylor *et al.* (1981) で得られたデータを用いて LCST 20 項目の α 係数を算出した。それによると $\alpha = .732$ であった。「通常、アチーブメント・テストでは α 係数の値が少なくとも 0.8 を越えることが要求される。性格検査や態度検査などでは、これよりもやや低く、0.7 程度の値しか得られないこともある」(野口, 1985, p.77) といわれている。

②再検査法による信頼性

被験者はアメリカ、テネシー州中央部の 3 つの学校群の小学校・中学校・高等学校の 34 名の教師。約 5 カ月の間隔をおいて同一の調査が実施された。LCST のこの 2 回の相関は $r = .575$, $p < .001$ であった。すなわち、再検査法による信頼度係数は統計的に有意であった。なお第 1 回目の平均 ($M=78.35$, $SD=6.75$) と第 2 回目の平均 ($M=78.91$, $SD=6.82$) との間の差は有意でなかった ($t = -.52$, ns)。

③独立した基準との関連でみた LCST の妥当性

被験者はアメリカ、テネシー州中央部の学校群の 14 人の小学校・中学校教師 (男子 2 名, 女子 14 名: [原文ではこう記載されているが合計人数と一致しない。相関係数の検定の際の自由度は 12 となっているので, 合計人数のほうが正確で, 男女の内訳に誤りがあると思われる]), および 5 年生と 6 年生の生徒 男子 97 人, 女子 108 人。教師は LCST に回答。生徒は deCharm (1976) の Origin Climate Questionnaire (以下“Ori. Cli.”と略称) に個人的に回答。この尺度は生徒の自主的・自立的学級雰囲気測定しようとするもので、「いつもそうである」から「決してそうではない」まで 4 段階の選択肢をもつ。本尺度は 24 項目から構成されている。項目例は次のとおり。

Q このクラスでは、自分たちがすることは自分たちで決めます

Q 先生は、わからない問題を持っていくと答を教えてください (逆スケール)

この研究では各クラスごとに生徒の得点の平均が算出され、これが指標とされた。結果は Table 3 に示される。両者の相関は .681 で 2% レベルで有意となった。すなわち、教師の内的統制傾向が強いほど、その学級の自主的・自立的雰囲気はより促進されるといえる。

Table 3 教師の LCST と生徒の Origin Climate との相関 (Sadowski, *et al.* 1982)

尺 度	1	2	平 均	SD
1 LCST	—	.681**	79.00	7.65
2 Ori. Cli.	—	—	67.96	3.23

** $p < .02$.

④教師としての潜在的適性と LCST との関連

内的教師のほうが外的教師よりも教師としての適性がより高いといえるであろうか。Gowan (1958) は現実の教師ならびに教育実習生を対象として、教師としての成功・失敗の弁別に有効な側面を MMPI 尺度諸項目から抽出し、「教師としての適性」測定尺度 (Teaching Potential; Sadowski *et al.* 1982 より) を構成している。

本調査の被験者はアメリカ、オースティンピーエイ州立大学の 30 名の教育実習生 (男子 6 人, 女子 18 人, 不明 6 人)。結果は Table 4 に示される。すなわち、両者の相関は .332 で統計的に有意である。つまり、内的教育実習生のほうが外的実習生よりも教師としての適性が高い傾向が認められたのである。

Table 4 LCST と教師としての適性との相関 (Sadowski, *et al.* 1982)

尺 度	1	2	平 均	SD
1 LCST	—	.332*	79.03	5.73
2 Tea. Pot.	—	—	69.43	12.41

* $p < .05$ (片側)

Sadowski *et al.* (1982) はこれらデータを総合して LCST 尺度の信頼性・妥当性は十分であると結論しているのである (Sadowski, *et al.* (1982) にはここに紹介したデータ以外に Taylor, *et al.* (1981) に記載されたものと同一のデータが含まれるが、既に本稿で述べたので、ここに再度記載はしなかった)。

4) 教師の内的・外的統制型と生徒の学級雰囲気および成績との関係

Sadowski and Woodward (1981) は教師の内的・外的統制志向と生徒に関する諸要因 (例えば学級の自主的・自立的雰囲気、成績に関する成功・失敗の原因を生徒自らが取ろうとする態度、学校の成績等) との関係进行分析した。

被験者はアメリカ、テネシー州 クラークスビル—モントゴメリー郡内の 14 人の教師と 5 年～7 年生の生徒 245 人。1 学級当たりの生徒数は 11～31 名。教師は LCST に回答した。生徒は次の 2 種類の尺度に回答した。①自主的・自立的学級雰囲気尺度 (deCharms, 1976, の尺度), ②各自の成績に関する責任についての認知尺度 (Intellectual Achievement Responsibility Questionnaire, 略して “IAR”。成績がよかった場合, わるかった場合のそれぞれについて, その責任を自ら受容しようとする認知傾向測定のための 34 項目からなる強制選択尺度)。さらに生徒各自の成績 (5 点尺度) が教員から提出された。教師の LCST 得点により, 内的統制志向群と外的統制志向群に分けられた。LCST 得点の前者の平均 83.71 (SD

Table 5 教師の内的・外的統制志向と生徒の自主的・自立的学級雰囲気, 各自の成績に関する自己責任の受容および成績との関係 (Sadowski & Woodward, 1981)

生徒の指標	教師の統制傾向		t
	内的	外的	
1 自主的・自立的学級雰囲気	69.30	65.60	2.70*
2 よい成績のときの責任	12.69	13.15	-1.38
3 わるい成績のときの責任	11.18	10.82	1.24
4 成績	3.08	2.65	2.26*

* $p < .05$ (両側)

=5.39) と後者の平均 73.71 (SD=7.57) との間には統計的有意差が認められた ($t=3.14$, $p < .025$, 片側)。生徒に関するデータはすべて学級ごとに平均値が算出され, これが分析のための基礎資料とされた。主要な結果は Table 5 に示される。

すなわち, 内的統制志向の強い教師のもとで生徒たちの学級雰囲気はより自主的・自立的になる傾向が認められる。また, 生徒の成績も内的統制志向教師のもとでよりすぐれているといえる。しかし, 成績がよかったとき, わるかったときの生徒自身の責任の受容の認知に関しては教師の内的・外的統制志向による差は見いだされなかった。

ただし, 本調査対象の生徒の各種指標間の相関 (Table 6) をみると, よい成績・わるい成績ともにその自己責任の受容と自主的・自立的学級雰囲気, さらに成績そのものともプラスの相関があることがわかる。すなわち, 本調査対象には自己選択バイアスが働いている可能性が認められるので, これが上述の結果に影響しているのではないかと Sadowski and Woodward (1981) は考察している。

Table 6 生徒に関する各指標間の相関 (Sadowski & Woodward, 1981)

生徒の指標	2	3	成績
1 自主的・自立的学級雰囲気	.258***	.167*	.228**
2 よい成績のときの責任	—	.299***	.137*
3 わるい成績のときの責任		—	.202**

*** $p < .001$, ** $p < .005$, * $p < .05$.

5) 教育実習生の内的・外的統制型と実習中のストレスとの関係

Sadowski and Blackwell (1985) は教育実習生が実習現場で体験するストレスと LSCT

Table 7 LCST, James 尺度および教育実習場面ストレス相互間の相関 (Sadowski & Blackwell, 1985)

尺 度	2	3	平 均	SD
1 LCST	.48**	-.38*	81.81	6.39
2 James 尺度	—	-.01	34.18	4.59
3 Stress	—	—	31.96	12.66

** $p < .01$. (片側)* $p < .05$. (二側)

との関係を実証的に検討している。被験者は 27 名のアメリカ人教育実習生 (男子 6 名, 女子 21 名。いずれも学部学生)。彼らは ①LCST, ②一般的内的・外的統制傾向を測定するための James の尺度, および ③Perceived Stress Inventory (教育実習生が実習場面でよく直面するであろうと思われる 10 個の事象について「まったくストレスなし」から「きわめて強いストレスを感じる」まで 10 段階で評定することを求める。この尺度は既に従来の研究で検討されている) の 3 つの尺度に回答した。結果は Table 7 に示される。

ここに見られるように, LCST で内的統制傾向が強い実習生ほど, 実習中体験するストレスが少ないことがわかる ($r = -.38, p < .05$)。また, James の尺度で測定された一般的内的統制傾向は教育実習場面におけるストレスとほとんど相関しない ($r = -.01, ns$)。この 2 つの相関の差は 2% レベルで有意である ($z = 2.34, p < .02$)。このことから, 教育場面における LCST の有用性が示唆される。ちなみに LCST と James 尺度との相関は $r = .48$ で 1% レベルで有意であった。

6) 教師の内的・外的統制型と教育実習成績との関係

上で LCST と教育実習生が実習中に感じるストレスとの関係を論じたが, LCST と教育実習の成績そのものはたしていかなる関係にあるであろうか。Sadowski, Blackwell, and Willard (1985) はこの問題を実証的に検討している。

被験者はアメリカ人教育実習生 38 名 (男子 11 名, 女子 27 名)。いずれも学部学生。教育実習の成績は大学の公式記録として用いられる Intern Progress Report から特に生徒の動機づけを高めるような教師行動に関連する 8 項目がピックアップして取り上げられた。4 段階評定尺度であるが, 本調査における Kuder-Richardson 指数による信頼性指数は .87 であった。被験者は LCST に回答した。主要な結果は Table 8 に示される。

教育実習の総合的評価 (上記 8 項目の合計) についてみると, 内的統制型の実習生の平均のほうが外的統制型の実習生のそれよりも 5% レベルの有意さをもって高い ($t = 1.82, p$

Table 8 LCST と教育実習成績との関係 (Sadowski *et al.* 1985)

成 績 指 標	Locus of Control		t (片側)
	外 的	内 的	
総合的評価	5.53	6.89	1.82**
さまざまな資源や材料の使用	.68	.95	2.17**
多様な方法の使用	.74	.84	< 1
生徒全員の関与	.79	.74	< 1
個人差への対応	.58	.63	< 1
適切な動機づけ	.63	1.00	3.24***
レポート	.74	1.00	1.44*
適切な報酬の与え方	.68	.95	2.17**
動機づけ能力	.63	.89	1.94**

*** $p < .001$, ** $p < .05$, * $p < .10$.

< .05)。また実習成績評定の各下位項目ごとに見ていくと、Table 8 に示された多くの項目において内的統制型の実習生のほうが外的統制型のそれよりもすぐれており、そのうちのいくつかについて両者の間に有意差が見いだされている。例えば、内的統制型の教育実習生は外的統制型の実習生よりも、「適切な動機づけ法の採用」、「適切な報酬の与え方」、「動機づけ能力」「用いる資源や材料の多様性」「レポート」などでよりすぐれている。

このように LCST で測定されたかぎり、内的統制型の教育実習生は外的統制型の実習生よりも、生徒に動機づけを与える教師行動という点でよりすぐれていることが示唆された。

7) 教育実習生の内的・外的統制傾向と実習場面でのストレスおよび実習成績との関係

上述 5) および 6) では LCST と教育実習中のストレスおよび実習成績との関係をそれぞれ独立に検討したが、Sadowski, Blackwell, and Willard (1986) はこれら諸変数間の関係を同時に分析している。

被験者はアメリカ人、学部学生 27 名 (男子 6 名, 女子 21 名) でいずれも教育実習生。本調査では次の 3 つの変数が測定された。① LCST ② Perceived stress (教育実習生がよく直面する 10 個の事象にたいするストレスの程度に関する 10 段階評定) ③ Teaching performance (教育実習期間終了後、教育実習の監督者が実習生各自について、特に「生徒といっしょにやろうとする」態度がどの程度みられたかを 8 項目にわたって評価。この測定値の折半法による信頼性は .91。

結果は Table 9 に示されるとおり、LCST と教育実習中のストレスとの相関は $r = -.38$

Table 9 LCST, 教育実習中のストレスおよび教育実習成績相互の相関 (Sadowski, *et al.* 1986)

尺 度	2	3
1 LCST	-.38*	.43*
2 Stress	—	-.41*
3 実習成績		—

* $p < .05$.

で、5%レベルで有意となった。すなわち、内的統制傾向の強い実習生ほど、教育実習中体験するストレスは少ないといえる。これは上掲の Sadowski and Blackwell (1985) とまったく同一の結果である。また LCST と教育実習成績との相関は $r = .43$ で、これも 5%レベルで有意である。つまり、内的統制傾向の強い教育実習生ほど実習成績がよいというわけである。この結果は上述の Sadowski *et al.* (1985) と一致している。本研究は関連する従来の研究結果を支持しているといえよう。

8) 教師の内的・外的統制傾向と学級雰囲気との関係

われわれは上で教師の内的・外的統制傾向と生徒の自主的・自立的学級雰囲気との関係について検討した (Sadowski, *et al.* 1982)。しかしこの研究では同一時点で測定された2つの変数の相関関係の分析が試みられたに過ぎないため、2つの変数のうちいずれが原因で、いずれが結果であるかははっきりとしない。

Sadowski and Woodward (1983) は2つの変数をともに含む調査を5カ月の間隔をおいて2度繰り返すという方法を導入して、新たな知見を得ている。

被調査者はアメリカ、テネシー州中央部の4つの中学校教師13人と生徒78人。教師はLCSTに回答。生徒は上述の deCharm (1976) の Origin Cli-mate 質問紙に回答した。この調査が5カ月の間隔をおいて同一対象に2度繰り返して行われた。生徒各自の Origin climate 得点をそのままデータとし、これに各担当教師のLCST得点を組み合わせ、分析の基本資料とした。まず、単純相関の結果を Table 10 に示す。

このデータによれば5カ月の間隔をおいたときのLCST尺度の相関は .81 (0.001レベルで有意) ときわめて高い。上述のアメリカ 小・中・高の教師に6カ月の間隔をおいて調査したときの結果 ($r = .575$, $p < .001$: Sadowski *et al.* 1982) よりかなり高い。これはLCST尺度の信頼性指標といえる。また生徒が回答した Origin climate の2回の調査間の相関はこれよりやや低く $r = .4125$ ($p < .001$) となった。しかしやはり統計的に有意である。

教師の第1回目のLCST得点と生徒の第2回目の Origin climate 得点との相関に着目す

Table 10 教師の LCST と生徒の Origin climate との単純相関
($n=78$; Sadowski & Woodward, 1983)

尺 度	2	3	4
1 LCST (1)	.8064****	.1869	.2253**
2 LCST (2)	—	.0754	.1628
3 Or.Cl. (1)		—	.4125*****
4 Or.Cl. (2)			—

**** $p < .001$, ** $p < .025$.

注) LCST (1) は LCST 1 回目を, また LCST (2) は同 2 回目を意味する。

さらに Or.Cl. (1) は Origin climate 1 回目を, また Or.Cl. (2) は同 2 回目を意味する。

る。本データによれば両者の相関は $r = .2253$ でそれほど高くないが, 2.5% レベルで有意である。これから見て, 教師の内的統制傾向が強いほど, 5 カ月後生徒の自主的・自立的学級雰囲気はより高まるといえる。

逆に生徒の自主的・自立的学級雰囲気が 5 カ月後教師の内的・外的統制傾向に影響を与える可能性があるだろうか。本データによれば, 生徒の第 1 回目の Origin climate 得点と教師の第 2 回目の LCST 得点との相関はわずかに $r = .0754$ で有意ではない。

これらの結果から, 教師の内的・外的統制傾向が数カ月後生徒の自主的・自立的学級雰囲気をもたらし可能性があり, その逆はそれほどないことが示唆される。

Table 11 教師の LCST と生徒の Origin climate との偏相関
($n=78$; Sadowski & Woodward, 1983)

尺 度	2	3	4
1 LCST (1)	.4159****	.2145*	.2702***
2 LCST (2)	—	.0002	.2025*
3 Or.Cl. (1)		—	.4050*****
4 Or.Cl. (2)			

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

これまでの分析では単純に各変数間の相関を検討してきた。相互のかかわりの強さをより厳密に検討するため, 他の変数をコントロールした上で関連する変数の相関を求める技法(偏相関分析)が試みられた。結果は Table 11 に示される。これによれば上の単純相関の結果と大きな相違は見られない。しかし, ここでも教師の第 1 回目の LCST と生徒の第 2 回目の Origin climate の相関 ($r = .2702$, $p < .01$) のほうが, 生徒の第 1 回目の Origin climate と教師の第 2 回目の LCST の相関 ($r = .002$, ns) よりもかなり高い。

これらの結果から教師の内的・外的統制傾向は生徒の自主的・自立的学級雰囲気に一定の

影響をもたらすということが立証されたといえよう。

本研究では生徒各自の自主的・自立的学級雰囲気評定値とそのクラス担当教師の内的・外的統制傾向測定値をペアにして1つの資料として分析が試みられている。学級雰囲気変数の測定に当たって、はたしてこれが最もものごましい方法であろうか。むしろ、1つの学級に所属する生徒の評定値の平均値ないしは中央値を、その指標とすべきではないか。

これまでに取り上げてきたアメリカでの諸研究は全体として標本数がやや少ないと考えられる。より多くの標本についてデータを収集する必要があるだろう。

9) シンガポールの教師の内的・外的統制型と関連する態度との関係

これまでのところではすべてアメリカの教師あるいは教育実習生（大学生）を対象とするデータのみを取り上げてきた。ここでそれ以外の地域・文化圏で類似した結果が得られるか否かはきわめて興味ある課題であろう。

Soh (1983) はシンガポールの学校においてこれまで検討してきた諸研究と同一の LCST 測定尺度を用いて一連の研究を行っている。

被験者はシンガポールの中学校教師 80 名。うち約 2/3 は教職歴 3 年以上。またそれぞれの群の半数は大学卒 (Graduate)、残りは大学を卒業していない (Non-graduate)。本研究では以下の 5 つの測定尺度が用いられた。① LCST (Sadowski *et al.* 1982 の尺度。うち 2 項目については、シンガポールの実状にマッチするようにわずかにワーディングを修正)。本調査における α 係数 = .71。② Educational Attitude (EDATT) 生徒、教育、教授法、学校管理等についてどの程度進歩的見解を有しているか。20 項目。本研究における α 係数 = .70。③ Attitude toward Change (CHANGE) 変化を受容しようとする態度。20 項目。本調査対象の α 係数 = .89。④ Sense of Responsibility (RESPON) 責任を受け入れようとする態度。14 項目。本調査対象の α 係数 = .79。⑤ Classroom Teaching Behavior (CLTGB) 教師の児童志向的で民主的な行動に関する自己評定。22 項目。本調査対象の α 係数 = .80。

まず、LCST 得点の平均を男女別、卒業資格別に分類して示す (Table 12)。このデータに分散分析を施したところ、男女間および卒業資格についていずれも 5% レベルで有意差が認められた。すなわち、女性よりも男性のほうがより内的統制傾向が強く、また大学卒業者よりも未卒業者のほうがより内的統制傾向が強いことが示唆された。なお、男女別と卒業資格の交互作用は有意水準に到達しなかった。

LCST の平均値についてシンガポールの教師とアメリカの教師を比較するため、このシンガポールの 4 つの群全体の平均を上述の Sadowski *et al.* (1982) によるアメリカ人教師データと比較した (Table 13)。このデータに筆者が *t* 検定を試みたところ、 $t = 1.58$, $df = 181$,

Table 12 シンガポール教師の男女別、大学卒業資格別にみた LCST 得点平均一覧 (Soh, 1983)

		大 学 未 卒 業	大 学 卒 業
男 性	平 均	77.85	75.55
	SD	7.67	8.02
	n	20	20
女 性	平 均	75.15	71.40
	SD	9.14	6.47
	n	20	20

Table 13 LCST 得点に関するアメリカとシンガポールの教師の比較

	ア メ リ カ	シンガポール
平 均	73.12	75.00
SD	7.53	8.34
n	103	80

$p = .222$ で有意水準に到達しなかった。つまりアメリカとシンガポール（全体）の教師に LCST 得点の違いは見られなかった。

さて、シンガポール教師について LCST とその他の態度測定値との相関について検討する (Table 14 参照)。ここに示されるとおり、LCST と他のすべての変数は 0.5% レベルで統計的に有意 (片側) である。つまり、内的統制傾向が強いほど、その教師は教育全般にたいして進歩的態度を持ち、変化を受容し、自ら責任をとり、学級では生徒にたいして児童志向的・民主的行動をとっている (と本人が受けとめている) のである。ただし筆者としてはここで片側検定を用いることへの疑問を持つ。なぜなら、例えば教師の内的統制傾向と教育にたいする進歩的態度との関係は従来の研究でまだ明らかにされていないからである。こ

Table 14 シンガポールの教師の各種態度間の相関 (Soh, 1983)

尺 度	相 関				平 均	SD
	1	2	3	4		
1 LCST	—				75.0	8.34
2 EDATT	.28	—			79.4	7.31
3 CHANGE	.32	.29	—		67.2	10.83
4 RSPON	.31	.35	.28	—	50.7	6.24
5 CLTGB	.23	.34	.35	.29	79.0	9.60

注) 表中のすべての相関係数は $p < .005$ で有意 (片側)。

でこのデータに関してかりに両側検定を用いたとしても、ここで見いだされた LCST と他の諸変数との相関はすべて5%レベルで有意である。したがって上述の結論はやはり支持されるといえよう。

また、本研究では教師の児童志向的・民主的行動を教師自身の自己評定によって測定している。しかしリーダーシップ行動の測定について自己評定と他者評定の間にしばしばずれが見られることについて、これまでもしばしば指摘されてきている（三隅 1984）。本研究を追試するにあたって、教師の行動を例えば生徒の記述に求めるなどのくふうが求められるであろう。

10) シンガポールの教師の内的・外的統制傾向とストレスとの関係

アメリカの教育実習生（学生）について内的・外的統制傾向とストレスとの関係は上で Sadowski and Blackwell (1985) および Sadowski *et al.* (1986) のデータを用いて既に検討した。ここではシンガポールの専門学校教師 74 名と中学校教師 40 名を対象として行われた Soh (1986) の研究について述べる。被験者は LCST と Wilson Stress Profile for Teachers 尺度（教師のストレスを測定するため最も頻繁に使用されている尺度。Soh, 1986 による）に回答した。

この Wilson の尺度は生徒の行動、管理者との関係、同僚関係、個人内コンフリクト、および生理・心理的徴候の 5 つの領域それぞれについて体験するストレスを測定し、さらにその合計点からストレス総合を見いだすようにくふうされている。

専門学校教師についてみると、内的統制型の教師は外的統制型よりもストレス総合が低く ($t=2.11$)、また生徒の行動に起因するストレスも少ない ($t=2.57$)。さらに内的統制型は外的統制型よりも同僚関係にかかわるストレスはより少ない ($t=1.97$)。これらの t 値はいずれも 5% レベル（片側）で有意である。

また中学校教師についてみると、内的統制型は外的統制型よりもストレス総合 ($t=2.09$) および生徒の行動に基づくストレスが少ない ($t=1.98$)。これらの t 値も 5% レベル（片側）で有意である。

これらの結果はアメリカの教育実習生に関するデータと一致している。Soh (1986) はさらに専門学校教師と中学校教師のストレスを比較している。それによれば、専門学校の教師は中学校の教師よりも生徒の行動に起因するストレス ($t=3.22$)、および生理・心理的徴候 ($t=2.49$) がより少ない。しかし同僚間関係のストレスは専門学校教師は中学校教師よりも高い ($t=2.36$)。これらもすべて片側検定で 5% レベルで有意である。

11) おわりに

本稿を通してこれまで見てきたように, Taylor *et al.* (1981) や Sadowski *et al.* (1982) が構成した教師用内的・外的統制傾向測定尺度 (LCST) は信頼性および妥当性の点から, ある程度実用に耐えるものであると考えられる。つまり, 内的統制型の教師ないし教育実習生はストレスがより少なく, 生徒の動機づけを高める種類の行動や「生徒といっしょにやろうとする」行動をより多く示し, 教師としての適性にすぐれ, 教育実習成績もより好ましい傾向にあることが見いだされている。初め, アメリカで見いだされたこのような結果はシンガポールにおいてもある程度当てはまる可能性が得られてきた。このことから日本を含めたより広い文化圏への当てはめの可能性が示唆される。

ただし現行の LCST 尺度の α 係数からみてもさらに尺度の改善が求められるであろう。また, 本尺度と例えば教師行動との相関を分析するに際しても, 特に後者について生徒による行動評定を取り入れるような必要があろう。

さらに, 教師の内的・外的統制傾向変数が他の諸変数に与える影響を分析するに当たり, ある時点における同時的測定によって得られた諸変数間の相関だけでは, 真の因果関係の発見に到達できないであろう。この意味で上に述べた Sadowski and Woodward (1983) に見られるような研究方法は大いに推進さるべきであろう。

引用文献

- deCharms, R. 1976 Enhancing motivation: Change in the classroom. New York : Irvington Publishing Inc. (佐伯 胖 訳 1970 やる気を育てる教室：内発的動機づけ理論の実践 金子書房)
- 教育政策研究会 1987 臨教審総覧(下巻) 第一法規出版
- 三隅二不二 1984 リーダーシップ行動の科学(改訂版) 有斐閣
- 野口裕之 1985 テストをテストする 海保 博之編 心理・教育データの解析法 10 講 (基礎編) 福村出版 pp.67-83.
- Rotter, J. B. 1966 Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement. *Psychological Monographs*, 80, No.1 (Whole No. 609).
- Rotter, J. B., & Hochreich, D. J. 1975 Personality. Glenview, Ill. : Scott, Foresman & Co. (詫間武俊・次郎丸睦子・佐山薫子訳 1980 パーソナリティの心理学 新曜社)
- Sadowski, C. J., & Blackwell, M. W. 1985 Locus of control and perceived stress among student-teachers. *Psychological Report*, 56, 723-726.
- Sadowski, C. J., Blackwell, M. W., & Willard, J. L. 1985 Locus of control and student teacher performance. *Education*, 105 (4), 391-393.
- Sadowski, C. J., Blackwell, M. W., & Willard, J. L. 1986 Assessing locus of control, perceived stress, and performance of student teachers. *Education*, 104 (3), 352-353.
- Sadowski, C. J., Taylor, R. C., Woodward, H. R., Peacher, R. K., & Martin, B. J. 1982 The reliability and validity of a Likert-type locus of control scale for teachers. *JSAS Catalog of Selected Documents in Psychology*, 12, 32 (Ms. No. 2475).
- Sadowski, C. J., & Woodward, H. R. 1981 Teacher locus of control and students' perception and performance. Presented at the annual meeting of the American Psychological Association, Los Angeles.
- Sadowski, C. J., & Woodward, H. R. 1983 Teacher locus of control and classroom climate : A cross-lagged correlational study. *Psychology in the Schools*, 20, 506-509.
- 白樫三四郎 1988 内的・外的統制型をめぐって(日本教育心理学会第30回総会シンポジウム「内的・外的統制型をめぐって」主旨) 教育心理学年報, 28, p. 30.
- Soh, K. C. 1983 Teacher locus of control and its correlates among experienced teachers. Presented at the Australian Association for Educational Research Annual Conference, Perth, Australia.
- Soh, K. C. 1986 Locus of control as a moderator of teacher stress in Singapore. *The Journal of Social Psychology*, 126, 257-258.
- Taylor, R. C., Sadowski, C. J., & Peacher, R. K. 1981 Development of a Likert-type locus of control scale for teachers. Presented at the Annual Meeting of the Southeastern Psychological Association, Atlanta, Georgia.
- 津留 宏 1978 教員養成論：よい教師とは何か 有斐閣
- 吉田道雄・白樫三四郎 1975 成功-失敗条件および成員の統制志向傾向が成員行動の認知におよぼす効果 実験・社会心理学研究, 15, 45-55.

付 録

教師用内的・外的統制傾向測定尺度

(Sadowski, Taylor, Woodward, Peacher, & Martin, 1982)

以下の各項目にたいして「非常に賛成」から「非常に反対」まで5段階で回答するように求める。

- Q1 子どもが一度悪い方へ向かってしまったら、その子どもを正しく導くのはもはやわたくしの仕事ではない(※)
- Q2 もしクラスの大半の生徒がテストで悪い点を取った場合、その主な原因はわたくしがそのテストに関するところをうまく教えなかったことによる
- Q3 受け持っている生徒の勉強の水準を上げることはわたくしにとって不可能である(※)
- Q4 わたくしはクラスの生徒一人一人にたいして、少なくとも何らかのことで成功の経験を持たせたり、自分の価値に気づかせるよう援助することができる
- Q5 個性はときに衝突することがある。したがって教師と特定の生徒の間がうまくいかないということもありうる(※)
- Q6 時と場合によっては万やむを得ず、生徒にたいして体罰を用いざるを得ないことがある(※)
- Q7 もしわたくしが勉強の遅れている子どもにたいして補習をすることができるとすれば、その効果はすぐに現れる
- Q8 教師は生徒の性格や態度に大きな影響力を持っている
- Q9 教師がいくら懸命に防ごうとしても、生徒間にけんかは絶えない(※)
- Q10 きわめて消極的にみえる生徒でも、彼らにとって挑戦的な活動を教師が計画することによって、かなり見違えるような変化を示すことがある
- Q11 ときに教室が静かなこともあるが、それは教師の影響力とは何の関係もない(※)
- Q12 もし、クラスの中でいじめにあう子どもがいた場合、わたしはそのいじめを止めさせる何かよい方法を思いつくことができる
- Q13 生徒の成績をよくするために、教師としてなし得ることがそれほどたくさんあるとは思わない(※)
- Q14 他の生徒の言いなりになっている生徒を見かけることがあっても、わたくしにはそれ

を止めさせることができない（※）

Q15 もし教師が正しい解決法を見つけ得るならば、子どもの問題行動はうまく解決できる

Q16 教師という職業を通して何かを成し遂げるということとはあり得ない（※）

Q17 現実の問題として、特定の生徒に一定以上の時間を費やしても、それに見合った効果を期待できない（※）

Q18 もしわたくしがクラスの状況を十分に研究すれば、解決不能な問題はそれほど残らない

Q19 もし生徒がある時点までにわたくしのところに相談に来てさえくれれば、ほとんどの場合生徒を助けることができるであろう

Q20 もしわたくしが適切な方法を継続して取りさえすれば、相当困難と思える問題でも解決できるであろう

注）（※）印は逆スケールの項目であることを示す。

REVIEW OF STUDIES OF THE LOCUS OF CONTROL SCALE FOR TEACHERS

Sanshiro SHIRAKASHI

Following Rotter's (1966) concept of generalized expectancy of internal-external locus of control, Taylor, Sadowski, and Peacher (1981), and Sadowski, Taylor, Woodward, Peacher, and Martin (1982) developed the Locus of Control Scale for Teachers (LCST). It measures the teachers' beliefs that their efforts affect student performance and classroom events (internal orientation) or that such results are dependent on the external factors, luck, or chance (external orientation). The LCST is composed of 20 five-point Likert scale items.

In a series of studies Sadowski and his colleagues investigated the reliability and validity of the LCST in American schools. Sadowski *et al.* (1982) found that an α coefficient of .732, and the test-retest reliability of .575 ($p < .001$) for American teachers. More internally oriented student teachers have higher teaching potential personality traits (Sadowski *et al.* 1982), higher achievement (Sadowski, Blackwell, & Willard, 1985; Sadowski & Woodward, 1981) and feel less stress about the intern situation than the externals (Sadowski & Blackwell, 1985; Sadowski, Blackwell, & Willard, 1986).

Using cross-lagged correlational analysis, Sadowski and Woodward (1983) found that LCST to have an impact on students' perception of classroom climate. Student reports indicated that internal teachers were more likely than their external counterparts to engage in activities that continued to facilitate student motivation after a period of several months.

Soh (1983) reported that more internal teachers in Singapore have more democratic and child oriented attitude and behavior, and more positive feeling toward being given responsibility. Soh (1986) found that compared to externals more internal teachers in Singapore had less stress in general, and less stress from student behavior.

These data seem to suggest that the LCST has a certain level of reliability and validity. The present paper discusses the internal consistency of the scale, with particular reference to the α coefficient obtained by Sadowski *et al.* (1982), and examines several points relating to research methods which have been used.