自己隠蔽尺度 (Self-Concealment Scale) および抑制的会話態度尺度の尺度特性

── 記述統計と因子分析 ──

The Self-Concealment Scale and the Inhibitive Conversational Attitude Scale: Descriptive Statistics and Factor Analysis

河　野　和　明
Kazuaki KAWANO

キーワード：自己隠蔽尺度、抑制的会話態度尺度、記述統計、因子的妥当性
Key word：Self-concealment Scale, Inhibitive Conversation Scale, Descriptive Statistics, Factorial Validity

要約

自己隠蔽および抑制的会話態度を測定した過去 6 回の調査結果を累積して、記述統計と頻度分布を検討した。さらに、自己隠蔽尺度関連項目および抑制的会話態度尺度項目を含む23項目について因子分析を行った。抑制的会話態度尺度得点は男性が女性よりも高かったが、自己隠蔽尺度得点に性差は見られなかった。男性の抑制的会話態度尺度の度数分布パターンには、女性よりも歪みが見られた。両尺度に関する23項目は、自己隠蔽尺度関連項目の 1 項目を除き、予想される 2 因子に高い負荷を示した。2 尺度の独立性と問題点が論じられた。

Abstract

Data from six questionnaire surveys measuring self-concealment and the inhibitive conversational attitude were combined. The descriptive statistics and distribution patterns of the Japanese Self-Concealment Scale (JSCS) and the Inhibitive Conversational Attitude Scale (ICAS) were examined, and 23 items related to the two scales were analysed using factor analysis. In the ICAS, the male mean score was significantly higher than the female one, while there was no sex difference in the JSCS. The distribution pattern of male ICAS was slightly deviated from normal distribution. The 23 items were loaded separately on the expectation of two factors, without one of the SCS items. Independency and problems of the two scales were discussed.

問　題

本報告は、自己隠蔽傾向と抑制的会話傾向に関して心理尺度を用いた一連の研究データをプールし、比較的多数の標本に基づく基礎統計量と得点分布を資料として示すとともに、類似する2つの概念を個別に扱うことに関する因子的妥当性を確認するものである。

自己隠蔽（self-concealment）とは、「否定的（negative）もしくは嫌悪的（distressing）と感じられる個人的な情報を他者から積極的に隠蔽する傾向（Larson & Chastain, 1990）」と定義される。この特性を測定する心理尺度として自己隠蔽尺度（Self-Concealment Scale; SCS; Larson & Chastain, 1990）が作成されている。オリジナルの英語版尺度は、10項目からなり、基本的に1因子であること、心理尺度として一定の信頼性があること、社会的支援の量などの変数を統制した後も、主観的な身体症状と有意な正の相関をもつこと、などが示されている。河野（1999, 2001）はオリジナル尺度に基づいて12項目からなる日本語版自己隠蔽尺度を作成し、大学生および社会人（河野, 1998, 2002）に実施して、尺度の信頼性、および、主観的身体症状と正の相関をもつことを確認した。

その一方、河野（2000）は、日常的な会話において、自己の否定的な感情や苦境について話さない傾向に個人差があると考え、この傾向をひとまず抑制的会話態度と呼んだ。これは、「他者との会話の中で、自己の否定的な感情や苦痛についての開示を全般的に抑制する傾向」と定義される心理特性であり、測定尺度として抑制的会話態度尺度が開発された。その後、東谷・河野（2003）は英語版の抑制的会話態度尺度を開発し、日米の大学生において、自己隠蔽傾向が高い回答者は主観的な健康度が低いのに対し、抑制的会話傾向は主観的な健康状態との関連が見られない、もしくは、高い健康状態とわずかに関連していることを示した。

自己隠蔽傾向と抑制的会話態度はどちらも、自己に関する否定的な情報についての開示を抑制する傾向である点で共通している。しかし、主観的な健康状態との関連はかなり異なっていることが示されてきた。この知見は、否定的な感情の開示と健康度との関係（Pennebaker, 1997；Lepore & Smyth, 2002を参照）が一般に考えられているほど単純ではないことを示唆する。

ただし、質問紙法を用いた場合、これらの概念に基づいたこれまでの議論は、両概念が回答上で弁別されていることが基本的な前提となる。ところが、一連の研究において、この点は十分に検討されていなかった。

そこで、本研究では主として、自己隠蔽尺度と抑制的会話態度尺度が因子構造上分離されうるか否かを検討する。分析にあたっては、これまで実施した複数の調査のうち、日本語版自己隠蔽尺度とともにオリジナル自己隠蔽尺度にのみ存在する1項目を同時に測定してあり、かつ、抑制的会話態度尺度をも同時に実施している調査についてデータを集積した。それによって比較的多数の標本に基づく解析が可能になったため、まず、基礎統計と度数分布を示し、主として性差を

検討する。その後、因子分析の結果を示して、尺度の因子的妥当性を検討する。

方　法

対象データ　1999年から2005年までに実施した過去 6 回の調査データを分析の対象とした。これらの調査対象者には、東海地方の大学を中心とする 8 大学の学生が含まれていた。結果的に回答者は、計1914名(男性 767名、女性 1134名、不明 13名)となった。調査データには、日本語版自己隠蔽尺度（河野, 1998, 2001）に加え、オリジナルの Self-Concealment Scale（Larson & Chastain, 1990）にのみ含まれる 2 項目の和訳項目に対する回答、および、抑制的会話態度尺度（10項目; 河野, 2000）に対する回答が含まれていた。分析に当たっては、25歳以下の回答者に限定し、さらに、自己隠蔽尺度に関連する項目、抑制的会話態度尺度項目、性別、年齢のいずれかに欠損値をもつ回答をすべて除外した。その結果、ケース数は 1849名(男性 750名、女性 1099名)となった。回答者の平均年齢は 19.6歳（年齢範囲18～25歳、標準偏差 1.28）であった。自己隠蔽尺度および抑制的会話態度尺度については、 5 件法（1＝強い否定 ～ 5＝強い肯定）で回答を取得した。

手続き　すべての調査は、大学の心理学系授業の一部を利用して集団実施された。回答に記名は求めなかった。

結果と考察

基礎統計

河野（2001）の日本語版自己隠蔽尺度は、10項目からなるオリジナルの Self Consealment Scale（以下、SCS と略; SCS の日本語訳10項目を日本語 SCS と呼ぶ）の和訳項目から 9 項目を採用し、さらに独自に作成した 3 項目を加え、計12項目から構成されていた。したがって、ここでデータを集積し、結果を検討した自己隠蔽関連項目は計13項目存在する。これら各質問項目について、Larson & Chastain（1990）に示されている10項目と対置した基礎統計を示す（Table 1)。

JSCS 得点の平均は 36.71（標準偏差 10.49）であった。男性の平均は36.80（標準偏差10.17)、女性の平均は36.65（標準偏差10.71）であり、t 検定によって平均値の差を検討したところ有意な差はなかった（$t(1847)=0.29$, $p=.77$)。日本の先行研究において、河野（2000）は男性が女性よりも高得点とする性差を見いだしているのに対して、相田・橋本（1999）の結果には性差が見られていない。本研究の結果は、多様な大学で実施した調査を累計したものであること、サンプルサイズが比較的大きいことから、より高い一般性が見込まれるので、性差に関する河野

(2000) の結果を否定するものといえる。参考までに、日本語 SCS 得点（10項目）の平均は 36.71（標準偏差 10.49）であった。この時、男性の平均は 30.91（標準偏差 8.39)、女性の平均は 30.35（標準偏差 8.79）であり、同様に有意な差は見られなかった（$t(1847)=1.35$, $p=.18$)。

Table 1. Basic statistics of each item of the JSCS and the SCS.

	Japanese students		USA participants in Larson & Chastain(1990)	
	mean	SD	mean	SD
S01 誰にも打ち明けられない重要な秘密をもっている	3.22	1.39	2.73	1.42
S02 自分の秘密はあまりにイヤなものなので、他の人には話せない	3.20	1.32	2.42	1.03
S03 もし友達に自分の秘密を話したら、友達は私のことを嫌いになると思う	2.48	1.18	2.44	1.10
S04 自分について人に話していないことがたくさんある	3.26	1.23	3.00	1.15
S05 親友にも話せないことがある	3.16	1.39		
S06 自分を苦しめる秘密をもっている	2.82	1.41	2.85	1.31
S07 なにか悪いことが起こったときも、人に話さないほうだ	2.79	1.17	2.49	1.09
S08 隠しておきたいことを知られてしまうのがこわいと思うことがある	3.64	1.25	2.33	1.01
S09 自分の秘密を話したとしても良いことはほとんどないから、できるだけ話さないようにしようと思う	3.21	1.18	2.59	0.91
S10 自分の秘密について聞かれたときには、嘘をつこうと思う	2.98	1.17	2.40	1.32
S11 自分自身について、人に打ち明けられないような否定的な考えをもっている	2.98	1.24	2.71	1.21
S12 自分のことを人に話すことに抵抗を感じる	2.78	1.25		
S13 人に話しても自分の苦しみはわかってもらえないと思う	2.98	1.24		
JSCS	36.71	10.49		
SCS	30.58	8.63	25.92	7.30

* The JSCS has 12 items, S01, S02, S03, S04, S05, S06, S08, S09, S10, S11, S12, S13. The SCS items are S01, S02, S03, S04, S06, S07, S08, S09, S10, S11.

抑制的会話態度尺度（Inhibitive Conversation Attitude Scale; 以下、ICAS と略）について、基礎統計を示す（Table 2)。ICAS 得点の平均は 29.84（標準偏差 7.86）であった。一方、男性の平均は 31.42（標準偏差 7.93)、女性の平均は 28.76（標準偏差 7.63）であり、男性の得点が有意に高かった（$t(1847)=7.26$, $p<.001$)。

日本人大学生を対象とした自己隠蔽尺度関連項目の平均得点は、社会人を対象とした Larson & Chastain（1990）の結果よりも明らかに高かった。これは、翻訳の問題とも考えられるが、日本人でも社会人の結果は大学生よりも低得点になる（河野, 2002）ことから考えて、回答者の年齢ないし社会的な条件が 2 つの研究で異なる点が最も大きく影響しているものと思われる。

自己隠蔽尺度得点には性差がみられず、抑制的会話態度尺度得点には有意な性差がみられた。このことは、これらの心理特性は一見類似しているように見えるものの、性役割期待などの影響の受けやすさが異なることを示唆する。すなわち、抑制的会話態度は、男性はより非感情的であるべきとする社会的な性役割（Williams & Best, 1982）を比較的よく反映する特性であるように思われる。

得点分布

日本語版自己隠蔽尺度得点について、男女を込みにした相対度数分布を Fig.1 に示す。分布パターンは低得点側の分布がやや厚いことが特徴であるといえるが、単峰的な形状を逸脱するものではない。

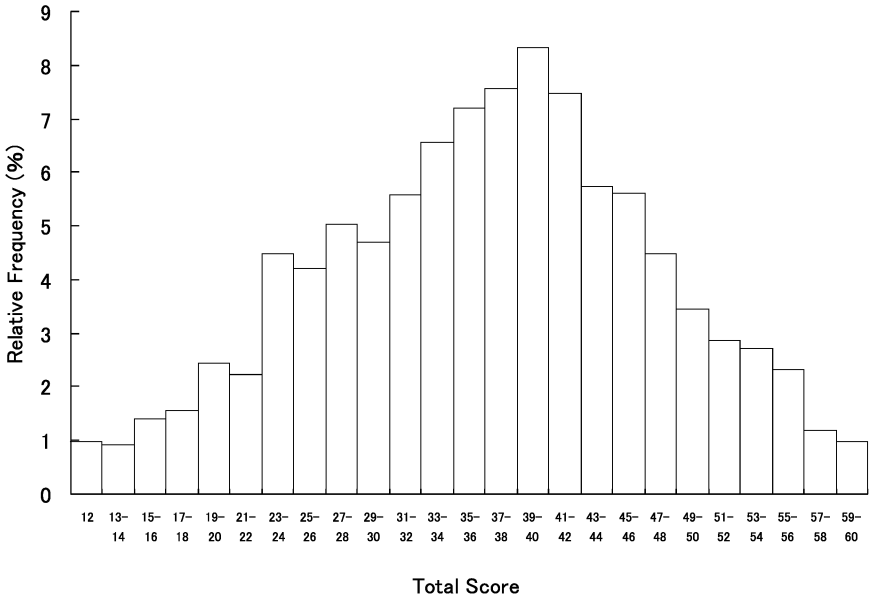

Fig. 1 Frequency distributuion of the JSCS in students combined both sexes.

抑制的会話態度尺度得点について、男性(Fig. 2)および女性(Fig. 3)の相対度数分布を示す。

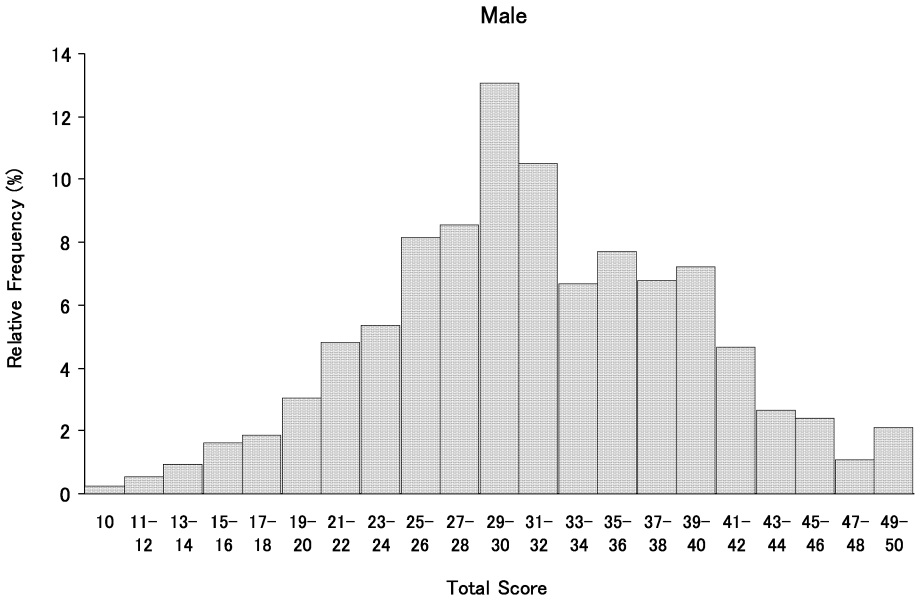

Fig. 2 Frequency distributuion of the ICAS in male students.

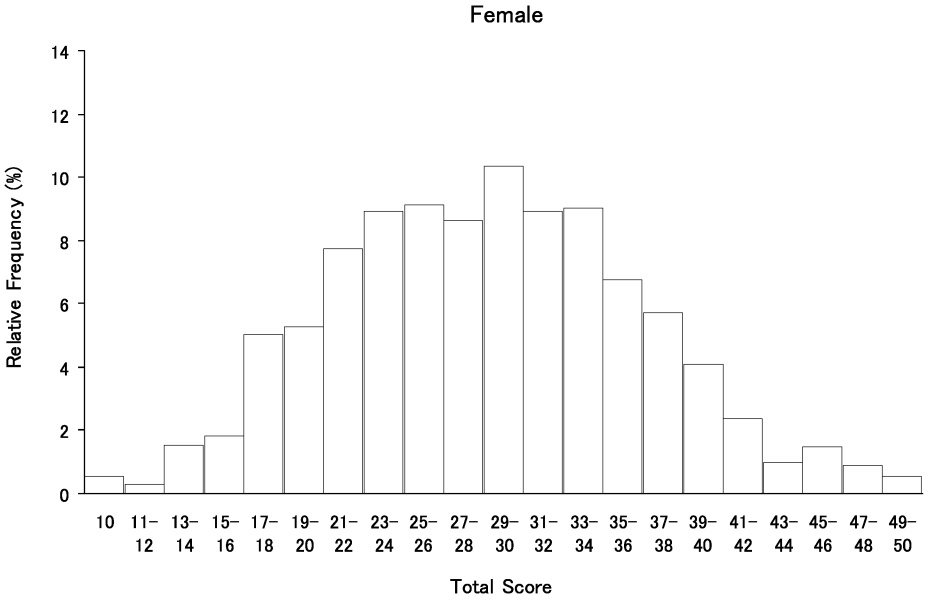

Fig. 3 Frequency distributuion of the ICAS in female students.

前述の基礎統計量の分析から平均得点は男性が高いことが示されたが、最頻得点範囲については男女で同一であることがわかる（最頻値は男女とも30点）。男性の平均得点が押し上げられているのは、低得点帯の分布が薄く高得点帯の分布が厚いこと、特に38～40点の得点範囲に弱い隆起がみられることによると考えられる。この分布特徴は、男性に平均値の異なる２群の回答者が混在している可能性をはじめ、一部、尺度として不安定な側面を示唆するものである。しかしながら、全体の分布形状はパラメトリック検定を不可能にするほどの二峰性を示してはいない。男性の分布のゆがみの原因については、今後の検討が必要である。

因子分析

前項の分析で抑制的会話態度尺度得点に性差がみられたので、性ごとに因子分析（主因子法）を行い、固有値の減衰状況を検討した結果、男女とも同一の１因子構造と考えられた。自己隠蔽尺度得点については、平均値に性差が見られなかったことに加え、先行研究（河野, 2000）でも本研究でも、因子構造は男女でほぼ同一の１因子構造であった。そこで以降の分析では、自己隠蔽尺度関連項目および抑制的会話態度尺度項目について、男女込みで分析を行った。

自己隠蔽と抑制的会話態度が因子分析的に弁別できるか否かを検討するために、自己隠蔽尺度に関する13項目に抑制的会話態度尺度10項目を加えた23項目に対して、主因子法による因子分析を行った。固有値の減衰状況、および固有値１以上の基準のいずれからみても２因子構造と考えられたので、２因子解（バリマックス回転）における各項目の因子負荷量を示す（table 2）。

Table 2. The result of factor analysis of 23 items consisting of JSCS, SCS and ICAS.

Items	Factor Loadings	
	I	II
S01 誰にも打ち明けられない重要な秘密をもっている	.694	.003
S02 自分の秘密はあまりにイヤなものなので、他の人には話せない	.730	.091
S03 もし友達に自分の秘密を話したら、友達は私のことを嫌いになると思う	.573	.034
S04 自分について人に話していないことがたくさんある	.603	.309
S05 親友にも話せないことがある	.721	.096
S06 自分を苦しめる秘密をもっている	.700	.033
S07 なにか悪いことが起こったときも、人に話さないほうだ	.372	.613
S08 隠しておきたいことを知られてしまうのがこわいと思うことがある	.674	.062
S09 自分の秘密を話したとしても良いことはほとんどないから、できるだけ話さないようにしようと思う	.637	.287
S10 自分の秘密について聞かれたときには、嘘をつこうと思う	.592	.065
S11 自分自身について、人に打ち明けられないような否定的な考えをもっている	.661	.143
S12 自分のことを人に話すことに抵抗を感じる	.527	.387
S13 人に話しても自分の苦しみはわかってもらえないと思う	.497	.244
I01 苦しいことはできるだけ人に聞いてもらいたい	.013	-.705
I02 自分の気持ちは自分だけで整理したいと思う	.174	.561
I03 自分が不安に感じていることはできるだけ人に言わないようにしようと思う	.172	.682
I04 自分の気持ちが沈んでいることはできるだけ話すようにしている	-.067	-.606
I05 人の感情的な話を聞くのはいいが、自分は言わないように心がけている	.202	.608
I06 自分の孤独感は人に言わないようにしようと思う	.276	.496
I07 悲しいことはできるだけ人に聞いてもらいたい	.002	-.741
I08 自分が傷ついたことはできるだけ人に聞いてもらいたい	-.008	-.753
I09 自分がストレスに感じていることは、できるだけ話さないようにしようと思う	.172	.586
I10 自分の心配事はできるだけ人に言わないようにしようと思う	.181	.681
Eigenvalues	5.270	4.996
Contribution	.229	.217

＊The absolute values of factor loading larger than .45 are underlined.

自己隠蔽尺度関連項目は主に第一因子に、抑制的会話態度尺度項目は第二因子に高い負荷量を示した。当然、第一因子は「自己隠蔽」因子、第二因子は「抑制的会話態度」因子と考えられた。しかしながら、自己隠蔽尺度関連項目中の１項目（S07）は、第一因子よりも第二因子に高い負荷量を示した。これ以外にも、自己隠蔽尺度関連項目の中には、項目 S12、項目 S04 など、第二因子に比較的高い負荷を示す項目も見られたが、第一因子の負荷量を超えるものではなかった。内容的にも項目 S07 は、自分に生じた否定的経験について他者に開示しない一般的傾向を問うものであり、自己隠蔽よりも抑制的会話態度の概念により近い項目と考えられる。これらのことから、自己隠蔽傾向と抑制的会話態度を比較検討する際に当該項目を自己隠蔽尺度に含めて測定することには、問題があるといえる。なお、日本語版自己隠蔽尺度は当該項目を除外して構成されているので、オリジナルの項目よりも問題が少ないと考えられる。

それ以外は、各測定項目は因子分析上よく分離されていた。このことは、これら2概念およびそれを測定する尺度が回答において弁別されていることを示す。さらに、前述のように、各測定尺度得点において性差の有無が異なることも、これら2概念の心理的な特性の違いを示唆するものである。

結　論

以上のように、自己隠蔽尺度関連項目と抑制的会話態度尺度項目は、異なる因子に負荷することが示され、これら2つの尺度によって測定される概念の因子的妥当性が確認された。ただし、オリジナルの尺度に含まれる1項目が、抑制的会話態度により近い概念を測定していることが示唆された。このことから自己隠蔽傾向と抑制的会話傾向を同時に検討するような研究においては、当該尺度を除外することが推奨される。

引用文献

東谷サト子・河野和明　2003　抑制的会話態度尺度の日米比較－英語版尺度の作成と基礎統計量－．日本心理学会第67回大会発表論文集, 998.

河野和明 1998 日本語版自己隠蔽尺度と自覚的身体症状との関係－大学生と社会人を対象として－．日本心理学会第62回大会発表論文集, 970.

河野和明 2000 自己隠蔽尺度（Self-Concealment Scale）の諸特性と性差. 松山東雲女子大学人文学部紀要, 8, 121～128.

河野和明　2000　抑制的会話態度の研究－抑制的会話態度尺度・自己隠蔽・自覚的身体症状の関係－．日本心理学会第64回大会発表論文集, 889.

河野和明 2001　自己隠蔽尺度（Self-Concealment Scale）・刺激希求尺度・自覚的身体症状の関係．実験社会心理学研究, 40, 115-121.

河野和明 2002　社会人に対する自己隠蔽尺度（Self-Concealment Scale）の適用－ストレスイベントおよび自覚的身体症状との関連－．松山東雲女子大学人文学部紀要, 10, 131-136.

Larson, D. G., & Chastain, R. L. 1990 Self-concealment: Conceptualization, measurement, and health implications.　*Journal of Social and Clinical Psychology*, 9, 439-455.

Lepore, S. J. & Smyth, J. M.（Eds.）2002 *The Writing Cure: How Expressive Writing Promotes Health and Well-Being*. Washington DC: American Psychological Association.（レポーレ, S. J. スミス, J. M. 余語真夫・佐藤健二・河野和明・大平英樹・湯川進太郎　監訳 2004 筆記療法－トラウマやストレスの筆記による心身健康の増進－．北大路書房）

Pennebaker, J.W. 1997. *Opening Up: The Healing Power of Expressing Emotion*. New York: Guilford Press.（ペネベーカー, J. W. 余語真夫 監訳 2000 オープニングアップ－秘密の告白と心身の健康－．北大路書房）

Williams, J. E. & Best, D. L. 1982 *Measuring sex stereotypes: A thirty-nation study*. Beverly Hills, CA: Sage.