

社会的スキル「自己報告尺度」に関する妥当性の検討

— 仲間からの評定と自己評定との関連 —

平 賀 明 子

目 次

- ・ 問題
- ・ 第1調査・目的・方法・結果
- ・ 第2調査・目的・方法・結果と考察
- ・ 総合考察

I. 問題

これまでの社会的スキル研究では、自己報告尺度を使って測定する研究が多い(和田, 1991; 鈴木, 1992; 堀毛, 1994; Jones, W.H., Hobbs, S. A., & Hockenbury, D. 1982)が、社会的スキルの自己評定は妥当なのだろうか? 自己評定の結果と、周りの他者がその人のスキルを評定する結果とが異なっているとしたら、それは何を意味するのだろうか?

堀毛の社会的相互作用モデル(1995, p174)によれば、情報収集に代表される解読スキルと表出行動に代表される記号化スキルの関係は、人が他者(状況)から情報を収集し、その情報は「人 状況スキーマ」を介したのち表出行動として他者(状況)へ向かう、という循環の構図を取っている。さらにその表出行動は情報収集へ一方向的にフィードバックされるのみで、逆の流れはない。

つまり、この構図からは他者の反応が自分の行動にどのような影響を与えているのか、他者や状況から得られた情報収集が適切なのか否かを判断する矢印の方向が示されていないのである。たとえば、「相手のしぐさから気持ちを読み取る」(解読)ことが巧みであると自己評定したからといって、その情報

収集の是非を他者からフィードバックされなければ、自分で自分のスキルを勝手に判断してしまい、結果としてそれらしい表出行動(記号化)をとってしまうとはいえないだろうか。このように自己評定に頼っている限りは、他者の表情を読み取ることが巧みだと自分で勝手に思っているだけかもしれないのである。

さらにこの疑問は、「日本人は他者の表情を読み取る(解読)ことは巧みだが、気持ちを表現すること(記号化)には慣れていない傾向」という堀毛(1995)の主張にも発展する。スキルの種類によって日本人の特性をカテゴライズするよりはむしろ、どのスキルがなぜその社会において発達したのか、といった社会的環境が個人に与える影響の側面を視野に入れる必要があるのではないか。

社会的スキルの種類によっては、これまでの先行研究(Riggio, 1986; 菊池, 1995; 堀毛, 1995)が示しているさまざまな種類のうち、自己評定による測定として妥当なものとしてでないものがあるのか、といった観点からも研究を進める必要があるだろう。社会的スキルはこれまで青年期の若者や子どもの対人関係における言語的・非言語的な「適切さ」を測る指標として、臨床心理学や行動療法などの専門家による臨床的介入、いわば、他者評定による社会的スキル研究(Matson, Dawson & Kazdin 1983; Elliott, Gresham & McCloskey, 1988)が行なわれてきた。

しかし、社会心理学や心理学の領域では、社会的スキルの研究が自己報告尺度を使った

ものに偏っていることは否めない。そこで、本研究では自己評定と周りの他者からの評定とを比較することで、自己評定による社会的スキル尺度の妥当性を検討したい。

Ⅱ. 第1調査

目 的

第1調査の目的は、社会的スキル「自己報告尺度」に関する妥当性を「仲間からの評定」と自己評定との関連から検討することである。本研究の調査対象者は普段からグループによる実習や課題を行うなど他者との相互作用がかなり密な集団であり、したがって仲間としての他者を評定するのが比較的容易な対象者集団である。

そこで本研究では社会的スキルに関する文献や書物から妥当と思われる項目を予備的な調査を経て選び独自に作成した。他者評定として扱う項目はわれわれが作成した「仲間からの評定」13項目である。自己報告尺度の妥当性の検討には、菊池(1995)が大学生を対象にして作成したKiSS-18の18項目と、堀毛(1995)が比較文化的観点から日本人に適したスキルとして作成した「人当たりの良さ」HIT-44のうち37項目を用いている。

はじめに、他者評定としての「仲間からの評定」が社会的スキルのサブ・スキルとして適切か否か検討するためにさまざまな手法を用いて因子分析を行う。つぎに、菊池 KiSS-18がこれまでの知見(菊池, 1995; 鈴木, 1992)に示されるようなサブ・スキルの項目群に分かれるか否かを因子分析によって調べ、同様に堀毛「人当たりの良さ」HIT-44も先行研究(堀毛, 1995, p171)を裏付けるような項目群に分かれるか否かを検討するために因子分析を行う。最後に、他者評定としての「仲間からの評定」と菊池 KiSS-18、堀毛「人あたりの良さ」HIT-44との関連をみるためにそれぞれの因子間の関連を相関分析によって検討す

る。

方 法

他者評定としての「仲間からの評定」

(1) 対象者および手続き：

本研究は1998年、1999年、2000年の3年間にわたって同じ方法を用いて質問を行っている。対象者は1998年では公的機関が再教育プロジェクトとして毎年行っている医療の指導者養成講座に参加している医療従事者45名、国立I大学保健医療学部看護学科1年生50名の計95名であり、1999年では上述に同じく指導者養成講座に参加している医療従事者42名、2000年では市立K専門学校4年生91名の合計228名である。

指導者養成講座は5月上旬から1月中旬までの9ヶ月間同じ教育目標の下で少人数クラスによる講義、教育実習、5～6名のグループによる教育演習から構成されている。本調査は8月～9月計3回にわたる集中講義であったため、最初の講義で自己報告尺度による調査を行い、最後の講義でクラス全員の名前を記入した各質問項目から3名～5名を指名させる「仲間からの評定」(以下、他者評定とする)を行った。

国立I大学保健医療学部看護学科は1年次から専門科目を受講するシステムなので、お互いが単なる顔見知り以上の関係になり得ると考え、先と同様の方法で調査を行った。ただし通年科目なので後期授業が始まった10月初旬に自己評定を行い、後期授業の終盤である翌年1月下旬に他者評定を行った。

市立K専門学校は高校入学時から専門に分かれる5年間一貫教育の体制をとっており、グループによる課題が多いことから4年目学生はお互いがよく知り合っていると思われた。本調査は通年科目であることから自己評定を12月中旬に行い、他者評定を2月の後期授業最終日に行った。なお、調査の対象者IDについては、自己評定では本人の生年月日と母

親の名前を記入してもらい、他者評定も同様の方法を用いるなど同一化を確認するために細心の注意を払った。また分析の際、未回答ないし回答に不備な20ケースは分析から除外している。対象者の性別は男性13名(6.25%)、女性195名(93.75%)と女性の方が多い。

(2) 尺度項目の作成：

他者評定に関する項目の作成にあたっては、クラス全員の名前を記入した各項目から「それぞれの質問にあてはまる人の名前をクラスの中から3名～5名程度選んで、印をつけて下さい」と尋ねている。質問項目は1998年の道の養成講座クラスは11項目(alg-klg)、国立I大学看護クラスは11項目(alg-klg)、1999年医療養成講座クラスはさらに質問を2項目加えた計13項目(alg-mlg)、2000年専門学校クラスも同様に13項目(alg-mlg)である。質問内容は以下に示すとおりである。

他者評定13項目の質問内容：

- alg. みんなから頼りにされている人
- blg. まわりの人たちとの間でトラブルが起きても、それをうまく対処できる人
- clg. 自分の感情をコントロールし、冷静に行動できる人
- dlg. まわりの雰囲気や和ませる人
- elg. 相手を励まし、元気づける人
- flg. 他人から信頼されている人
- glg. 相手が怒っている時に、うまくなだめられる人
- hlg. ふるまいやものの言い方に好感がもたれている人
- ilg. 他人の援助をさりげなくできる人
- jlg. 自分の感情や気持ちを他人にうまく伝えられる人
- klg. 他人の輪の中にうまくとけ込んでいける人
- llg. 他人のことによく気がついて、わかってくれる人
- mlg. あたたかみの感じられる人

(3) 尺度項目の決定：

他者評定の項目作成では項目の妥当性を検討するために1998年2クラス、1999年と2000年の各1クラス計4クラスに同じ手法をとることで対応させ、名前を3名～5名指名する方法をとった。その際、各項目間の偏りを避けるため、年度別4クラスを別々に項目ごとに対数変換を行った後、2因子および3因子、特定しないなどの方法による因子分析を行った(主成分分析、バリマックス回転)。その結果、すべての年度およびクラスを含めた2因子解が妥当であると判断した。

自己評定の対象者および手続きと質問内容：

菊池(1988,1993) KiSS-18：

対象者は先の他者評定と同じく、1998年では医療の指導者養成講座参加者45名と国立I大学保健医療学部看護学科1年生50名の計95名、1999年では指導者養成講座参加者42名、2000年では市立K専門学校4年生91名の合計228名である。ただし、未回答および回答に不備が32ケースあったため、最終的な分析対象者は198人となった。自己評定の質問紙は、後期開始の授業であれば最初の講義で、通年授業であれば中盤で配布し、回収を行っている。

質問内容は菊池(1988,1993) KiSS-18の18項目を分析の対象とした(「全くあてはまらない(1点)～「よくあてはまる(7点)」の7件法)。なお、尺度項目の決定には、年度別4クラスを別々に2因子および3因子、特定しないなどの方法による因子分析を行った結果、すべての年度およびクラスを含めた2因子解が妥当だと判断した(主成分分析、バリマックス回転)。

堀毛「人当たりの良さ」 HIT-44：

対象者は1999年の指導者養成講座参加者42名と2000年の市立K専門学校4年生91名の計133名である。ただし、未回答および回答不備26ケースあったため、107名が最終的な分析対象となった。自己評定の質問紙の配布と回

収は上述の菊池のKiSS-18と同様の方法をとっている。質問内容は堀毛(1995,p171)と同様、37項目を扱った(「全くあてはまらない(1点)」～「よくあてはまる(7点)」の7件法)。尺度項目の決定では菊池KiSS-18と同様、年度別2クラスを別々に2因子および3因子、特定しないなどの方法による因子分析を行った結果、すべての年度およびクラスを含めた2因子解が妥当だと判断した(主成分分析、バリマックス回転)。

結 果

「仲間からの評定」13項目の因子分析

他者評定としての「仲間からの評定」13項目が社会的スキルの項目としてどのような構成をしているかをみるために因子分析(対数変換した後に主成分分析、バリマックス回転)を行った結果、すべての項目で因子負荷量は.60以上と十分の大きさであり、第1因子の項目の信頼性係数は $=.90$ 、第2因子は $=.86$ だった(Table1)。そこで、それぞれの因子を単純加算して尺度を作成した。

第1因子は flg. 他人から信頼されている人, clg.自分の感情をコントロールし、冷静に行動できる人, hlg.ふるまいやものの言い方に好感がもたれている人など他者とのかわりのなかで他者から好ましい行動と評定される項目が多く含まれていたため、『対人関係スキル』とした(平均=1.00, 標準偏差=.62, $n=208$)。

第2因子は klg. 他人の輪のなかにうまくとけ込んでいける人, dlg.まわりの雰囲気や和ませる人, など自分の行動が他者から好ましいと判断される5項目を含んでいたため、『自己の感情伝達スキル』とした(平均=1.04, 標準偏差=.64, $n=208$)。

自己評定 菊池 KiSS-18の因子分析

若者を対象にして開発された菊池のKiSS-18は、社会的スキルが「問題解決能力があるかどうか」「トラブルの処理が上手かどうか」「非言語的なことを含めたコミュニケーション能力が身につけているかどうか」の3つに分けられると指摘されている(菊池, 1993, p133)。

Table 1 「仲間からの評定」13項目の因子分析 対数変換後バリマックス回転 ()内は票中偏差

| NO | 質 問 項 目 | N | 平 均 | 第 1 因 子 対 人 関 係 | 第 2 因 子 感 情 伝 達 |
|-----|------------------------------|-----|------------|--------------------|--------------------|
| flg | 他人から信頼されている人 | 208 | 0.91 (0.8) | 0.87 | 0.13 |
| clg | 自分の感情をコントロールし、冷静に行動できる人 | 208 | 1.03 (0.7) | 0.78 | -0.23 |
| hlg | ふるまいやものの言い方に好感がもたれている人 | 208 | 1.13 (0.8) | 0.73 | 0.38 |
| llg | 他人のことによく気がついて、わかってくれる人 | 113 | 0.95 (0.7) | 0.71 | 0.5 |
| blg | まわりの人たちの間でトラブルが起きてもうまく対処できる人 | 208 | 1.03 (0.7) | 0.7 | 0.5 |
| ilg | 他人の援助をさりげなくできる人 | 208 | 1.01 (0.7) | 0.69 | 0.35 |
| alg | みんなから頼りにされている人 | 208 | 0.80 (0.9) | 0.64 | 0.26 |
| mlg | あたたかみを感じられる人 | 113 | 1.25 (0.7) | 0.63 | 0.43 |
| klg | 他人の輪の中にうまくとけ込んでいける人 | 208 | 1.09 (0.8) | 0.16 | 0.9 |
| dlg | まわりの雰囲気を和ませる人 | 208 | 1.07 (0.8) | 0.28 | 0.79 |
| elg | 相手を励まし、元気づける人 | 208 | 1.00 (0.8) | 0.45 | 0.69 |
| jlg | 自分の感情や気持ちを他人にうまく伝えられる人 | 208 | 1.00 (0.7) | 0.02 | 0.69 |
| glg | 相手が怒っている時に、うまくなだめられる人 | 208 | 1.02 (0.7) | 0.56 | 0.61 |
| | 固 有 値 | | | 4.82 | 3.87 |

注：分析対象数が異なるのは、alg～klgの11項目は調査期間3年間にすべて含まれたのに対し、llgとmlgの2項目は1998年(2校)には含まれていないためケース数が少なくなっている。

本研究ではこれまでの知見(菊池, 1993; 鈴木, 1992; 和田, 1991) を裏付けるような項目群に分かれるか否かを因子分析(主成分分析, バリマックス回転)によって検討した結果, 先行研究に示されるような因子3群に項目が分かれなかった¹⁾。

そこで, すべての年度を含めた因子分析を先と同様の方法で行った結果, 2項目(sk17, sk16)を除くいずれの項目も因子負荷量が.45以上であった(Table 2)。項目の信頼性係数は第1因子が =.87, 第2因子 = .73だったので, それぞれの因子を単純加算し尺度を作成した。

第1因子は, 「sk8. 気まずいことがあった相手と, 上手に和解できます」, 「sk6. まわりの人たちとの間でトラブルが起きても, それを上手に処理できます」など会話スキルや問題解決能力として指摘されている項目が上位に含まれていた(平均=4.25, 標準偏差=.82, n=198)。また第2因子では, 「sk12 仕事の上でどこに問題があるかすぐに見つけることができます」, 「sk13自分の感情や気持ちを素直に

表現できます」など第1因子と同様に問題解決能や力会話スキルに関する項目が上位に含まれていた(平均=4.34, 標準偏差=.94, n=198)。

自己評定 堀毛「人当たりの良さ」

HIT-44の因子分析

堀毛(1995)「人当たりの良さ」HIT-44は, 対人関係におけるスキルのなかで日本人は自分の感情を表出する(encoding skill)よりも他者の感情を読み取る(decoding skill)能力が優れているのではないかと, という比較文化的な観点から作成したとされている。

本研究では, 堀毛の作成した「人当たりの良さ」44項目のうち実際に分析に用いた37項目(堀毛, 1995, p171)を用いて因子分析を行った結果, 先行研究で示すような9つのサブ・スキルに分かれることはなかった。

そこで年度別に因子を特定しない, 因子を特定する方法で因子分析を行った(主成分分析, バリマックス回転)結果, 因子を特定しない分析では堀毛(1995, p171)と同じ

Table 2 菊池 KiSS-18の因子分析 バリマックス回転 n = 198 ()内は標準偏差

| No | 質 問 項 目 | 平 均 | 第1因子 | 第2因子 |
|------|------------------------------------|-------------|--------|--------|
| sk 8 | 気まずいことがあった相手と, 上手に和解できます | 4.17 (1.13) | 0.75 | 0.15 |
| sk 6 | まわりの人たちとの間でトラブルが起きても, それを上手に処理できます | 4.25 (1.61) | 0.67 | 0.15 |
| sk 2 | 他人にやってもらいたいことをうまく指示することができます | 3.93 (1.31) | 0.66 | 0.04 |
| sk11 | 相手から非難された時でも, それをうまく片づけることができます | 4.71 (1.30) | 0.66 | 0.19 |
| sk 5 | 知らない人とでもすぐに会話が始められます | 4.25 (1.32) | 0.65 | 0.17 |
| sk15 | 初対面の人に自己紹介がうまくできます | 4.26 (1.22) | 0.65 | - 0.01 |
| sk 1 | 他人と話していて, あまり会話が途切れない方です | 4.28 (1.51) | 0.61 | 0.08 |
| sk 4 | 相手が怒っている時に, うまくなだめることができます | 4.86 (1.12) | 0.6 | 0.12 |
| sk10 | 他人の話の輪の中に入って行くのは勇気があります | 3.97 (1.35) | 0.57 | 0.33 |
| sk 9 | 仕事をするとき, 何をどうやったらよいか決められます | 4.21 (1.29) | 0.52 | 0.25 |
| sk14 | あちこちから矛盾した話が伝わってきてもうまく処理できます | 4.05 (1.23) | 0.46 | 0.4 |
| sk17 | まわりの人たちが自分と違う考えをもっている, うまくやっています | 4.08 (1.15) | 0.43 | 0.38 |
| sk12 | 仕事の上でどこに問題があるかすぐに見つけることができます | 4.62 (1.41) | 0.05 | 0.81 |
| sk13 | 自分の感情や気持ちを素直に表現できます | 4.78 (1.18) | 0.15 | 0.66 |
| sk18 | 仕事の目標を立てるのに, あまり困難を感じない方です | 3.95 (1.50) | 0.14 | 0.61 |
| sk 7 | 怖さや恐ろしさを感じた時に, それをうまく処理できます | 4.51 (1.54) | - 0.02 | 0.59 |
| sk 3 | 他人の援助を自然にできます | 3.90 (1.51) | 0.23 | 0.55 |
| sk16 | 何か失敗したときに, すぐに謝ることができます | 4.29 (1.54) | 0.41 | 0.44 |
| | 固 有 値 | | 4.75 | 2.94 |

く9因子解を得た。しかし、それらの因子を構成する項目内容はわれわれのものとはかなり異なっていた。

そこですべての年度を含めた因子分析を先と同様の方法で行った結果、3項目 (hit35, hit 26, hit 31) を除くいずれの項目で因子負荷

量が.45以上であり、項目の信頼性係数も第1因子は $=.93$ 、第2因子が $=.84$ と十分な大きさだった (Table 3)。

第1因子は、「hit37.相手とすぐうちとけることができる」、「hit27.初対面の人も気軽に話しかける」、「hit10.誰とでもすぐ仲良

Table 3 堀毛「人あたりの良さ」HIT-44(35)の因子分析バリマックス回転 n=107 ()内標準偏差

| No | 質 問 項 目 | 平 均 | 第 1 因子 | 第 2 因子 |
|-------|---------------------------|-------------|--------|--------|
| hit37 | 相手とすぐうちとけることができる | 4.06 (1.48) | 0.81 | - 0.15 |
| hit27 | 初対面の人も気軽に話しかける | 4.17 (1.53) | 0.79 | - 0.08 |
| hit10 | 誰とでもすぐ仲良くなれる | 4.09 (1.50) | 0.78 | - 0.14 |
| hit36 | 誰とも気軽にあいさつができる | 4.91 (1.47) | 0.75 | 0 |
| hit38 | やわらかく、あいそのある話し方ができる | 4.56 (1.24) | 0.74 | 0.2 |
| hit22 | 世渡りが上手とおもう | 3.95 (1.79) | 0.7 | 0.11 |
| hit12 | 話題が豊富で機転がきく | 3.65 (1.50) | 0.69 | 0.14 |
| hit39 | さりげなく相手をほめることができる | 4.72 (1.22) | 0.66 | 0.32 |
| hit 3 | 人と話しをあわせるのがうまい | 4.76 (1.34) | 0.66 | 0.3 |
| hit21 | 表情が豊かである | 4.65 (1.58) | 0.63 | 0.02 |
| hit29 | どんな人とも、いつも変わらない態度で話しかける | 4.27 (1.42) | 0.61 | 0.26 |
| hit11 | 必要なら相手をたてることができる | 5.32 (1.04) | 0.6 | 0.32 |
| hit30 | 相手に良い感じを持ったならそれを素直に表現できる | 5.28 (1.23) | 0.57 | 0.19 |
| hit23 | ユーモアのある会話が出来る | 4.20 (1.56) | 0.55 | 0.2 |
| hit 2 | いろいろな場面无難にこなすことができる | 4.49 (1.32) | 0.55 | 0.31 |
| hit 7 | 誰にでも同じように接することができる | 4.48 (1.50) | 0.55 | 0.3 |
| hit 9 | 相手の性格をすばやくのみこむことができる | 4.91 (1.38) | 0.53 | 0.19 |
| hit42 | 他人にたいして壁をつくらない | 3.77 (1.68) | 0.49 | 0.12 |
| hit24 | 自分の悪いところを隠してつきあえる | 4.18 (1.47) | 0.47 | 0.39 |
| hit20 | 相手の立場を良く考えて行動する | 4.95 (1.08) | 0.46 | 0.17 |
| hit14 | 自分の考えをしっかりと持っている | 4.77 (1.53) | 0.45 | 0.22 |
| hit35 | 目つき、言動などで相手に嫌な印象を与えない | 4.26 (1.36) | 0.44 | 0.44 |
| hit26 | 人の心を読み取ることができる | 4.54 (1.30) | 0.44 | 0.41 |
| hit16 | 相手に合わせて自分をコントロールできる | 4.91 (1.32) | 0.3 | 0.67 |
| hit 4 | 感情が安定している | 4.06 (1.55) | 0.08 | 0.61 |
| hit 8 | 相手の話をまじめな態度で良く聞くことができる | 5.56 (1.13) | 0.27 | 0.6 |
| hit33 | 自然に相手に調子をあわせることができる | 4.91 (1.13) | 0.46 | 0.59 |
| hit17 | 人の嫌がることをしない | 4.93 (1.42) | 0.13 | 0.59 |
| hit40 | 必要な時以外、自分の考えをあまり表にださない | 4.46 (1.57) | - 0.15 | 0.59 |
| hit25 | 自分の考えを相手に押しつけない | 4.77 (1.33) | 0.01 | 0.59 |
| hit 5 | 相手に不快な感じを持ってそれを表にださない | 4.63 (1.61) | 0.21 | 0.58 |
| hit32 | 余計なことは言わない | 4.08 (1.44) | - 0.2 | 0.55 |
| hit15 | さりげなく相手と意見の異なることを示すことができる | 4.85 (1.03) | 0.15 | 0.52 |
| hit19 | 他人の意見に協調できる | 5.01 (1.22) | 0.39 | 0.49 |
| hit31 | 相手に気づかせない程度に気配りができる | 4.58 (1.27) | 0.32 | 0.44 |
| | 固 有 値 | | 9.57 | 5.32 |

注1：堀毛 (1996, p171) が作成した「人当たりの良さ」は、Not 1, No13, No18, No28, No41, No42, No 4 の7項目は最初から質問項目から除かれているため、本研究でも質問紙に入れていない。

注2：本研究ではNo 6 とNo34の2項目が因子負荷量.40であったため分析から除いている。

くなれる」など、堀毛 (1995, p171) の「人あたりの良さ」に関する9つのサブ・スキルのうち、第8因子『打ち解け』が上位6項目中5項目を含んでいたが、それ以外の項目は他の因子が混在して構成されていた。単純加算して尺度を作成したところ、平均=4.48、標準偏差=.90(n=107)の数値が得られた。

第2因子では『同調性』5項目中2項目、「hit16.相手に合わせて自分をコントロールできる」と「hit33. 自然に相手に調子をあわせることができる」、『自己抑制』が6項目中4項目、「hit17 人の嫌がることをしない」、「hit 40 必要な時以外、自分の考えをあまり表にださない」などを含んでいたが、それ以外の項目は他の因子が混在していた (平均=4.73, 標準偏差=.80, n=107)。

他者評定と自己評定 KiSS-18, 「人当たりの良さ」 HIT-44との因子間の相関

自己報告による社会的スキルの尺度構成は精練度を深めているにもかかわらず、自己報告であるゆえの限界、つまり、社会的望ましさの影響や肯定的な質問に同調しやすい2)という観点から尺度の適切さや正確さには改善の余地があることが指摘されている (Riggio, R. E. & Riggio, H. R.,2001)。

とくに、自己報告による解読スキルは社会的相互作用の場面において他者や状況から情報を収集し、その情報がフィードバックされることがないので、その情報が正しいか否かを評定する回路をもっていない。

たとえば、解読スキルは他者がその情報収集の適切さを判断しなければ、自分にとって都合のよい解釈、あるいは実際の情報よりも高く見積もる(逆に低く見積もるなど)など、「思い込み」の入る余地が大きいことが考えられる。そこで、本研究では自己評定KiSS-18の2因子と「人当たりの良さ」HIT-44の2因子を他者評定2因子との関連を相関分析によって検討を行った (Table 4)。

その結果、他者評定第1因子と第2因子とのあいだに強い相関 ($r=.64$ $p<.001$) が認められたが、他者評定第1因子は自己評定KiSS-18の2因子および「人当たりの良さ」HIT-44の2因子のいずれとも無相関だった。しかし、他者評定第2因子は自己評定KiSS-18第1因子とのあいだに弱い関連があり、KiSS-18第2因子とのあいだにも関連 (それぞれ $r=.15$ $p<.05$, $r=.18$ $p<.01$) が認められた。

また、自己評定HIT-44第1因子とのあいだでは強い関連($r=-.24$ $p<.01$)があったが、HIT-44第2因子とは無相関である。

Table 4 他者評定と自己評定 KiSS-18, HIT-44 (35) との因子間の相関

| | 他者評定 f1 対人 関係 | 他者評定 f2 感情 伝達 | KiSS-18 第1因子 | KiSS-18 第2因子 | HIT-44 第1因子 |
|-----------------|---------------------|---------------------|-----------------|-----------------|----------------|
| 他者評定f2 感情伝達 | 0.64 *** | | | | |
| KiSS-18 第1因子 | 0.04 ns | 0.15 * | | | |
| KiSS-18 第2因子 | 0.12 ns | 0.18 ** | 0.49 *** | | |
| HIT-44 第1因子 | 0.08 ns | 0.24 ** | 0.73 *** | 0.54 *** | |
| HIT-44 第2因子 | 0.15 ns | 0.12 ns | 0.44 *** | 0.21 * | 0.52 *** |

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

なお、自己評定KiSS-18の2因子と「人当たりの良さ」HIT-44の2因子のあいだはいずれも関連が認められている。より詳細にみてみると、自己評定KiSS-18の第1因子と第2因子のあいだには強い関連 ($r=.49$ $p<.001$) があり、またこれらの因子はHIT-44の第1因子と第2因子のあいだにも強い関連 (それぞれ $r=.73$ $p<.001$, $r=.44$ $p<.001$) が認められた。

また、自己評定KiSS-18の第2因子はHIT-44第1因子と第2因子のあいだにも関連 (それぞれ $r=.54$ $p<.001$, $r=.21$ $p<.05$) があり、自己評定HIT-44の第1因子と第2因子のあいだにも強い関連 ($r=.52$ $p<.001$) が認められた。このように、自己評定間には強い関連がみいだされたが、他者評定と自己評定とのあいだに関連がみいだされたのは他者評定第1因子のみであった。このことから、われわれが作成した「仲間からの評定」の項目がサブ・ス

キルとして適切か否かを確認する必要があると考えた。

そこで第 2 調査では、尺度としてすでに精錬されている堀毛 ENDE 2 (1994) の 9 項目 (記号化 5 項目, 解読 4 項目) を他者評定と自己評定双方の質問紙に加え, 先に述べた問題点を他者評定間において調べ, さらに他者評定 ENDE 2 との関連から自己報告尺度の妥当性を検討することにした。

II. 第 2 調査

目 的

第 2 調査の目的は先に述べたように, われわれの作成した「仲間からの評定」13項目がサブ・スキルとして適切であるか否かを調べることであり, その上で, 自己報告尺度の妥当性を検討することである。したがって本研究では, 尺度としてすでに精錬されている堀毛 ENDE 2 (1994) の 9 項目を他者評定間と他者評定と自己評定間の関連を調べるための指標とする。

はじめに, 自己評定で得られた ENDE 2 がこれまでの知見を裏付けるような 2 つの因子 (記号化 5 項目, 解読 4 項目) に分かれるか否かを調べるために因子分析を行い, 他者評定 ENDE 2 の 9 項目も同様に因子分析を行う。つぎに, 他者評定 ENDE と自己評定 ENDE の因子間の関連を相関分析によって検討する。さいごに, 他者評定 ENDE と「仲間からの評定」との関連, 他者評定 ENDE と自己評定 KiSS-18 と HIT-44 との関連を調べたのち, 自己報告尺度の妥当性を検討する。

方 法

自己評定の対象者および手続きと質問内容：

堀毛 ENDE 2 (1994)：対象者は 2000 年に調査を行った市立 K 専門学校 4 年生 91 名である。ただし, 未回答および回答に不備が 26 ケースあったため, 最終的な分析対象者は 65 人となっ

た。自己報告尺度の質問紙は, 12 月中旬に配布し回収を行っている。なお表示の方法は, 他者評定 ENDE 2 と区別するために記号化は en 1 ~ en 4 までの 4 項目, 解読は de 1 ~ de 5 の 5 項目としてある。質問内容は以下のとおりである (「全くあてはまらない(1点)」~ 「よくあてはまる (7点)」の 7 件法)。

記号化

en1=nlg. 自分の気持ちを正確に相手に伝える人

en2=olg. 会話をうまくすすめる人

en3=plg. 感情を素直にあらわす人

en4=qlg. 身振りや手振りをうまく使って表現できる人

解 読

de 1 =rlg. 相手のしぐさから気持ちを読み取る人

de 2 =slg. 話をしている相手の気持ちのちょっとした変化を感じ取る人

de 3 =tlg. 言葉がなくても相手のいいたいことがなんとなくわかる人

de 4 =ulg. 嘘をつかれても見破ることのできる人

de 5 =vlg. 相手が自分をどう思っているか読み取る人

他者評定の対象者および手続きと質問内容：

堀毛 ENDE 2 (1994)：先に挙げた「仲間からの評定」13項目に 2000 年の調査では市立 K 専門学校 4 年生 91 名を対象に ENDE 2 の 9 項目を質問紙に加えた。手続きは, 「仲間からの評定」と同様, 2 月の後期授業最終日にクラスから 3 名 ~ 5 名を指名する「仲間からの評定」を実施している。なお, 無回答および回答に不備だった 20 ケースを除いた 71 ケースが分析対象であり, 質問項目は上述に示すとおりである。

結果と考察

自己評定 ENDE 2 の 9 項目の因子分析

自己評定 ENDE 2 の 9 項目の因子分析（主成分分析，バリマックス回転）を行った結果，堀毛（1994）の自己報告尺度を支持するかたちで第 1 因子は解読 5 項目（de 1 ~ de 5）がひとまとまりに括られ，第 2 因子では記号化（en 1 ~ en 4）4 項目にまとまった。これらの項目のすべてが因子負荷量 .50 以上と大きく，信頼性係数は第 1 因子では $=.81$ ，第 2 因子が $=.83$ であった（Table 5）。そのため，それぞれの因子を単純加算し，尺度を作成したところ，第 1 因子は平均 $=4.61$ ，標準偏差 $=1.13$ （ $n=65$ ），第 2 因子が平均 $=4.44$ ，標準偏差 $=1.28$ （ $n=65$ ）であった。

他者評定 ENDE 2 の 9 項目の因子分析

「仲間からの評定」と同様の方法で他者評定 ENDE 2 の 9 項目の因子分析（対数変換後に主成分分析，バリマックス回転）を行った。その結果，すべての項目で因子負荷量が .60 以上と大きく，信頼性係数も第 1 因子は $=.82$ ，第 2 因子が $=.83$ と自己評定とほぼ同じ高い数値であった。

しかし，他者評定 ENDE 2 の 9 項目は自己評定 ENDE 2 のように解読 5 項目，記号化 4 項目というふうに 2 因子に分かれず，第 1 因子は記号化 4 項目（nlg ~ qlg）に解読の「ulg. 嘘をつかれても見破ることができる人」，「vlg. 相手が自分をどう思っているか読み取る人」の 2 項目を含む 6 項目からなり，第 2 因子は解読 5 項目（rlg ~ vlg）のうち先の 2 項目を除く 3 項目から構成されている（Table 6）。

Table 5 自己評定 ENDE 2 の 9 項目の因子分析 バリマックス回転 $n=65$

| NO | 質 問 項 目 | 平 均 ()標準偏差 | 第 1 因子 解 読 | 第 2 因子 記 号 化 |
|------|----------------------------|----------------|---------------|-----------------|
| de 1 | 相手のしぐさから気持ちを読み取る | 5.03 (1.57) | 0.89 | 0.11 |
| de 2 | 話をしている相手の気持ちのちょっとした変化を感じとる | 5.26 (1.58) | 0.85 | 0.09 |
| de 3 | 言葉がなくても相手のいいたいことがなんとなくわかる | 4.74 (1.41) | 0.8 | 0.21 |
| de 5 | 相手が自分をどう思っているか読み取る | 4.17 (1.54) | 0.59 | 0.26 |
| de 4 | 嘘をつかれても見破ることができる | 3.83 (1.37) | 0.5 | 0.24 |
| en 4 | 身振りや手振りをうまく使って表現できる | 4.54 (1.59) | - 0.03 | 0.88 |
| en 1 | 自分の気持ちを正確に相手に伝える | 4.29 (1.40) | 0.31 | 0.8 |
| en 2 | 会話をうまくすすめる | 4.14 (1.51) | 0.25 | 0.79 |
| en 3 | 感情を素直にあらわす | 4.74 (1.76) | 0.28 | 0.64 |
| | 固 有 値 | | 3 | 2.63 |

Table 6 他者評定 ENDE 2 の 9 項目の因子分析 対数変換後バリマックス回転 $n=71$

| NO | 質 問 項 目 | 平 均 ()標準偏差 | 第 1 因子 記 号 化 | 第 2 因子 解 読 |
|-----|---------------------------|----------------|-----------------|---------------|
| nlg | 自分の気持ちを正確に相手に伝える人 | 1.00 (0.72) | 0.82 | 0.3 |
| plg | 感情を素直にあらわす人 | 1.04 (0.82) | 0.81 | - 0.02 |
| ulg | 嘘をつかれても見破ることができる人 | 0.88 (0.61) | 0.69 | - 0.07 |
| qlg | 身振りや手振りをうまく使って表現できる人 | 0.83 (0.89) | 0.62 | 0.46 |
| olg | 会話をうまくすすめる人 | 1.04 (0.79) | 0.61 | 0.41 |
| vlg | 相手が自分をどう思っているか読み取る人 | 1.04 (0.54) | 0.6 | 0.12 |
| rlg | 相手のしぐさから気持ちを読み取る人 | 1.10 (0.63) | 0.18 | 0.88 |
| tlg | 言葉がなくても相手のいいたいことがなんとなくわかる | 0.99 (0.60) | 0.03 | 0.84 |
| slg | 話している相手の気持ちのちょっとした変化を感じとる | 0.97 (0.66) | 0.1 | 0.8 |
| | 固 有 値 | | 3 | 2.62 |

そこで、先と同様それぞれの因子を単純加算して尺度化を行った (それぞれ平均=.97, 標準偏差=.54; 平均=1.02, 標準偏差=.54, n=65)。

他者評定 ENDE 2 と自己評定 ENDE 2 の因子間の相関

先に述べたように他者評定 ENDE 2 の 2 因子は記号化と解読が自己評定 ENDE 2 の 2 因子のように明確に分かれず、混在していた。では、記号化 4 項目以外に第 1 因子に含まれていた先の 2 項目は社会的スキルとしては解読スキルというよりも表出スキルに近いものなのだろうか。

そこで、本研究ではこれらの混在していた項目を含む他者評定 2 因子が自己評定 2 因子とのあいだにどの程度関連があるかを相関分析によって調べた (Table 7)。

その結果、他者評定 ENDE 2 第 1 因子

Table 7 他者評定 ENDE 2 と自己評定 ENDE 2 との因子間の相関

| | 他者ende 2 f1 (記号化) | 他者ende f2 (解読) | 自己ende f1 (解読) |
|----------------------|----------------------|-------------------|-------------------|
| 他者ende 2 f2 (解読) | 0.38 *** | | |
| 自己ende 2 f1 (解読) | 0.06 ns | - 0.13 ns | |
| 自己ende 2 f2 (記号化) | 0.46 *** | - 0.04 ns | 0.44 *** |

***p<.001

『記号化』は他者評定 ENDE 2 第 1 因子『解読』とのあいだに強い関連 (r=.38 p<.001) があり、さらに自己評定 ENDE 2 第 1 因子『記号化』とのあいだにも強い関連 (r=.46 p<.001) が認められた。

このように堀毛 (1994) の他者評定 ENDE 2 第 1 因子『記号化』は、上述した解読スキル 2 項目を含んでいるにもかかわらず、他者評定間あるいは自己評定第 1 因子『記号化』とのあいだにも強い関連があったことから、尺度としての妥当性が高いことを示唆された。

しかし、他者評定第 1 因子『解読』については自己評定いずれの因子とも無関連である。このことは、堀毛 (1995) の主張である「日本人は他者の表情を読み取る (解読) ことは巧み..」という自己認識に対し、他者も同様の評価をしているわけではないことを示唆していると思われる。

他者評定 ENDE 2 と自己評定 ENDE 2 の因子間の相関

では、「仲間からの評定」は他者評定 ENDE 2 とのあいだにどの程度関連がみられるのだろうか。また他者評定 ENDE 2 と自己評定 Kiss-18 および「人当たりの良さ」 HIT-44 とのあいだの関連、自己評定 ENDE 2 と自己評

Table 8 他者評定間、他者評定と自己評定、自己評定間の因子間の相関

| | 他者評定 ENDE 2 F 1 記号化 | 他者評定 ENDE 2 F 2 解読 | 他者評定 ENDE 2 F 1 解読 | 他者評定 ENDE 2 F 2 記号化 | Kiss18 第 1 因子 | Kiss18 第 2 因子 | HIT-44 第 1 因子 |
|--------------------------|---------------------------|--------------------------|--------------------------|---------------------------|------------------|------------------|------------------|
| 他者評定 ENDE 2 F 2 解読 | 0.38 *** | | | | | | |
| 他者評定 第 1 因子 | 0.25 * | 0.77 *** | | | | | |
| 他者評定 第 2 因子 | 0.53 *** | 0.62 *** | - 0.18 ns | | | | |
| Kiss18 第 1 因子 | 0.33 ** | - 0.01 ns | 0.55 *** | 0.59 *** | | | |
| Kiss18 第 2 因子 | - 0.19 ns | - 0.18 ns | - 0.27 * | - 0.52 *** | - 0.49 *** | | |
| HIT-44 第 1 因子 | 0.36 ** | 0.08 ns | 0.57 *** | 0.71 *** | 0.75 *** | - 0.56 *** | |
| HIT-44 第 2 因子 | - 0.02 ns | 0.17 ns | 0.54 *** | 0.15 ns | 0.42 *** | - 0.25 ** | 0.52 *** |

***p<.001 **p<.01 *p<.05

定KiSS-18および「人当たりの良さ」HIT-44との関連ではどうなのだろうか。

そこで本研究では、堀毛(1994) ENDE 2を中心に他者評定間、他者評定と自己評定、自己評定間の関連を因子間の相関によって検討を行った(Table 8)。その結果、他者評定 ENDE 2の第 1 因子『記号化』は「仲間からの評定」である他者評定第 1 因子とのあいだに弱い関連($r=.25$ $p<.05$)と他者評定第 1 因子とのあいだには強い関連($r=.53$ $p<.001$)が認められた。また、他者評定 ENDE 2の第 2 因子『解説』との関連では、他者評定第 1 因子および第 2 因子とのあいだに統計的に有意な関連(それぞれ $r=.77$ $p<.001$, $r=.62$ $p<.001$)が認められている。

しかし、他者評定 ENDE 2 第 1 因子『記号化』は自己評定KiSS-18および HIT-44のいずれも第 1 因子にのみ関連がみだされた(それぞれ $r=.33$ $p<.01$, $r=.36$ $p<.01$)。他者評定 ENDE 2の第 2 因子『解説』では、自己評定 KiSS-18および HIT-44とは無相関であった。

また自己評定間の関連では、自己評定 ENDE 2 第 1 因子『記号化』はKiSS-18の第 1 因子($r=.55$ $p<.001$)と HIT-44の 2 因子と強いプラスの関連(それぞれ $r=.57$ $p<.001$, $r=.53$ $p<.001$)があり、KiSS-18の第 2 因子とはマイナスに関連($r=-.27$ $p<.05$)していた。自己評定 ENDE 2 第 2 因子『解説』はKiSS-18の第 1 因子($r=.59$ $p<.001$)と HIT-44の第 2 因子とのあいだに強いプラスの関連($r=.71$ $p<.001$)がみられたが、KiSS-18第 2 因子とはマイナスの関連($r=-.27$ $p<.05$)が認められた。

ことことから、つぎの2点が確認された。その一つは、われわれが作成した「仲間からの評定」の項目は、サブ・スキルとしてある程度妥当性をもつのではないかということである。他の一つは、記号化は解説に比べて他者評定間あるいは他者評定と自己評定とのあいだに乖離を生み出す可能性が低いのではな

いかと思われる点である。

IV. 総合考察

重要な結果としていえることは、解読能力については自己評価と周りの他者からの評価が一貫していないが、記号化能力については自己評価と他者からの評価がある程度一貫している、という点にある。つまり、他人の気持ちや感情が理解できている人も、他の人から「他人の気持ちがわかる人」だとは必ずしも思われていないことを意味する。他人の気持ちや感情がわかるかどうかに関しては「わかる」本人である周りの人たちの評価が、その社会的スキルの妥当な評価であると考えられる。だとすれば、このスキルに関しては、自己報告のみを用いて測定することは妥当だとは考えられない、という結果になる。

解読能力に対して自己評価と他者評価との間にこのような乖離が生まれる大きな原因は、自己評価を確認するための適切なフィードバックが欠けているからだろう。ある人が「自分は他人の気持ちがよくわかる」と思い込んでいたとしても、それが単なる思い込みであることを知るためのフィードバックが存在していないということである。これに対して記号化能力の場合には、自己評価と他者評価が一貫している。記号化に関しては、他者の反応によって直ちに自分の記号化の結果がフィードバックされるから、自己のスキルレベルに関する適切な自己理解が生まれるのだろう。

つまり、記号化の項目としてつぎに挙げる内容が示すように(「身振りや手振りをうまく使って表現できる」(ende 4), 「自分の気持ちを正確に相手に伝える」(ende¹¹)), といった表出行動は、解読としての情報収集よりも誤解の入る余地が小さい、といえるのかもしれない。最後に、堀毛の主張する「日本人は他者の気持ちを読み取る(解読)ことは巧み

だが、自分の気持ちを表現すること(記号化)には慣れていない傾向」という主張に対して、単に日本人は他人の気持ちを読むことが巧みだと思っているだけかもしれない、という点を指摘し、今後の研究ではこの点に関してさらに議論を深める必要があると思われる。

付 記

本論文を書くにあたって、北海道大学大学院文学研究科行動システム科学講座山岸俊男教授から多くの示唆に富んだアイデアや分析上のアドバイスを頂きました。この場を借りて深く感謝の意を表します。

[注]

- (1) 菊池(1993)KiSS-18の質問内容は被験者に疑問形で尋ねているが、本研究では肯定形で尋ねた。また、KiSS-18の18項目のうち、No3「他人を助けることを、上手にやれますか」を「他人の援助を自然にできます」とし、No10「他人が話しているところに、気軽に参加できますか」を「他人の話の輪の中に入っていくのは勇気がいります」に若干文章を変更した。
- (2) Riggio, R. E. & Riggio, H. R. (2001, p140) らは社会的望ましきによる歪みを少なくするためには、回答者が自分の欠点を認めることができる質問(例えば、私は親しい友人の感情をしばしば間違っ て解釈してしまうことを認めなければなりません)等を項目に入れる必要があると述べている。

[引用文献]

Elliott, S.N., Gresham, F.M. & McCloskey, G. 1988
TEACHER AND OBSERVER RATINGS OF
CHILDREN'S SOCIAL SKILLS RATING
SCALLS. Journal of Psychoeducational
Assessment 6, 152-161.

堀毛一也, 1995 社会的スキルを測る - 人当たりの
良さ尺度 菊池章夫・堀毛一也(編) 社会的
スキルの心理学 川島書店

堀毛一也, 1994 恋愛関係の発展・崩壊と社会的ス
キル 実験社会心理学研究, 34, 116-128.

Jones, W.H., Hobbs, S.A., & Hockenbury, D.
1982 Loneliness and Social Skill Deficits.
Journal of Language and Social Psychology 42, 682-
689.

菊池章夫, 1993 社会的出会いの心理学 川島書店.
菊池章夫, 1995 社会的スキルを測る - KiSS-18の
こと 菊池章夫・堀毛一也(編) 社会的ス
キルの心理学 川島書店

菊池章夫, 1998 また思いやりを科学する - 向社会
的行動の心理とスキル - 川島書店

Motson, J. L., E-Dawson, K & Kazdin, A. E, 1983
Validation of Methods for Assessing Social
Skills in Children. Journal of Clinical Child
Psychology, 12(2) 174-180.

Riggio, R. E., 1986 Assessment of basic social skill.
Journal of Personality and Social
Psychology, 51, 649-660.

Riggio, R. E. & Riggio, H. R., 2001 Self-Report
Measurement of Interpersonal Sensitivity.
INTERPERSONAL SENSITIVITY 7
Hall, J.A. & Bernieri, F.J (eds). Lawrence Erlbaum
Associates, Inc. 127-142.

鈴木隆子, 1992 向社会的行動に影響する諸要因 -
共感性・社会的スキル・外向性 -
実験社会心理学研究, 32, 71-84.

和田 実, 1991 对人的有能性に関する研究 - ノン
バーバルスキル尺度およびソーシャルスキル
尺度の作成 - 実験社会心理学研究, 31, 49-59.

[Abstract]

**A Study of the Validity of a Social Skills Scale Based
on Self-report Assessment :**
The Relationship Between Other-report Assessment and Self-report Assessment

Akiko HIRAGA

Two hundred eight subjects in two studies reported their levels of social skills on several self-report measures of social skills such as Kiss-18 (Kikuchi, 1995) , HIT-44 (Horike, 1995) , and ENDE 2 (Horike, 1994). Their own responses were compared with judgments of their social skills made by people around them. The subjects were classmates, and they were asked to name the classmates who they thought had various social skills, including skills mentioned in the scales used in the self-report.

It was found that self-reports on encoding skills were consistent with judgments by their classmates on those skills. That is, those who reported on the scales that they had a high level of encoding skills were frequently mentioned by their classmates as ones who had such skills. On the other hand, self-reports on decoding skills did not correlate with the frequency with which their names were mentioned by their classmates as ones who had such skills.

One interpretation of these findings is that the lack of feedback in decoding prevents people from making accurate assessments of their own decoding skills, and this allows them to maintain an unrealistic view of their own decoding skills. This challenges the previous finding (Horike, 1995) that Japanese are high on decoding skills; they may simply believe that they understand others.

