



Tokyo Gakugei University Repository

東京学芸大学リポジトリ

<http://ir.u-gakugei.ac.jp/>

Title	ソーシャルスキル不足と抑うつ・孤独感・対人不安の関連：脆弱性モデルの再検討
Author(s)	相川, 充; 藤田, 正美; 田中, 健吾
Citation	社会心理学研究, 23(1): 95-103
Issue Date	2007-08-01
URL	http://hdl.handle.net/2309/95325
Publisher	日本社会心理学会
Rights	著作権は日本社会心理学会に属する。

ソーシャルスキル不足と抑うつ・孤独感・対人不安の関連： 脆弱性モデルの再検討

相川 充 (東京学芸大学大学院連合学校教育学研究科)

藤田 正美 (東京都北区立王子小学校)

田中 健吾 (大阪経済大学経営学部)

The relationship between social skills deficits and depression, loneliness, and social anxiety:
Rethinking a vulnerability model of social skills deficits

Atsushi AIKAWA (*The United Graduate School of Education, Tokyo Gakuhei University*)

Masami FUJITA (*Kita Ward Oji Elementary School, Tokyo*)

Kengo TANAKA (*Faculty of Business Administration, Osaka University of Economics*)

The present study investigated the validity for Japanese students of a vulnerability model of social skills deficits proposed by Segrin (1996). According to the model, it was assumed that social skills deficits were not causes or consequences of depression, loneliness, and social anxiety. Rather, they constituted vulnerability factors, and it was the interaction of social skills deficits and negative life events that predicted the development of depression, loneliness, and social anxiety. Two hundred and fifty-three students recorded scales of social skills, depression, loneliness, and social anxiety three times at intervals of three months. Results indicated that the interaction of social skills deficits and negative life events predicted the development of depression, loneliness, and social anxiety significantly in some cases, but social skills deficits alone were also significant in their prediction. It was considered that the method of using a multiple regression analysis following Segrin (1996, 1999) would not be appropriate for proving the model. The validity of lumping depression, loneliness, and social anxiety together and applying them to the same model was discussed.

Key words: social skills, vulnerability model, depression, loneliness, social anxiety

キーワード：ソーシャルスキル、脆弱性モデル、抑うつ、孤独感、対人不安

問 題

ソーシャルスキルは、「狭義には、対人場面において相手に適切かつ効果的に反応するために用いられる言語的、非言語的な対人行動」であると定義されている(相川, 1999)。このソーシャルスキルの不足が、心理社会的問題 (psychosocial problem) を引き起こすと指摘されてきた (Jones, Hobbs, & Hockenbury, 1982; Segrin, 1993 など) が、この指摘が妥当であるかどうかは、十分には検証されてこなかった。つまり、ソーシャルスキル不足が、心理社会的問題の原因なのか、それとも結果なのか明らかになっていないままなのである。例えば、ソーシャルスキル不足は抑うつの原因になると論じた研究もあれば (e.g., Lewinsohn & Hoberman, 1982; Wierzbicki & McCabe, 1988)、抑うつの結果であることを示した研究もある (e.g., Cole & Milstead, 1989; Lewinsohn, Hoberman, Teri, & Hautzinger, 1985; Segrin & Abramson, 1994)。孤独感に関しても、ソーシャルスキル不足は孤独感の原因 (e.g., Jones, 1982) とも結果 (e.g., Young, 1982) ともとらえられて

いる。対人不安についても、ソーシャルスキル不足が対人不安の先行事象となりうると提唱している研究があるが (e.g., Leary & Kowalski, 1995)、高い対人不安がソーシャルスキルの獲得を困難にしているという研究もある (e.g., 近藤・ヤン, 1996)。

このような混乱に対して Segrin (1996) は、ストレス研究の領域で受け入れられている脆弱性モデル (vulnerability model) に基づいて、ソーシャルスキルに関する脆弱性モデルを提唱した。これは、ストレスとなるようなネガティブライフイベント (以下、NLE と略す) を経験しても、ソーシャルスキルの程度が高い人なら、心理社会的問題を悪化させないが、ソーシャルスキルの程度の低い人は悪化させるという考えである。この考えは、ソーシャルスキル不足は個人の脆弱性を高める要因であり、心理社会的問題の直接的な原因でも結果でもないことを示唆している。

Segrin (1996) は、これを検証するために、ソーシャルスキル不足は、単独では心理社会的問題を予測することではなく、NLE と交互作用したときにのみ予測するという仮説を立て、大学生の抑うつ、孤独感、対人不安、

学業困難性、薬物使用に関するデータを集めた。分析の結果、対人不安に関してのみ、仮説どおりの交互作用が認められたが、ソーシャルスキル不足の単独効果も有意であり、この単独効果は交互作用効果よりも強いものであった。その後、Segrin (1999) は、ソーシャルスキル不足と NLE、それぞれの単独効果も認め、かつ両者の交互作用も認める仮説に修正して、大学生の抑うつ、孤独感、対人不安の3変数を用いて検討した。結果は、ソーシャルスキル不足の単独効果も、NLE との交互作用効果も有意に至らず、脆弱性モデルを検証することはできなかった。

それでも Segrin (1999) は、調査対象者の数を増やすなどの工夫をすれば、ソーシャルスキルに関する脆弱性モデルを検証できると述べ、このモデルを安易に棄却すべきでないと主張している。確かに、このモデルは、ソーシャルスキルが心理社会的問題にどのように影響するのか、その過程を説明できるモデルであり、ソーシャルスキル研究を、従来から研究蓄積の多いストレス研究の中に位置づけることができる貴重なモデルである。また、このモデルが日米という文化差を超えて適用可能なか検討することにも意義がある。

そこで本研究では、Segrin (1996, 1999) の検証方法に以下のような変更を加えて、Segrin (1999) と同様、抑うつ、孤独感、対人不安の3変数を取り上げて、日本人大学生を対象に、脆弱性モデルを検証することにした。

第1に、Segrin (1996, 1999) は、ソーシャルスキルを自己評定と観察者評定の両方で測定しているが、本研究では、自己評定のみを用いることにする。なぜならば、Segrin (1996, 1999) において、心理社会的問題を有意に予測していたのは、主に自己評定であったこと、また、本研究で取り上げる抑うつ、孤独感、対人不安などの主観的な問題には、実際にソーシャルスキルが不足しているかどうかよりも「ソーシャルスキルが不足している」という自己認知のほうが深く関わっていると指摘されている (Leary, 1983 生和監訳 1990) からである。

第2に、Segrin (1996) の測定は、3~4カ月の間隔で2時点のみであった。その後の Segrin (1999) では3時点で測定を行ったが、2回目の調査でソーシャルスキルの測定を行わずに、1回目で測定したソーシャルスキルの程度で2回目と3回目の抑うつ、孤独感、対人不安を予測している。これに対して本研究では、3カ月の等間隔で3時点の調査を行い、2回目の調査でもソーシャルスキルの測定を行うことにした。これによって、1回目で測定した説明変数で2回目の目的変数を予測する場合 (これを以下「T1→T2」と表現する)、2回目で測定した説明変数で3回目の目的変数を予測する場合 (これを以下「T2→T3」と表現する)、1回目で測定し

た説明変数で3回目の目的変数を予測する場合 (これを以下「T1→T3」と表現する)、以上三つの場合の分析が可能になる。3回の測定すべてに回答した者のみを分析対象者として、T1→T2 と T1→T3 の結果を比較すれば、T1 での説明変数の短期効果 (T1→T2) と長期効果 (T1→T3) を検討することができる。また、T1→T3 と T2→T3 の結果を比較すれば、同じ T3 での目的変数に及ぼす説明変数の短期効果 (T2→T3) と長期効果 (T1→T3) を検討することができる。さらに、T1→T2 と T2→T3 の結果を比較すれば、時期をずらした、同じ3カ月間の説明変数の効果を比較することができる。

第3に、Segrin (1996, 1999) は、NLE を「領域」に分ける発想をしていない。高比良 (1998) によれば、同じ NLE であっても、人間関係や対人行動に関連した「対人領域」のものか、目標をめざす活動に関連した「達成領域」のもので、抑うつを引き起こしたり起こさなかったりすると考えられ、これを実証した研究もある (Lakey & Ross, 1994; Robins & Block, 1988; Segal, Shaw, Vella, & Katz, 1992)。このような研究結果を踏まえて、本研究では、NLE を対人領域と達成領域に分けて測定する。ソーシャルスキルは対人関係に深く関わるものゆえに、対人領域の NLE において脆弱性モデルが成り立つものと予想される。

第4に、調査対象者の数は、Segrin (1996) では227名で開始して最終的に182名、Segrin (1999) では、142名で開始して最終的に94名であった。Segrin 本人が指摘しているように対象者数が少ない。本研究では、少なくとも Segrin (1996) の倍の数を目指した。

以上の変更を加えたうえで、次のような作業仮説を立てた。

- 作業仮説1. ソーシャルスキル不足は、抑うつ、孤独感、対人不安を予測する
- 作業仮説2. NLE は、抑うつ、孤独感、対人不安を予測する
- 作業仮説3. ソーシャルスキル不足と NLE の交互作用は、抑うつ、孤独感、対人不安を予測する
- 作業仮説4. 作業仮説3は、達成領域 NLE よりも対人領域 NLE において成立する

これら作業仮説のうち、作業仮説1と2は、Segrin (1999) の仮説をそのまま採用した。作業仮説3は、脆弱性モデルから直接導かれるものである。本来の脆弱性モデルでは、ソーシャルスキル不足は単独では心理社会的問題を予測しないと仮定している。したがって、作業仮説1、2は支持されず、作業仮説3のみが支持されれば、脆弱性モデルが検証されたことになる。そこで本研究では、T1→T2、T2→T3、T1→T3 と、3種の時間帯の分析を通じて、このような作業仮説の支持のパターンから脆弱性モデルの適否を判断する¹⁾。

方 法

調査対象者および調査方法

本研究の調査対象者は、大学学部2年生から4年生までであった。1年生は、大学入学という大きなライフイベントを経験した直後であり、彼らの対人適応感、新しい環境に慣れるに従って大きく変化すると考えられたため、調査対象者にしなかった。

以下に述べる計3回の調査はいずれも、講義時間内に質問紙を配布して実施した。回答者のプライバシーの保護を約束し、回答拒否を保証したうえで、継続的調査を実施する都合上、学籍番号の記入を求めた。調査の実施時間は20分程度であった。

第1回の調査は、新年度4月中旬から下旬にかけて実施した。質問紙には、ソーシャルスキル尺度、抑うつ尺度、孤独感尺度、対人不安尺度が含まれていた。有効回答者数は、1,002名（男性435名、女性567名）であった。

第2回の調査は、7月中旬から下旬にかけて実施した。有効回答者数は711名（男性314名、女性397名）であった。質問紙は、第1回の4尺度に、NLE尺度を追加して構成した。ここでのNLE尺度で尋ねているのは、第1回から第2回の調査の間で起こったNLEである。そこでこれ以降、「NLE(T1-T2)」と表記する。

第3回の調査は、第2回と同じ内容の質問紙を用いて、10月下旬から11月上旬にかけて実施し、971名（男性468名、女性503名）の有効回答を得た。NLE尺度で尋ねたのは、第2回から第3回の調査の間で起こったNLEであるので、これ以降、「NLE(T2-T3)」と表記する。

T1～T2にかけて継続して回答した者は486名（男性211名、女性275名）、T2～T3にかけて継続して回答した者は262名（男性114名、女性148名）、T1～T3まですべてに回答した者は261名（男性115名、女性146名）であった。

なお、本研究では性差の検討は行わない。これは、本研究の主目的が脆弱性モデルの再検討にあること、また、

Segrin (1996, 1999) も性差を問題にしていないことによる。

質問紙の構成

1. ソーシャルスキルの測定は、相川・藤田 (2005) の35項目からなる「成人用ソーシャルスキル自己評定尺度」を用いた。回答は、「ほとんどあてはまらない(1)」から「かなりあてはまる(4)」までの4件法で求めた。
2. 抑うつ性の測定は、林 (1988) の「ベック抑うつ性尺度」全16問を用いた。回答は、各問に対する0～3までの選択肢（例えば第1問は「0: 私は落ち込んでいない」、「1: 私は落ち込んでいる」、「2: 私はいつも落ち込んでいるから急に元気になれない」、「3: 私はとてもがまんできないほど落ち込んでいるし不幸だ」）の中から、あてはまるものすべてを選択させた（この尺度は複数回答を認めている）。選択された数字が、各問に対する得点となる。複数回答がなされた場合は、この尺度の回答法に従って、得点の高いほうを採用した。
3. 孤独感の測定は、工藤・西川 (1983) の「改訂版UCLA孤独感尺度」全20項目を用いた。回答は「あてはまらない(1)」から「あてはまる(4)」までの4件法で求めた。
4. 対人不安の測定は、諸井 (1997) の「対人不安尺度」を用いた。この尺度は4因子からなるが、第4因子は「対人技能不安」と命名されたもので、内容はソーシャルスキルに類似したものである。本研究ではソーシャルスキルは上記の尺度で測定するので、対人不安の測定には、この因子は含めず、残りの聴衆不安、自己呈示不安、視線恐怖の3因子、計20項目を用いた。回答は、「ほとんどあてはまらない(1)」から「かなりあてはまる(4)」までの4件法で求めた。
5. NLEを調べる尺度は、高比良 (1998) の「対人・達成領域別ライフイベント尺度」を用いた。ただし本研究では性差を扱わないので、高比良 (1998) の分析結果に基づいて、経験頻度に明らかに男女差があるものを除いた。また、似たようなイベントは一つに絞った。その結果、対人領域は、「家族、親しい親戚、友人、恋人などが死亡した」「信頼していた人に裏切られた」「友人、恋人との関係がダメになった」「家族、友人、恋人などを傷つけてしまった」「友人や仲間から非難されたり、からかわれたりした」「人から誤解された」「家族、友人、恋人などと、けんか、口論をした」「一緒に楽しめる友人が減った」「仲間との旅行、遊びの計画が潰れた」「友人、恋人などが、遠くへ引っ越した」の10項目、達成領域は、「仕事（アルバイト）先を解雇された」「自分の勉強、研究、卒業などがうまく進まなかった」「授業中、先生の質問にほとんど

1) Segrin (1996) は、「ソーシャルスキル不足は、単独では心理社会的問題の発展を予測しない」という仮説を立てて、これを重回帰分析で検証しようとした。しかし、統計学的な帰無仮説を用いる有意性の検定において、「有意でない」と「予測しない」ことはイコールではなく、「有意でない」という結果が出ても「予測しない」ことを検証したことにはならない。つまり、重回帰分析という手法を用いる限り、「予測しない」という仮説を立てることはできない。そこで本研究では、「予測しない」ことは仮説としては掲げず、「予測する」ことを挙げて、作業仮説の支持のパターンから脆弱性モデルの適否を判断することにした。

答えることができなかった」「課題（レポートなど）が期日までに終わらなかった」「望んでいた仕事（アルバイト）につけなかった」「進行中の仕事（勉強）と関係のないことに時間をとられた」「趣味や習い事が、思うように上達しなかった」「やらなければならない課題（レポートなど）がたくさんあった」「興味の持てない授業を受けるようになった」「習い事や趣味を辞めた」の10項目になった。調査対象者に「あなたは過去3カ月間に、以下の出来事をどのくらい経験しましたか」と尋ね、それぞれの項目に対して、経験頻度を「全くなかった(0)」「たまにあった(1)」「ときどきあった(2)」「よくあった(3)」の4件法で答えさせた。統計的分析の際には、1項目でも「全くなかった(0)」と回答した者は分析から除外した。これは、NLEの経験が「全くなかった」ことは、「たまにあった」から「よくあった」までの程度を尋ねることとは質的に意味が異なり連続性が疑わしいこと、および、NLEは実際の経験頻度のみが問題にされるべきであるとの指摘（Cohen, Kessler, & Gordon, 1995 小杉監訳 1999）を考慮に入れたことによる。

結 果

各尺度の内的整合性の検討

ソーシャルスキル、抑うつ、孤独感、対人不安の4各尺度については、T1のデータ($n=1002$)を用いてCronbachの α 係数を算出した。その結果、ソーシャルスキル尺度35項目は $\alpha=0.874$ （得点範囲35-140, $M=91.072$, $SD=12.264$ ）、抑うつ尺度16項目は $\alpha=0.829$ （得点範囲0-48, $M=8.252$, $SD=6.091$ ）、孤独感尺度20項目は $\alpha=0.914$ （得点範囲20-80, $M=34.899$, $SD=9.304$ ）、対人不安尺度20項目は $\alpha=0.891$ （得点範囲

20-80, $M=50.211$, $SD=10.003$ ）であった。念のため、T2, T3それぞれの時期においても各尺度の α 係数を確認したが、いずれの尺度も0.854以上であった。

各尺度とも内定整合性を備えていると判断し、それぞれの尺度得点は、各尺度を構成する項目の合計点を用いた。なお、ソーシャルスキルの尺度得点は、高得点ほどソーシャルスキル不足を示すように得点を逆転させた。

NLE尺度は、ライフイベントの生起頻度を尋ねるので、10項目同士に内的整合性を仮定する必要はない。対人領域、達成領域各10項目を合計したものを、それぞれのNLE得点とした（得点範囲10-30）。T1~T2両方の有効回答者 $n=477$ において、対人領域は、 $M=6.038$ ($SD=4.588$)、達成領域は、 $M=8.333$ ($SD=4.516$)であった。

なお、これ以後の分析対象者は、T1~T3まですべてに回答した者261名のうち、NLEが全くなかったと回答した者を除いた253名であった。

第1回調査結果で第2回調査結果を予測した場合(T1→T2)

第1回調査結果で第2回調査結果を予測した場合の作業仮説を検討するために、Segrin (1996, 1999)の手続きに則って全部で6回の重回帰分析を行った。目的変数が「T2の抑うつ」のとき、説明変数は「T1の抑うつ」「T1のソーシャルスキル不足（以下SS不足(T1)と略す)」「NLE(T1-T2)」「SS不足(T1)とNLE(T1-T2)との積」の4変数であり、これを対人領域のNLEの場合と、達成領域のNLEの場合で個別に行った。同様に、目的変数が「T2の孤独感」のときは、説明変数は「T1の孤独感」「SS不足(T1)」「NLE(T1-T2)」「SS不足(T1)とNLE(T1-T2)との積」の4変数であり、これを対人領域のNLEの場合と、達成領域のNLEの場合で

Table 1 重回帰分析「T1→T2」で使う変数間の相関係数

	抑うつ (T2)	孤独感 (T2)	対人不安 (T2)	SS不足 (T1)	対人NLE (T1-T2)	達成NLE (T1-T2)	SS不足(T1) ×対人NLE (T1-T2)	SS不足(T1) ×達成NLE (T1-T2)
抑うつ(T1)	.614	.384	.270	.181	.144	.242	.008	-.023
孤独感(T1)	.282	.777	.307	.391	-.082	.045	-.093	-.088
対人不安(T1)	.254	.298	.758	.565	-.065	.127	.014	-.048
SS不足(T1)	.137	.262	.446	1.000	-.176	-.038	.031	-.142
対人NLE(T1-T2)	.298	.059	-.017	-.176	1.000	.620	-.223	-.185
達成NLE(T1-T2)	.328	.090	.198	-.038	.620	1.000	-.158	-.252
SS不足(T1)×対人 NLE(T1-T2)	.023	-.087	.045	.031	-.223	-.158	1.000	.665
SS不足(T1)×達成 NLE(T1-T2)	-.035	-.066	-.036	-.142	-.185	-.252	.665	1.000

注1) $n=253$ 、両側検定で $r>|.124|$ なら $p<.05$ で有意、 $r>|.163|$ なら $p<.01$ で有意。

注2) この表には、重回帰分析に直接用いられない相関係数も表示してある。

相川・藤田・田中：ソーシャルスキル不足と抑うつ・孤独感・対人不安の関連

Table 2 重回帰分析「T1→T2」の結果：説明変数の標準偏回帰係数 (β)

	抑うつ (T2)	孤独感 (T2)	対人不安 (T2)
抑うつ/孤独感/対人不安 (T1)	.565***/.557***	.800***/.792***	.742***/.717***
SS 不足 (T1)	.076 / .049	-.029 / -.044	.034 / .051
NLE(T1-T2)	.245***/.204***	.123** / .055	.047 / .117**
SS 不足 (T1)×NLE(T1-T2)	.070 / .036	.016 / .011	.044 / .035
R^2	.432***/.415***	.619***/.608***	.579***/.588***
(調整済み R^2)	(.423) / (.405)	(.613) / (.602)	(.572) / (.581)

*** $p < .001$ ** $p < .01$ * $p < .05$ ($N = 253$)

注) 各セルの前半は対人領域 NLE、後半は達成領域 NLE を用いた場合の結果である。

個別に行った。さらに、目的変数が「T2 の対人不安」のとき、説明変数は「T1 の対人不安」「SS 不足 (T1)」「NLE(T1-T2)」「SS 不足 (T1) と NLE(T1-T2) との積」の 4 変数であり、これを対人領域の NLE の場合と、達成領域の NLE の場合で個別に行った。

本研究では、多重共線性の問題に対処するために、Cronbach (1987) に従って、すべての説明変数をあらかじめ標準化してから、重回帰分析 (一括投入法) を実施した。その結果、これ以降すべての重回帰分析は、多重共線性の統計量である VIF (Variance Inflation Factor) とその逆数である許容度から判断して、多重共線性の問題はなかったと言える。

この重回帰分析に用いた変数間の相関係数は Table 1 に、重回帰分析の結果は Table 2 に示した。

T2 の抑うつを最もよく予測していたのは、T1 の抑うつであった。対人領域、達成領域それぞれの NLE も有意であった。また、T2 の孤独感を最もよく予測していたのは、T1 の孤独感であった。対人領域の NLE も有意であった。さらに、T2 の対人不安を最もよく予測

していたのは、T1 の対人不安であり、達成領域の NLE も有意であった。

結局、T2 の抑うつ、孤独感、対人不安を最もよく予測したのは、T1 の抑うつ、孤独感、対人不安であり、これ以外で標準偏回帰係数が有意であったのは、NLE であった。SS 不足は、単独でも、NLE との交互作用でも有意ではなかった。つまり、NLE に関する作業仮説 2 がほぼ支持されただけで、作業仮説 1, 3, 4 は全く支持されなかった。

第 2 回調査結果で第 3 回調査結果を予測した場合 (T2→T3)

調査時期が異なるだけで、分析対象者も、目的変数、説明変数も先の分析と同様の重回帰分析を 6 回行った。重回帰分析に用いた変数間の相関係数は Table 3 に、重回帰分析の結果は、Table 4 に示した。

SS 不足は、いずれの場合も抑うつ、孤独感、対人不安を予測していたので、作業仮説 1 は支持された。NLE は、孤独感に関しては有意に予測していなかったが、それ以外では有意に予測していたので、作業仮説 2

Table 3 重回帰分析「T2→T3」で使う変数間の相関係数

	抑うつ (T3)	孤独感 (T3)	対人不安 (T3)	SS 不足 (T2)	対人 NLE (T2-T3)	達成 NLE (T2-T3)	SS 不足 (T2) × 対人 NLE (T2-T3)	SS 不足 (T2) × 達成 NLE (T2-T3)
抑うつ (T2)	.649	.290	.343	.201	.251	.378	-.001	.027
孤独感 (T2)	.372	.770	.260	.350	.154	.162	.031	.011
対人不安 (T2)	.251	.266	.775	.548	.061	.189	-.021	-.082
SS 不足 (T2)	.234	.413	.545	1.000	.028	.091	.083	-.027
対人 NLE(T2-T3)	.326	.165	.169	.028	1.000	.588	-.154	-.082
達成 NLE(T2-T3)	.379	.194	.252	.091	.588	1.000	-.097	.005
SS 不足 (T2)×対人 NLE(T2-T3)	.103	.018	.143	.083	-.154	-.097	1.000	.614
SS 不足 (T2)×達成 NLE(T2-T3)	.205	.042	.066	-.027	-.082	.005	.614	1.000

注 1) $n = 253$ 、両側検定で $r > |.124|$ なら $p < .05$ で有意、 $r > |.163|$ なら $p < .01$ で有意。

注 2) この表には、重回帰分析に直接用いられない相関係数も表示してある。

Table 4 重回帰分析「T2→T3」の結果：説明変数の標準偏回帰係数(β)

	抑うつ (T3)	孤独感 (T3)	対人不安 (T3)
抑うつ/孤独感/対人不安 (T2)	.579*** / .562***	.704*** / .702***	.687*** / .671***
SS 不足 (T2)	.102* / .112*	.166*** / .163***	.151** / .171***
NLE(T2-T3)	.197*** / .156**	.050 / .066	.149*** / .109**
SS 不足 (T2)×NLE(T2-T3)	.125** / .192***	-.009 / .039	.168*** / .126**
R^2 (調整済み R^2)	.477*** / .490*** (.468) / (.481)	.619*** / .622*** (.612) / (.616)	.664*** / .649*** (.658) / (.643)

*** $p < .001$ ** $p < .01$ * $p < .05$ ($N = 253$)

注) 各セルの前半は対人領域 NLE、後半は達成領域 NLE を用いた場合の結果である。

は、ほぼ支持されたと言えよう。SS 不足と NLE との交互作用は、孤独感に関しては有意ではなかったが、抑うつ、対人不安に関しては、対人領域でも達成領域でも有意であった。したがって作業仮説 3 はほぼ支持されたと考えられるが、作業仮説 4 は支持されたとは言えない。

第 1 回調査結果で第 3 回調査結果を予測した場合 (T1→T3)

第 1 回の調査結果で第 3 回調査結果を予測した場合の作業仮説を検討するために、これまでと同様の重回帰分析を 6 回行った。つまり目的変数が「T3 の抑うつ」のとき、説明変数は「T1 の抑うつ」「SS 不足 (T1)」「NLE(T1-T3)」「SS 不足 (T1) と NLE(T1-T3) との積」の 4 変数であり、これを対人領域の NLE の場合と、達成領域の NLE の場合で個別に行った。同様に、目的変数が「T3 の孤独感」のときは、説明変数は「T1 の孤独感」「SS 不足 (T1)」「NLE(T1-T3)」「SS 不足 (T1) と NLE(T1-T3) との積」の 4 変数であり、これを対人領域の NLE の場合と、達成領域の NLE の場合で個別に

行った。さらに、目的変数が「T3 の対人不安」のとき、説明変数は「T1 の対人不安」「SS 不足 (T1)」「NLE (T1-T3)」「SS 不足 (T1) と NLE(T1-T3) との積」の 4 変数であり、これを対人領域の NLE の場合と、達成領域の NLE の場合で個別に行った。なお、「NLE(T1-T3)」は、NLE(T1-T2) と NLE(T2-T3) の和である。この重回帰分析に用いた変数間の相関係数は Table 5 に、重回帰分析の結果は Table 6 に示した。

T3 の抑うつ、孤独感、対人不安を最もよく予測したのは T1 の抑うつ、孤独感、対人不安であり、これ以外で、標準偏回帰係数が有意であったのは NLE であった。NLE はすべての場合において有意であり、作業仮説 2 は支持された。SS 不足に関する作業仮説 1 は、対人不安に関してのみ支持された。作業仮説 3 は、SS 不足と NLE との交互作用が、いずれの場合も有意ではなかったため、全く支持されなかったと言えよう。

補足的分析

以上の分析は、「SS 不足」→「抑うつ、孤独感、対人不安」を仮定していたが、後述の「考察」のために、逆の

Table 5 重回帰分析「T1→T3」で使う変数間の相関係数

	抑うつ (T3)	孤独感 (T3)	対人不安 (T3)	SS 不足 (T1)	対人 NLE (T1-T3)	達成 NLE (T1-T3)	SS 不足 (T1) × 対人 NLE (T1-T3)	SS 不足 (T1) × 達成 NLE (T1-T3)
抑うつ (T1)	.645	.367	.307	.181	.246	.313	.009	.022
孤独感 (T1)	.333	.765	.310	.391	-.010	.094	-.027	-.020
対人不安 (T1)	.261	.291	.754	.565	.033	.172	.101	-.025
SS 不足 (T1)	.164	.354	.516	1.000	-.092	.054	.088	-.071
対人 NLE(T1-T3)	.279	.094	.093	-.092	1.000	.661	-.232	-.210
達成 NLE(T1-T3)	.364	.166	.262	.054	.661	1.000	-.216	-.246
SS 不足 (T1)×対人 NLE(T1-T3)	-.060	-.101	.100	.083	-.232	-.216	1.000	.627
SS 不足 (T1)×達成 NLE(T1-T3)	.027	-.049	.014	-.071	-.210	-.246	.627	1.000

注 1) $n = 253$ 、両側検定で $r > |.124|$ なら $p < .05$ で有意、 $r > |.163|$ なら $p < .01$ で有意。

注 2) この表には、重回帰分析に直接用いられない相関係数も表示してある。

相川・藤田・田中：ソーシャルスキル不足と抑うつ・孤独感・対人不安の関連

Table 6 重回帰分析「T1→T3」の結果：説明変数の標準偏回帰係数 (β)

	抑うつ (T3)	孤独感 (T3)	対人不安 (T3)
抑うつ/孤独感/対人不安 (T1)	.601*** / .571***	.732*** / .732***	.664*** / .643***
SS 不足 (T1)	.070 / .054	.082 / .062	.145** / .149**
NLE(T1-T3)	.128* / .198***	.093* / .093*	.094* / .163***
SS 不足 (T1)×NLE(T1-T3)	-.042 / .067	-.066 / -.006	.041 / .081
R^2	.437*** / .451***	.604*** / .597***	.589*** / .606***
(調整済み R^2)	(.428) / (.442)	(.598) / (.591)	(.582) / (.599)

*** $p < .001$ ** $p < .01$ * $p < .05$ ($N = 253$)

注) 各セルの前半は対人領域 NLE、後半は達成領域 NLE を用いた場合の結果である。

因果関係を仮定した分析を行った。具体的には、「抑うつ・孤独感・対人不安」への「SS 不足」の回帰直線を仮定して単回帰分析を行い、回帰係数を求めた。その結果、「抑うつ→SS 不足」については、T1→T2 では .469 ($p < .001$)、T2→T3 では .374 ($p < .01$)、T1→T3 では .459 ($p < .001$) であった。「孤独感→SS 不足」については、T1→T2 では .562 ($p < .001$)、T2→T3 では .443 ($p < .001$)、T1→T3 では .553 ($p < .001$) であった。「対人不安→SS 不足」については、T1→T2 では .581 ($p < .001$)、T2→T3 では .732 ($p < .001$)、T1→T3 では .658 ($p < .001$) であった。

考 察

本研究では、ソーシャルスキルと抑うつ、孤独感、対人不安の程度を 3 時点で継時的に測定して、重回帰分析によってソーシャルスキル不足と NLE の交互作用効果を検討した。その結果、ソーシャルスキル不足と NLE との交互作用は、T1→T2、および T1→T3 においては有意ではなかった。T2→T3 においては、孤独感に関しては有意ではなかったが、抑うつ、対人不安に関しては有意であった (作業仮説 3 を支持)。ただし、ソーシャルスキル不足は、単独でも抑うつ、孤独感、対人不安を予測していた (作業仮説 1 を支持)。このような結果から、ソーシャルスキル不足は心理社会的問題の原因でも結果でもなく、NLE との交互作用でのみ効果を発揮するという脆弱性モデルは、Segrin (1996, 1999) に準じた重回帰分析を用いたやり方では検証できなかったと結論づけることができよう。

このような結論になった理由の中には、日米の文化差の要因もからんでいるかもしれないが、本研究では以下の 3 点に絞って考察をし、最後に本研究の限界を述べる。

脆弱性モデルを検証するために重回帰分析を用いることの是非

本研究では Segrin (1996, 1999) と同様の重回帰式を作った。この重回帰式は、ソーシャルスキル不足が抑

うつ、孤独感、対人不安の原因だという前提に立つことになるが、これは、脆弱性モデルの「ソーシャルスキル不足は心理社会的問題の原因ではない」という主張と矛盾することになる。この矛盾を回避するために、Segrin (1996, 1999) は、脆弱性モデルが成立するための条件として、ソーシャルスキル不足が単独では有意でないことを挙げている。しかし、たとえこの条件が満たされたとしても、重回帰式の標準偏回帰係数の有意性検定に頼る限り、ソーシャルスキル不足が心理社会的問題の原因ではないことを統計的に証明したことにはならない (脚注 1) を参照)。また、脆弱性モデルでは「ソーシャルスキル不足は心理社会的問題の結果でもない」と主張しているが、ソーシャルスキル不足を説明変数の一つに組み入れる重回帰式では、これを直接、証明することはできない。

さらに、脆弱性モデルを立証するためには、「SS 不足」と「NLE」の交互作用が有意でなければならないが、重回帰分析は、投入する変数によって結果が大きく変化する。Segrin (1996, 1999) では、「それ以前の心理社会的問題」も説明変数として投入している (例えば、T2 の抑うつを予測するのに T1 の抑うつも投入している)。本研究もこれに従ったが、測定時期がずれただけの二つの抑うつ、孤独感、対人不安の相関は、当然のことながら非常に高かった ($.614 \leq r \leq .777$, Table 1, Table 3, Table 5 参照)。そのために、抑うつ、孤独感、対人不安を最も良く予測していたのは「それ以前の抑うつ、孤独感、対人不安」であった。なお、確認のために、「それ以前の抑うつ、孤独感、対人不安」を除いた重回帰分析も試みた。しかし、T1→T2, T2→T3, T1→T3 いずれの場合も、ソーシャルスキル不足と NLE それぞれ単独の標準偏回帰係数の値は大きくなるものの、「SS 不足×NLE」の交互作用は有意ではなかった。

以上のように、脆弱性モデルで主張していることと、それを証明するために重回帰分析を用いることの間には齟齬が見られる。重回帰分析が脆弱性モデルを証明する手法として適切であるかどうか、別の手法はないのかど

うか今後、検討しなければならない。

抑うつ、孤独感、対人不安を同じモデルで扱うことの是非

本研究では、Segrin (1999) に従い、抑うつ、孤独感、対人不安を心理社会的問題という概念で一括し、同じ重回帰式を当てはめて分析を試みた。しかし、抑うつ、孤独感、対人不安ごとに結果は異なっていた。抑うつに関しては、重回帰分析の決定係数 (R^2) が、他の2変数よりも常に小さく、しかも分散説明率としてみたときに40% 台にとどまっていた。また、抑うつとソーシャルスキル不足との相関関係は、ごく弱いものであった。これに対して孤独感と対人不安に関する決定係数は、分散説明率60% に近いかそれ以上であった。ただし、孤独感と対人不安が重回帰分析において同じパターンを示していたわけではなく、ソーシャルスキル不足との相関関係は、対人不安が孤独感よりも強いものであった。

以上のようなことから、抑うつ、孤独感、対人不安を同じモデルに当てはめる妥当性は低いものと考えられる。今後は、抑うつ、孤独感、対人不安、それぞれに対して個別のモデルを当てはめてみる必要があるだろう。場合によってはこれら三者の間にも何らかの因果関係を仮定するほうが、妥当性が高いモデルが設定できるかもしれない。

脆弱性モデルへの疑問

本研究は、分析対象者を精選し (1,002名の回答者の中から、3時点すべてに回答し、かつNLEを1度は体験している253名)、使用する尺度やその使い方に配慮をし (例えばNLE尺度の使い方など)、3時点での継時的調査から長期効果と短期効果を比較検討できるように (例えば、T1→T2とT1→T3の比較)、合計18回の重回帰分析を試みた。しかし、脆弱性モデルの条件を満たす結果は得ることができなかった。このような本研究の結果から判断すると、脆弱性モデルの妥当性への疑問が生じる。

脆弱性モデルは、ソーシャルスキル不足単独の効果を認めないが、本研究の結果は、ソーシャルスキル不足が抑うつ、孤独感、対人不安の原因になることを示していた。また、補足的に行った、「抑うつ、孤独感、対人不安→SS不足」を想定した単重回帰分析での回帰係数はいずれも有意であり、ソーシャルスキル不足が抑うつ、孤独感、対人不安の結果であることも示唆された。このような諸結果からすると、ソーシャルスキル不足は、脆弱性モデルが主張するように、抑うつ、孤独感、対人不安の「原因でも結果でもない」のではなく、むしろ「原因でもあり結果でもある」のではないかと考えられる。ソーシャルスキル不足が抑うつ、孤独感、対人不安を悪化させ、悪化した抑うつ、孤独感、対人不安がソーシャルスキル不足を増悪させるというような悪循環が想定で

きるかもしれない。このような点を検証することも今後の課題であろう。

本研究の限界

第1は、本研究はSegrin (1996, 1999) の追試の意味も含んでいたが、本研究で用いた尺度はSegrin (1996, 1999) が用いた尺度と同じものではなかった。日本語版としての信頼性や妥当性は検討されているものの、異なる文化間での尺度の等質性の問題は残っている。

第2は、ソーシャルスキルの測定が自己評定のみであったことである。本研究では、あえて自己評定を選択したが、他者評定による実行レベルのソーシャルスキルを測定した場合には、脆弱性モデルが成立するかもしれないという可能性は否定できない。

第3に、心理社会的問題には、アルコール依存症、少年非行、学業不振、薬物依存、統合失調症、結婚問題、性的機能障害なども含まれる (Segrin, 1996)。本研究で取り上げた、抑うつ、孤独感、対人不安に関しては脆弱性モデルは適合しなかったが、本研究で扱わなかった問題には適合する場合があるかもしれない。

第4に、同じ対象者に3回繰り返して同じ質問紙に回答させた点である。これは、継時的調査を実施するうえで避けられない問題であるが、3カ月の間隔で繰り返して3回の調査を実施したため、回答者の慣れや、前回の回答時の記憶などの影響があったことは否めない。

本研究の結果は、以上のような調査実施上の限界を踏まえて解釈しなければならない。

引用文献

- 相川 充 (1999). 社会的スキル 中島義明・安藤清志・子安増生・坂野雄二・繁樹算男・立花政夫・箱田裕司 (編集) 心理学辞典 有斐閣 pp. 340-371.
- 相川 充・藤田正美 (2005). 成人用ソーシャルスキル自己評定尺度の構成 東京学芸大学紀要第1部門教育科学, 56, 87-93.
- Cronbach, L. J. (1987). Statistical tests for moderator variables: Flaws in analyses recently proposed. *Psychological Bulletin*, 102, 414-417.
- Cohen, S., Kessler, R. C., & Gordon, U. (1995). *Measuring stress: A guide for health and social scientists*. Oxford, England: Oxford University Press. (小杉正太郎 (監訳) (1999). ストレス測定法: 心身の健康と心理社会的ストレス 川島書店)
- Cole, D. A. & Milstead, M. (1989). Behavioral correlates of depression: Antecedents or consequences? *Journal of Counseling Psychology*

相川・藤田・田中：ソーシャルスキル不足と抑うつ・孤独感・対人不安の関連

- gy, **36**, 408-416.
- 林 潔 (1988). 学生の抑うつ傾向の検討 カウンセリング研究, **20**, 162-169.
- Jones, W. H. (1982). Loneliness and social behavior. In L. A. Peplau & D. Perlman (Eds.), *Loneliness: A sourcebook of current theory, research and therapy*. New York: Wiley. pp. 238-252.
- Jones, W. H., Hobbs, S. A., & Hockenbury, D. (1982). Loneliness and social skill deficits. *Journal of Personality and Social Psychology*, **42**, 682-689.
- 近藤真治・ヤン・インリン (1996). コミュニケーション不安の形成と治療 ナカニシヤ出版
- 工藤 力・西川正之 (1983). 孤独感に関する研究 (I)—孤独感尺度の信頼性・妥当性の検討—実験社会心理学研究, **22**, 99-108.
- Lahey, B. & Ross, L. T. (1994). Dependency and self-criticism as moderators of interpersonal and achievement stress: The role of initial dysphoria. *Cognitive Therapy and Research*, **18**, 581-599.
- Leary, M. R. (1983). *Understanding social anxiety: Social, personality, and clinical perspectives*. Newbury Park, CA: Sage Publications. (生和秀敏 (監訳) (1990). 対人不安 北大路書房)
- Leary, M. R. & Kowalski, R. M. (1995). *Social anxiety*. New York: Guilford.
- Lewinsohn, P. M. & Hoberman, H. M. (1982). Depression. In A. S. Bellack, M. Hersen, & A. Kazdin (Eds.), *International handbook of behavior modification and therapy*. New York: Plenum. pp. 397-431.
- Lewinsohn, P. M., Hoberman, H. M., Teri, L., & Hautzinger, M. (1985). An integrative theory of depression. In S. Reiss & R. R. Bootzin (Eds.), *Theoretical issues in behavior therapy*. New York: Academic Press. pp. 331-359.
- 諸井克英 (1997). セルフ・モニタリングと対人不安との関係におよぼす認知欲求の効果: 女子青年の場合 人文論集 (静岡大学人文学部), **48**, 31-71.
- Robins, C. J. & Block, P. (1988). Personality vulnerability, life events, and depressive symptoms: A test of a specific interactional model. *Journal of Personality and Social Psychology*, **54**, 847-852.
- Segal, Z. V., Shaw, B. F., Vella, D. D., & Katz, R. (1992). Cognitive and life stress predictors of relapse in remitted unipolar depressed patient: Test of the congruency hypothesis. *Journal of Abnormal Psychology*, **101**, 26-36.
- Segrin, C. (1993). Social skills deficits and psychosocial problems: Antecedent, concomitant, or consequent? *Journal of Social and Clinical Psychology*, **12**, 336-353.
- Segrin, C. (1996). The relationship between social skills deficits and psychosocial problems: A test of a vulnerability model. *Communication Research*, **23**, 425-450.
- Segrin, C. (1999). Social skills, stressful life events, and the development of psychosocial problems. *Journal of Social and Clinical Psychology*, **18**, 14-34.
- Segrin, C. & Abramson, L. Y. (1994). Negative reactions to depressive behavior: A communication theories analysis. *Journal of Abnormal Psychology*, **103**, 655-668.
- 高比良美詠子 (1998). 対人・達成領域別ライフイベント尺度 (大学生用) の作成と妥当性の検討 社会心理学研究, **14**, 12-24.
- Wierzbicki, M. & McCabe, M. (1988). Social skills and subsequent depressive mood symptomatology in children. *Journal of Clinical Child Psychology*, **17**, 203-208.
- Young, J. E. (1982). Loneliness, depression, and cognitive therapy: Theory and application. In L. A. Peplau & D. Perlman (Eds.), *Loneliness: A sourcebook of current theory, research and therapy*. New York: Wiley. pp. 379-405.

(2005年12月14日受稿, 2006年10月31日掲載決定)