Tsukuba Psychological Research
2017. 53. 103-111

重要他者に対する再確認傾向と役割期待および役割期待と遂行のズレの関連

中部学院大学地域連携推進センター　渡辺　伸子[1)]

筑波大学人間系　佐藤　有耕

The relations between reassurance-seeking, role-expectations, and discrepancies between role-expectations and role-fulfillment

Nobuko Watanabe (*Center for Regional Collaboration in Research and Education, Chubu Gakuin University, 2-1 Kirigaoka, Seki, Gifu 501-3993, Japan*)
Yuhkoh Satoh (*Faculty of Human Sciences, University of Tsukuba, Tsukuba 305-8572, Japan*)

The relationship between reassurance-seeking and rejection are reinvestigated by examining discrepancies between role expectations and fulfillment. University students ($N=125$, 59 male, 65 female, 1 gender unknown, Mean age $=20.28$, $SD=1.20$) responded to a questionnaire assessing reassurance-seeking, depression, relationship with significant other and role-expectations and role-fulfillment of significant other. The Role Behaviors Scale consists of six subscales assessing: support, proximity, autonomy, entertainment, similarity and dynamics. The main findings indicate that reassurance-seeking is correlated with both support and proximity role-expectations. Moreover, reassurance-seeking and depression are correlated with discrepancies between expectations and fulfillment in terms of support and entertainment roles. These findings suggest that reassurance-seeking behaviors induce pleasant mood experiences in high reassurance-seekers.

Key words: reassurance-seeking, depression, role behavior, expectation, fulfillment

問　題

重要他者に対する再確認傾向（Joiner, Metalsky, Katz, & Beach, 1999; 勝谷, 2004：以下，“再確認傾向”とする）とは，自分が重要他者から愛され大切に思われているかどうかを，すでに確認したかどうかに関わらず，執拗に確認しようとする，対人関係についての個人差である。重要他者とは，その人からの評価などが，自己に強い影響を与えるような他者とされている（勝谷，2004）。つまり，再確認傾向とは，自分にとって心理的に強い影響力を持つ他者に対して，自分を妥当に扱ってくれているかどうかを知ろうと試みる傾向と言い換えられる。重要他者の定義では重要他者に対して好意的な感情を持っているかどうかは問われていないため，家族や親友のような親しい間柄の人だけでなく，仕事上の上司や，スポーツや学業の指導者のような形式的な関係の相手も重要他者として機能し得る。

再確認傾向は，愛着や対人的依存性との関連が検討されてきた。再確認傾向は，愛着スタイルの見捨てられ不安や，対人依存性と正の関連がある

1）本研究は，2013年度に筑波大学人間学群心理学類の開講科目「心理学研究法」において計画・実施された研究を論文として再構成したものです。研究の遂行に協力してくださった佐々木夕莉氏，倉田雄貴氏，山田美貴氏に感謝いたします。また，調査に協力してくださった大学生の皆様にも感謝申し上げます。

(McClintock, McCarrick, & Anderson, 2014; Shaver, Schachner, & Mikulincer, 2005)。このように，再確認傾向は他者との関わり方に関連する個人特性である。

再確認傾向は，抑うつや不安と正の関連を示していることから（勝谷，2004；Rector, Kamkar, Cassin, Ayearst, & Laposa, 2011），不適応を促進する要因であると考えられる。再確認傾向と抑うつの間には，中程度の関連があると38の研究をメタ分析したStarr & Davila（2008）でも結論づけられている。再確認傾向が不適応を促進する要因であることは縦断調査からも示されており，抑うつと不安の増加（2ヶ月の間隔：勝谷，2007）や，抑うつの増加（5週間の間隔：Voelz & Joiner, 2007）を予測することが報告されている。

加えて，再確認傾向は，対人ストレスイベントを媒介して，抑うつの増加を規定しているという結果も報告されている（安部・川人・大塚，2014）。特に，対人スキルの不足によって他者と上手にコミュニケーションが取れない状態である対人劣等が，再確認行動と3週間後の抑うつを媒介していた。これらのことから，再確認傾向は心理的不適応の増加を説明する対人関係上の特性であると結論づけられる。

再確認傾向は対人関係上の特性であるため，抑うつの増加については重要他者からの拒否との関連から検討が行われてきた。再確認傾向と拒否の関連を扱った16の研究をメタ分析したStarr & Davila（2008）では，再確認傾向と拒否の関連は弱いながらも有意であると結論づけられている。拒否を受けた結果，抑うつが増加することが，Joiner & Metalsky（2001）による大学の寮生のペアを対象とした縦断調査で示されている。

さらに，勝谷（2006）は，再確認傾向者が効果的ではない対処行動を取ることによって抑うつを悪化させるプロセスについて検討している。この調査では，ネガティブライフイベント経験時の再確認傾向者の対処行動に着目しており，対処行動を，「一人で行うもの（非対人的対処行動）」，「重要他者に対して働きかけるもの（重要他者働きかけ型対処行動）」，「非重要他者に対して働きかけるもの（非重要他者働きかけ型対処行動）」に分けて扱っている。3ヶ月の間隔をおいて2度の調査を行ったところ，再確認願望が高いほど再確認行動が増加し，その結果，重要他者から拒否的な反応を受け，抑うつが増加するというモデルが採用された。つまり，再確認を行うことにより，重要他者との関係が悪化し，重要他者から拒否的な反応を受けるため，再確認傾向者は不適応状態がさらに増すのである。再確認傾向は，重要他者からポジティブな評価を得ようとする試みであるが，結果としては過度の確認により重要他者から拒否的反応を引き出してしまうことが示されている。

しかしながら，再確認傾向者があらゆる点において重要他者からポジティブな評価や反応を得たいと望んでいるかどうかは検討されていない。たとえば，再確認傾向者は，重要他者が常にポジティブな評価や反応をしてくれるべきであると考えているのだろうか。あるいは，ある点については強く要求するが，他のある点についてはあまり要求しないのであろうか。実験場面では，親しい相手とサクラに対してでは，再確認行動の生起しやすさが異なることが明らかになっており，親しい相手に対しての方が，再確認行動がより多く生起していた（Neal & Radomsky, 2015）。つまり，再確認傾向者は，重要他者と非重要他者を区別し，異なる期待を持っているのである。同様に，重要他者に対して抱く期待についても，領域を区別し，領域ごとに期待の程度を変化させている可能性がある。しかしながら，勝谷（2006）では拒否的反応を，1次元を想定した項目群で測定しているため，これらの疑問について結論を得ることは難しい。

ところで，友人関係の親密化過程を検討した下斗米（2000）では，対人葛藤を検討するため，他者への役割行動の期待と他者の役割行動の遂行の差分を取る方法を採用している。実施方法は，次のようであった。まず，回答者に対して，特定の他者を想定するように求める。そして，6下位尺度から構成されている役割行動期待尺度について，「あなたはその人に対して，以下に挙げる行動をどの程度あなた自身に行ってほしいとお思いになりますか」と教示し，回答を求める。さらに，同様に，「その人は，以下の行動を，あなたに対してどの程度満足のいくくらい行ってくれていますか」と教示し，回答を求める。前者が役割行動期待度であり，後者が役割行動遂行度である。後者の遂行度得点から前者の期待度得点を差し引いたものが，期待と遂行のズレ量（以下，“ズレ量”と呼ぶ）であり，ズレ量がマイナスの場合は「期待以下」の状態，プラスの場合は「期待以上」の状態と考える。

役割行動期待尺度の6つの下位尺度は，相手が自分を支えてくれるという内容の「支援性」，相手が自分と共に行動してくれるという内容の「近接性」，相手が社会や自分たちの関係における決まり事を守るという内容の「自律性」，相手が場の雰囲気を和ませてくれるという内容の「娯楽性」，相手が自分

と似ているという内容の「類似性」，相手が積極的な姿勢で生きているという内容の「力動性」である。役割行動期待尺度を用いることにより，再確認傾向者が重要他者に期待を抱きやすい領域を明らかにすることが可能となると考えられる。

一方，勝谷（2006）で用いられた「拒否的反応」は，重要他者への働きかけに対して，再確認傾向者に応答的に向けられた拒否的な反応であった。つまり，再確認傾向者が何らかの意図を持って重要他者に働きかけた結果もたらされた，重要他者から再確認傾向者への意図的な拒否である。この状態は，先に他者への期待があり，その期待が叶えられなかった状態を期待と遂行のマイナス方向のズレとみなした下斗米（2000）と類似している。しかし，期待と遂行のマイナス方向のズレは，他者が意図的に期待に応えない場合の他，時間的資源等，様々な資源の枯渇により期待を満たすほどの遂行ができない非意図的な場合もあると想定される。そのため，期待と遂行のマイナス方向のズレは，拒否的反応を含むより上位の概念であると考えられる。本研究では，拒否だけでなく，より広い概念である期待と遂行のズレを用いて，より詳細な検討を行う。

本研究の目的は，勝谷（2006）で見出された再確認傾向と拒否的反応の関連を，期待を抱く領域別により詳細に再検討することである。その際，再確認傾向者が重要他者に対して期待や不満を抱きやすい領域を，下斗米（2000）の方法を用いて扱う。また，勝谷（2006）で見られた，拒否的反応と抑うつの関連を，異なる方法で再現することができるかどうか検討する。

仮説は次の３点である。まず，再確認傾向の定義に照らせば，再確認傾向者にとっては重要他者から自分へのポジティブな関わりが主たる関心事項であると考えられる。そのため，再確認傾向者は，重要他者が自分を支えてくれること（支援性），一緒に出掛けるなど，共に行動してくれること（近接性），自分を楽しませてくれること（娯楽性）などを強く期待していると考えられる。よって，第一として，再確認傾向が高いほど，支援性，近接性，娯楽性についての期待が高いという関連が予測される。

また，本研究では期待と遂行のズレを扱うが，勝谷（2006）で見られたものと同様の関連が示されると考えられる。つまり，再確認傾向が高いほど，期待と遂行のズレが強く，ズレを感じやすい領域は，第一の仮説と同様の推測に基づいて，支援性，近接性，娯楽性の領域のズレであると予測することが可能である。以上が第二の仮説である。

第三に，本研究では期待と遂行のズレを拒否状態の指標とするが，勝谷（2006）と同様に，拒否状態，つまり期待と遂行のマイナス方向のズレが強いほど，強い抑うつ状態であると予測される。

再確認傾向の測定には，改訂版重要他者に対する再確認傾向尺度（勝谷，2004）を用いる。改訂版重要他者に対する再確認傾向尺度は，再確認をしたいという内的な状態である「再確認願望」と，実際にそれを実行する程度である「再確認行動」の２つの下位尺度を持つ，十分な信頼性と妥当性を備えた尺度である。そして，拒否的反応を，領域ごとに期待と遂行のズレとしてとらえるため，下斗米（2000）の役割行動期待尺度を用いて測定する。抑うつの測定には，the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale（島・鹿野・北村・浅井，1985）を用いる。

方　法

調査協力者　関東にある国立大学１校の学生125人が調査に協力した。性別の内訳は，男性59人，女性65人，不明１人であった。平均年齢は20.28歳（*SD*＝1.20）であった。学年は１年生が28人，２年生が58人，３年生が25人，４年生が10人，不明が４人であった。

調査内容　①重要他者に対する再確認傾向：改訂版重要他者に対する再確認傾向尺度（以下，“再確認傾向尺度”と呼ぶ；勝谷，2004）を使用した。「再確認願望」６項目，「再確認行動」６項目の合計12項目で構成されている。「日常生活の中で，好きか嫌いかはともかくとして，とても重要な存在の人たちがいるのではないでしょうか。以下の文章を読み，あなたにとって重要な人たちとの関係について，現在の自分に最もよくあてはまる数字に○をつけて下さい。」と教示し，「まったくあてはまらない」を１，「どちらでもない」を４，「非常によくあてはまる」を７とする７件法で回答を求めた。

②抑うつ：the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale（島ら，1985：以下，“CES-D”と呼ぶ）を用いた。心身の抑うつ状態を測定する20項目の尺度である。「この１週間のあなたのからだや心の状態についてお聞きします」と教示し，「全くない・１日以下」をA，「１～２日」をB，「３～４日」をC，「５日以上」をDとする４件法で回答を求めた。項目は，Aが０点，Bが１点，Cが２点，Dが３点になるよう得点化した。逆転項目の場合には，Aが３点，Dが０点になるように得点化した。よって，抑うつ度が高いほど高得点になる。

③重要他者との関係：重要他者を具体的に１人思い

浮かべるよう教示し，重要他者の性別・年齢，重要他者との関係性（「恋人」や「母親」などの9種類および「その他」の合計10の選択肢），重要他者との親密度（下斗米，2000と同様に，「全く親しくない」を-4，「どちらでもない」を0，「極めて親しい」を4とする9件法1項目）を尋ねた。また，具体的に1人の重要他者を回答してもらうため，分析に用いないと説明した上で，重要他者のイニシャルを記入するよう求めた。さらに，以降の質問紙④と⑤においても，その重要他者を思い浮かべて想定するように教示した。

④役割行動期待度：下斗米（2000）において使用された，親密な対人関係にある他者への期待を測定する尺度を用いた。原尺度では，「支援性」10項目，「近接性」4項目，「自律性」5項目，「娯楽性」5項目，「類似性」4項目，「力動性」5項目の合計33項目であるが，重要他者として，家族など，一緒に暮らしている相手を想定した場合，回答に窮すると考えられた「お互いの家に行き合う」という「近接性」の1項目を削除し，合計32項目について回答を求めた。また，「支援性」の「どう行動しようか迷った時，適切な指示ができる」という項目の，「指示」という言葉が重要他者との間ではイメージしにくいと判断し，「どう行動しようか迷った時，適切なアドバイスができる」と変更した。さらに，「娯楽性」の「シャレなどで相手を楽しませる」と「相手を愉快な気分にするように努める」の「相手」という言葉が，重要他者から回答者への働きかけと考えた場合，回答者以外の第三者が想定されてしまう恐れがあることから，それぞれ「シャレなどで私を楽しませる」と「私を愉快な気分にするように努める」と改めた。「現在のその人との付き合い方から考えて，あなたはその人に対して，以下に挙げる行動をどの程度あなた自身に行ってほしいとお思いになりますか。」と教示し，「まったく期待しない」を-4，「どちらともいえない」を0，「極めて期待する」を4とする9件法で回答を求めた。

⑤役割行動遂行度：④の役割期待度と同様の32項目を用いた。「現在のその人との付き合い方から考えて，あなたはその人に対して，以下に挙げる行動をどの程度あなた自身に行っているとお思いになりますか。」と教示し，「全く行っていない」を-4，「どちらともいえない」を0，「極めて行っている」を4とする9件法で回答を求めた。

⑥デモグラフィックな変数　性別，年齢，学年を尋ねた。

調査時期　2013年1月末から2月中旬にかけて実施した。

手続き　調査の実施を分担した大学生3名および第一筆者が，大学において調査を依頼できる友人・知人に呼び掛けて質問紙を配布した。質問紙は封をしていない封筒に入れて配付し，回収の際には封をして，回答が直接人目に触れないように配慮した。質問紙の配付から回収までは数日のインターバルがあった。質問紙の表紙には，回答により個人が特定されることはないこと，回答は自由であり，回答をしなくても不利益を被らないこと，および回答した場合は回答をもって調査への協力に同意したとみなされることを明記し，倫理的な配慮を行った。

結　果

重要他者の特徴と回答者との関係性　重要他者として想定されていた人物について分析を行った。重要他者の年齢の平均は23.91歳（$SD=9.52$）であり，回答者の年齢の平均20.28歳（$SD=1.20$）と比較すると年上であった。

回答者と重要他者の関係性は，選択した人数の多い順に，「恋人」47人，「友人」30人，「親友」24人，「母親」16人，「知り合い」3人，「きょうだい」2人，「その他」2人，不明が1人であり，家族以外の関係が選択される傾向にあった。他に，「父親」，「その他の家族」，「親族」の選択肢も設けたが，選択した者はいなかった。

重要他者との親密度の平均値は，2.81（$SD=1.32$）であった。下斗米（2000）ではこの項目を群分けに用いており平均値は算出していないが，0点以下を「顔見知り段階」，+1～+2を「友達段階」，+3～+4を「親友段階」としている。この基準に照らせば，2.81という平均値からは，本研究における調査協力者が，重要他者に対して友達や親友に相当する親密さを感じていることがうかがえる。

基本統計量　分析の準備として，各尺度を下位尺度ごとに得点化した。得点化の際には，逆転項目に対する処理を行った後，下位尺度の項目を単純加算し，項目数で除した。また，役割期待と遂行のズレ得点は，役割期待尺度の期待と遂行を下位尺度ごとに加算した後，遂行得点から期待得点を引き，項目数で除して算出した。

各尺度の平均値と標準偏差およびα係数をTable 1に示した。α係数は，役割期待尺度の自律性の期待で.67，自律性の遂行で.61，力動性の期待で.63とやや低い値が見られたものの，その他の尺度では十分な値を示していたため，全ての変数を分析に使用することとした。

役割期待尺度を用いて測定・算出した3種類の得

点の平均を見てみると，役割期待は1つの下位尺度でごく小さい負の値を示したものの，ほとんどが正の値を示しており，調査協力者は重要他者に対し，全般的にやや期待を抱いている状態であった。また，役割遂行においては全領域で平均値が正の値であり，調査協力者は，重要他者はある程度，それぞれの下位尺度の表す行動を示していると判断していた。そして，期待と遂行のズレ得点の平均について見てみると，全体として0に近い値であった。役割期待と遂行のズレ得点は，正の値であれば遂行が期待を上回る「期待以上」状態，負の値であれば遂行が期待を下回る「期待外れ」状態である。今回の期待と遂行のズレ得点の平均は，1つの下位尺度でごく小さい負の値を示したものの，ほとんどが正の値を示しており，調査協力者は重要他者の遂行を，ごくわずかではあるが，「期待以上」と感じている状態であった。

Table 1
各尺度の平均値，標準偏差，α係数

	M	*SD*	α係数
再確認傾向尺度			
再確認願望	4.75	1.03	.88
再確認行動	3.62	1.11	.82
抑うつ得点			
CES-D	0.70	0.45	.87
役割期待尺度			
①役割期待			
支援性	1.57	1.37	.90
近接性	1.52	1.75	.80
自律性	1.14	1.25	.67
娯楽性	0.45	1.56	.79
類似性	-0.08	1.84	.84
力動性	1.15	1.20	.63
②役割遂行			
支援性	1.82	1.18	.90
近接性	1.48	1.75	.79
自律性	1.27	1.20	.61
娯楽性	1.28	1.24	.71
類似性	0.44	1.68	.82
力動性	1.40	1.26	.72
③期待と遂行のズレ			
支援性	0.27	1.04	−
近接性	-0.04	1.51	−
自律性	0.16	1.45	−
娯楽性	0.79	1.38	−
類似性	0.50	1.30	−
力動性	0.23	1.06	−

仮説1の検討　再確認傾向が高いほど，支援性，近接性，娯楽性についての期待が高いという第一の仮説について検討するため，再確認傾向と役割期待の相関係数を算出した（Table 2）。その結果，再確認願望と支援性，近接性の期待の間に有意な正の相関が見られた（支援性の期待；$r=.33$, $p<.01$：近接性の期待；$r=.25$, $p<.01$）。また，再確認行動と支援性，近接性，娯楽性，自律性，類似性の期待の間に有意な正の相関が見られた（支援性；$r=.25$, $p<.01$：近接性；$r=.19$, $p<.05$：娯楽性；$r=.19$, $p<.05$：自律性；$r=.21$, $p<.05$：類似性；$r=.25$, $p<.01$）。なお，再確認願望と再確認行動の間には有意な正の相関が見られた（$r=.73$, $p<.01$, $n=120$）。

仮説2の検討　再確認傾向が高いほど，期待と遂行のズレが強く，ズレを感じやすい領域は支援性，近接性，娯楽性の領域のズレであるという第二の仮説について検討するため，再確認傾向と役割期待と遂行のズレの相関係数を算出した（Table 3）。その結果，再確認願望と支援性のズレの間に有意な負の相関が得られた（$r=-.29$, $p<.01$）。また，再確認行動と支援性，娯楽性のズレの間に有意な負の相関が得られた（支援性；$r=-.29$, $p<.01$：娯楽性；r

Table 2
再確認傾向と役割期待の相関係数

	役割期待					
	支援性	近接性	自律性	娯楽性	類似性	力動性
再確認傾向						
再確認願望	.33**	.25**	.13	.16	.18	.17
	(118)	(120)	(121)	(120)	(120)	(120)
再確認行動	.25**	.19*	.21*	.19*	.25**	.15
	(120)	(123)	(124)	(123)	(123)	(123)

注1）$^{*}p<.05$, $^{**}p<.01$
注2）カッコ内の数字はn

$= -.21, p<.05$)。

再確認傾向と期待と遂行のズレの一部に有意な相関が見られたことから，再確認傾向が高いほど，重要他者の遂行を期待外れと感じていることが示された。しかし，期待外れ状態は2通り想定可能である。つまり，期待が高すぎるための期待外れ状態と，遂行の認知が低すぎるための期待外れ状態である。そこで，再確認傾向と役割遂行の相関係数を算出することとした。再確認傾向と期待と遂行のズレの間に有意な相関が示された上で，再確認傾向と役割期待の間に有意な相関が示された場合，期待が高いための期待外れ状態と考えることが可能である。同様に，再確認傾向と役割遂行の間に有意な相関が示された場合，遂行の認知が低いための期待外れ状態と考えることが可能である。再確認傾向と役割遂行の相関係数を算出した結果（Table 4），再確認行動と類似性の遂行の間に有意な正の相関が見られたが（$r=.22, p<.05$），その他の部分においては有意な結果は得られなかった。

仮説3の検討　期待と遂行のマイナス方向のズレが強いほど，強い抑うつ状態であるという第三の仮説について検討するため，期待と遂行のズレと抑うつの相関係数を算出した（Table 3）。CES-Dと支援性，娯楽性のズレに有意な負の関連が得られた（支援性：$r=-.22, p<.05$：娯楽性：$r=-.28, p<.01$）。

加えて，期待と遂行のズレと抑うつの相関に，再確認傾向が影響する可能性を排除するため，再確認傾向を統制した偏相関を算出した。その結果，CES-Dと支援性，娯楽性のズレの間に有意な負の偏相関が得られた（支援性：$r=-.19, p<.05$：娯楽性：$r=-.20, p<.05$）。

考　察

本研究の目的は，勝谷（2006）で見出された，再確認傾向と拒否的反応の関連および拒否的反応と抑うつの関連を，期待を抱く領域別に追試的かつより詳細に再検討することであった。大学生を対象に調査を実施し，3点の仮説について検討した。以下，仮説ごとに結果を整理する。

Table 3
再確認傾向および抑うつと役割期待と役割遂行のズレの相関係数

	役割期待と役割遂行のズレ					
	支援性	近接性	自律性	娯楽性	類似性	力動性
再確認傾向						
再確認願望	-.29**	-.14	-.15	-.11	-.12	-.12
	(118)	(120)	(119)	(119)	(120)	(119)
再確認行動	-.29**	-.16	-.12	-.21*	-.06	-.11
	(120)	(123)	(122)	(122)	(123)	(122)
抑うつ						
CES-D	-.22*	-10	-.02	-.28**	-.16	-.17
	(115)	(118)	(117)	(117)	(118)	(117)

注1）$^{*}p<.05$, $^{**}p<.01$
注2）カッコ内の数字はn

Table 4
再確認傾向と役割遂行の相関係数

	役割遂行					
	支援性	近接性	自律性	娯楽性	類似性	力動性
再確認傾向						
再確認願望	.14	.13	-.02	.05	.09	.08
	(119)	(121)	(119)	(120)	(121)	(119)
再確認行動	.03	.06	.09	-.02	.22*	.04
	(122)	(124)	(122)	(123)	(124)	(122)

注1）$^{*}p<.05$
注2）カッコ内の数字はn

第一の仮説は，再確認傾向が高いほど，支援性，近接性，娯楽性についての期待が高いというものであった。支援性と近接性の期待に関しては再確認願望，再確認行動の両方と一貫して関連が見られ，第一の仮説と一致した結果となった。このことから，高い再確認傾向を示す者にとっては重要他者から自分へのポジティブな関わりが主たる関心事項であることが示された。この結果は，重要他者の意味尺度を作成した石井・竹澤（2011）において，重要他者の持つ心理的な安定化や活性化の機能が「情緒・動機因子」として見出されていることとも整合的である。

しかし，娯楽性の期待に関しては再確認行動のみと関連を示した。この点については，再確認行動により，娯楽性の期待が形成される可能性が考えられる。つまり，重要他者に再確認行動という形で働きかけているうちに，重要他者に対して，自分を楽しませるような関わりをしてほしいという期待が形成されていく可能性である。この点については，今後さらに検討していく必要がある。

また，再確認行動と自律性，類似性の期待の間に予測していなかった関連が見られた。再確認傾向の定義に照らして，重要他者に対して自律性や類似性を期待するとは考えにくかったため想定していなかったが，それらの特徴を重要他者が備えていることは，高い再確認傾向を示す者に利得をもたらす可能性がある。たとえば，重要他者の自律性が高い場合には，重要他者は社会的あるいは2人の関係性上のルールを守って，常識的で予測の容易な振る舞いをするだろう。その場合，2人の関係性を維持していくコストが少なくて済むであろう。また，重要他者の類似性が高い場合には，興味や感じ方が似ていて，より一体感を感じやすくなるであろう。このように，高い再確認傾向を示す者は重要他者との関係維持に関わる負担感が少ないことを期待するために見られた関連であると考えられる。

第二の仮説は再確認傾向が高いほど，期待と遂行のズレが強く，ズレを感じやすい領域は支援性，近接性，娯楽性の領域のズレである，というものであった。再確認願望と支援性のズレおよび再確認行動と支援性，娯楽性のズレの間に負の関連が見られた。負の関連とは，再確認願望や再確認行動の得点が高いほど，遂行が期待を下回る方向のズレを示している，期待外れの状態である。第二の仮説は，支援性のズレにおいて再確認傾向，再確認願望の両方と一貫して関連が示されたことから，部分的に支持され，勝谷（2006）を再現する結果となった。

一方で，娯楽性のズレは再確認願望とは関連を示さず，再確認行動のみと関連を示した。この点に関しては，役割期待と再確認傾向についての分析で，再確認行動をとる者ほど娯楽性の期待が高いという結果を得ていることから，期待が高いために起こるズレと解釈できる。

加えて，近接性のズレは再確認願望，再確認行動の両変数と関連を示さなかった。近接性の期待と再確認傾向は正の関連を示したものの，近接性の期待と遂行のズレと再確認傾向は関連を示さなかった。これらを総合すると，再確認傾向が高い者は重要他者と一緒に行動したいと強く考える傾向にあるが，そのために重要他者から拒否的反応を受けていると感じているわけではないと推察される。近接性については，期待が高いことが必ずしも拒否的反応を受けることにつながるわけではないことが示された。

さらに，第二の仮説が部分的に支持されたことにより，再確認傾向と役割遂行の関連について追加的な検討を行った。期待外れ状態には，期待が高すぎるための期待外れ状態と，遂行の認知が低すぎるための期待外れ状態の2通りが想定可能である。そこで，頻繁に再確認傾向を示す者は重要他者のしてくれたことを認知しにくいという可能性について検討した。しかし，再確認行動と類似性の遂行の間に正の関連が得られたのみであり，支援性や娯楽性など，ズレが関連を示した領域では関連が見られなかった。ズレと再確認傾向の負の関連は期待外れの状態であるが，期待外れの状態を示した領域については，役割期待のみと正の関連が見られ，役割遂行とは関連が見られなかった。これは，期待外れ状態を示す領域では役割期待が高いが，必ずしも遂行の認知が低いわけではないことを示している。つまり，再確認傾向と期待と遂行のズレの関連は，期待の高さに由来するものであると考えられる。

第三の仮説は期待と遂行のマイナス方向のズレが強いほど，強い抑うつ状態であるというものであった。分析の結果，抑うつと，支援性および娯楽性のズレが負の関連を示していた。抑うつに着目して考えた場合，抑うつを強く感じている人ほど，支援性と娯楽性の領域で期待外れ状態にあるというこの結果は，勝谷（2006）と同様の状態であったことから，再現性が確認されたと考えられる。抑うつ的であるほど，支援性と娯楽性の領域で重要他者から拒否されている状態にあるという結果と，他の領域のズレが抑うつと関連を示さなかったことを考慮すると，重要他者とのあらゆる葛藤状態が抑うつを増加させるわけではなく，援助的な楽しい関わりが不十分であることが抑うつを増加させるものと推察される。伊藤・村田・松見（2012）では，抑うつ的な大学生

は非抑うつ的な大学生と比較して，快活動が少ないことが報告されているが，再確認傾向には，重要他者を通して快体験を得ようとする意味があるのかもしれない。

本研究では，重要他者への期待と重要他者の遂行を別々に測定し，その差分により拒否状態を導く方法によって，勝谷（2006）と比べより客観的に拒否状態を測定することができた。また，下斗米（2000）の尺度を用いたことにより，勝谷（2006）では一次元としてとらえられていた拒否的反応を，領域に分けてより詳細に検討することができた。

しかし，本研究には限界もある。本研究も，これまでの再確認傾向に関する研究（勝谷，2004；2006；2007や安部・川人・大塚，2014など）同様，大学生を調査対象とした。大学生は一般的な社会人とは異なる人間関係を持って過ごしていると考えられることから，本研究の結果を成人期以降の人々に適用することには慎重であるべきであろう。本研究でも，重要他者として「恋人」が最も多く選択されていたように，調査協力者の大学生と重要他者の関係は，比較的流動的であると考えられる。しかし，一般的な社会人を想定した場合，職場や家庭のような中長期的に流動しないメンバーが重要他者となると考えられ，重要他者から受ける影響の程度や過程が同一であるとは考えにくい。そのため，本研究の結果を一般的な社会人に安易に応用することは控えるべきであろう。再確認傾向についての研究を，抑うつ研究の一部として考えた場合，今後は成人期以降の人々を対象にして調査を行うことが重要であると考えられる。反対に，本研究では大学生の対人関係上の不適応状態に対して新たな知見が得られたと考えることも可能である。今後は，一般社会人とは異なる人間関係を持ち過ごしている大学生に，再確認傾向の点から検討を加えていくことも有意義であるだろう。

加えて，異なる方法で測定を試みたとはいえ，本研究でも勝谷（2006）と同様，再確認傾向者の感じた拒否状態を扱ったに過ぎない。そのため，頻繁に再確認傾向を示す者の重要他者が，あまり再確認傾向を示さない者の重要他者と比べて，本当に遂行が低いという可能性を排除することができない。この点については，重要他者とのペア調査を行う必要がある。

一方，再確認傾向をより深く理解するためには，今後は調査による知見の蓄積だけでなく，実験的な手法による検討も望まれる。そして，頻繁に再確認傾向を示す者の認知や対人行動の特徴を検討していくことが必要である。

引用文献

安部主晃・川人潤子・大塚泰正（2014）．再確認傾向が対人ストレスイベントおよび精神的健康に及ぼす影響　パーソナリティ研究，*23*，29-37.

石井辰典・竹澤正哲（2011）．重要他者の意味尺度の作成　上智大学心理学年報，*35*，51-59.

伊藤　直・村田　彩・松見淳子（2012）．大学生の抑うつ症状と1日に従事した活動及び活動に伴う快・不快感情の関係―日誌法による検討―　感情心理学研究，*19*，52-59.

Joiner, T. E. Jr., & Metalsky, G. I. (2001). Excessive reassurance seeking: Delineating a risk factor involved in the development of depressive symptoms. *Psychological Science*, *12*, 371-378.

Joiner, T. E. Jr., Metalsky, G. I., Katz, J., & Beach, S. R. H. (1999). Depression and excessive reassurance-seeking. *Psychological Inquiry*, *10*, 269-278.

勝谷紀子（2004）．改訂版重要他者に対する再確認傾向尺度の信頼性・妥当性の検討　パーソナリティ研究，*13*，11-20.

勝谷紀子（2006）．ネガティブライフイベントへの不適応的な対処行動：重要他者に対する再確認傾向の役割　社会心理学研究，*21*，213-225.

勝谷紀子（2007）．重要他者に対する再確認傾向は抑うつ，不安，自尊心を変化させるのか―抑うつ特殊性仮説の検討　パーソナリティ研究，*15*，161-170.

McClintock, A. S., McCarrick, S. M., & Anderson, T. (2014). Excessive reassurance-seeking and interpersonal dependency: Assessing incremental associations. *Personality and Individual Differences*, *64*, 94-97.

Neal, R. L., & Radomsky, A. S. (2015). An experimental investigation of contamination-related reassurance seeking: Familiar versus unfamiliar others. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, *49*, 188-194.

Rector, N. A., Kamkar, K., Cassin, S. E., Ayearst, L. E., & Laposa, J. M. (2011). Assessing excessive reassurance seeking in the anxiety disorders. *Journal of Anxiety Disorders*, *25*, 911-917.

Shaver, P. R., Shachner, D. A., & Mikulincer, M. (2005). Attachment style, excessive reassurance seeking, relationship process, and depression. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *31*, 343-359.

Starr, L. R., & Davila, J. (2008). Excessive reassurance seeking, depression, and interpersonal rejection: A meta-analytic review. *Journal of Abnormal Psychology*, *117*, 762-775.

島　悟・鹿野達男・北村俊則・浅井昌弘（1985）．新しい抑うつ性自己評価尺度について　精神医学，*27*，717-723.

下斗米淳（2000）．友人関係の親密化過程における満足・不満足感及び葛藤の顕在化に関する研究――役割期待と遂行とのズレからの検討――実験社会心理学研究，*40*，1-15.

Voelz, Z. R., & Joiner, T. E. (2007). Vulnerability to depressive symptoms: Clarifying the role of excessive reassurance seeking and perceived social support in an interpersonal model of depression. *Cognition and Emotion*, *21*, 681-688.

（受稿９月30日：受理10月26日）