

学位論文要約

再確認傾向が精神的健康に影響を及ぼすプロセス
ー対人ネットワーク利用の視点からー

広島大学大学院教育学研究科

教育人間科学専攻

D146246

安部 主晃

目 次

第 1 章 本研究の背景と目的

- 第 1 節 再確認傾向－対人関係の悪化を招く要因
- 第 2 節 再確認傾向が精神的健康を悪化させるプロセス
- 第 3 節 Emotionships－感情制御のための対人ネットワーク利用
- 第 4 節 感情制御の対象となる重要他者の特性
- 第 5 節 本研究の目的

第 2 章 再確認傾向が精神的健康に影響を及ぼすプロセスの検討

- 第 1 節 再確認傾向と精神的健康の関係性についての検討(研究 1)
- 第 2 節 再確認傾向と Emotionships, 精神的健康の関連(研究 2)
- 第 3 節 重要他者の特性の調整効果(研究 3)

第 3 章 総合考察

- 第 1 節 本研究の成果
- 第 2 節 今後の課題

引用文献

第1章 本研究の背景と目的

第1節 再確認傾向－対人関係の悪化を招く要因

他者との関係の悪化は精神的健康にネガティブな影響を及ぼす (Magaro & Weisz, 2006)。Joiner, Alfano, & Metalsky(1992)は、他者との関係の悪化を招く要因の一つとして再確認傾向を挙げている。再確認傾向とは、自分は価値があるのか、愛されているのか、重要他者に対して過度に確認を求める、比較的安定した傾向である。この傾向と抑うつには正の関連が一貫して認められており (Starr & Davila, 2008)、再確認傾向の高さは臨床的介入の対象と位置づけられる。

本研究では、精神的健康を抑うつと主観的幸福感から捉えた上で、再確認傾向がどのように精神的健康の悪化へとつながるのかについて明らかにすることを目指す。具体的には、様々な感情の制御時に利用する対人ネットワーク構造に着目し、その在り方が再確認傾向と精神的健康との関連を媒介するかどうか検討する。その上で対人ネットワーク内の重要他者の特徴が一連のプロセスに及ぼす影響について検討を行う。

第2節 再確認傾向が精神的健康を悪化させるプロセス

再確認傾向が精神的健康を悪化させるプロセスについて、従来の研究では重要他者からの拒絶に着目した検討が行われてきた(e.g., Stewart & Harkness, 2015)。その中で勝谷(2006)は、再確認傾向と拒絶との関連を検討することを通して、再確認傾向と対人ネットワーク利用との関連について重要な示唆を提供している。この研究では、再確認傾向の高い者が、気分の落ち込み時に、重要他者に対して自身の感情に焦点を当てた働きかけ(e.g., 情動的サポート要請)を行う傾向にあることを示している。そして重要他者への働きかけは拒絶を引き起こす結果として、精神的健康を悪化させることを示している。このことから再確認傾向の高い者は、

気分の落ち込み時に、重要他者に対して自身の感情状態を変化させる関わり、すなわち対人的な感情制御を行っていることが推測される。

しかし、勝谷(2006)では、気分の落ち込み以外の感情(e.g., 怒り, 幸福感)に着目しておらず、感情制御の対象となる他者の人数も考慮されていない。そのため、様々な感情が生起する場面で、再確認傾向の高い者がどのくらいの他者を求めるのか、十分に検討されているとは言い難い。

第3節 Emotionships—感情制御のための対人ネットワーク利用

第2節で述べたように、勝谷(2006)は、再確認傾向者が示す対人的感情制御について重要な示唆を与えているものの、方法論上の課題がある。この点を解決するために、本研究では Emotionships に着目した。Cheung, Gardner, & Anderson(2014)は、人々が様々な感情の制御を行う際に利用する、対人ネットワークの量的・構造的側面を Emotionships と呼んだ。Cheung et al.(2014)は、Emotionships の指標として感情領域の広さ、平均人数、個別度を用いた。感情領域の広さとは、複数の感情生起場面の中で、他者を求める感情領域の数である。平均人数とは、1つの感情領域につき、平均してどのくらいの他者が対象になるかを示す。個別度とは、複数の感情領域間で重複せず、特定の感情の制御に特化した他者の多さである。Cheung et al.(2014)は、このうち感情領域の広さと個別度が主観的幸福感と正の相関をもつことを示した。

Emotionships の観点から、再確認傾向と精神的健康の関連について、次の仮説が導かれる。再確認傾向の高い者は、自分が周囲の負担になっている感覚や拒絶への敏感さが強い(Hames, Chiurliza, Podlogar, Smith, Selby, Anestis, & Joiner, 2015; Massing-Schaffer, Liu, Kraines, Choi, & Alloy, 2015)。一方で、再確認傾向の高い者は、幼少期の愛着形成が不十分であり、重要他者は自己の存在価値を確認するための重要な対人資源となる

(Shaver, Schachner, & Mikulincer, 2005)。この知見より、再確認傾向の高い者は、他者の負担になることや拒絶を避ける結果として感情制御時に対人ネットワークを十分に利用せず、とりわけ重要他者を感情制御の対象とすることが予測される。さらに、Cheung et al.(2014)から、そのような人数の少なさが精神的健康の悪化につながることも予測される。

第4節 感情制御の対象となる重要他者の特性

第3節では再確認傾向と精神的健康の関連を、感情制御の対象となる他者の少なさが媒介する可能性について取り上げた。しかし、対人的感情制御には対象となる相手が要る点を踏まえれば、一連のプロセスにおける重要他者の要因に着目する意義は大きいだろう。先行研究では他者からの拒絶という否定的で直接的な反応に着目しており(e.g., Evraire & Dozois, 2011)、重要他者の特徴まで考慮した検討はなされていない。

再確認傾向の高い者が拒絶への敏感さや周囲への負担感によって十分な対人ネットワークを利用できない可能性を考慮すると、重要他者が拒絶せずに受容することが、対人ネットワーク利用の低下を緩和する可能性が考えられる。この視座から、本研究では重要他者の特性として、社会的自己制御、個性の容認、状況的自己制御、の3点に着目する。

社会的自己制御は、対人場面で個人の欲求や意思と現状との間でズレが起こった時に、自己を主張もしくは抑制する能力である(原田・吉澤・吉田, 2008)。重要他者の社会的自己制御が高い場合、否定的な感情や態度が抑えられ、確認行動に対する拒絶が抑制されることが予測される。

次に、個性の容認とは、相手の良いところや個性を認めて付き合いしていく姿勢を指す(日向野・堀毛・小口, 1998)。重要他者が社会的自己制御や個性の容認が高い人の場合は、再確認傾向が Emotionships に及ぼす影響を緩和する可能性が考えられる。

一方、状況的自己制御はこれらの特性と相反するパターンを示す可能性がある。状況的自己制御は、目標の達成を妨げる状況を回避したり、環境に働きかける傾向であり (Duckworth, Gendler, & Gross, 2016)、感情制御が必要な状況を回避する傾向である。重要他者が状況的自己制御を示す場合、確認行動そのものが回避され、直接的な拒絶は生じないが、受容も得られないため、再確認傾向者はその他者に固執する。言い換えれば、Emotionships が低まることが予想される。

第 5 節 本研究の目的

第 4 節までで述べたように、先行研究(e.g., Stewart & Harkness, 2015) は、再確認傾向が精神的健康を棄損するプロセスについて、感情制御時の対人ネットワーク利用が考慮されていない、重要他者の要因に着目した検討も不足しているという課題を抱えている。この点を解決するために、本研究では、まず再確認傾向と精神的健康の関係性について検証し(研究 1)、次に再確認傾向と Emotionships、精神的健康との関連を検討する(研究 2, 3)。さらに、再確認傾向が Emotionships を介して精神的健康に及ぼす影響を、重要他者の特性が調整するかどうか検討する(研究 3)。

本研究の仮説として、まず、再確認傾向は精神的健康を棄損することが予測される(仮説 1)。そして、再確認傾向が高いほど感情制御時に求める対人ネットワークが狭く、精神的健康に悪影響を及ぼすことが予測される(仮説 2)。さらに、重要他者の社会的自己制御と個性の容認が高いほど、再確認傾向が精神的健康に及ぼす悪影響が緩和され、状況的自己制御が高いほど精神的健康が悪化することが予測される(仮説 3)。

第 2 章 再確認傾向が精神的健康に影響を及ぼすプロセスの検討

第 1 節 再確認傾向と精神的健康の関係性についての検討(研究 1)

先行研究では、再確認傾向が後の抑うつに影響を及ぼすことが示されている(Joiner & Metalsky, 2001)。しかし、再確認傾向は同時点の抑うつと正の相関が一貫して認められており、抑うつが単に後の抑うつを予測している可能性もある。研究1はこの点について検証する。

方法

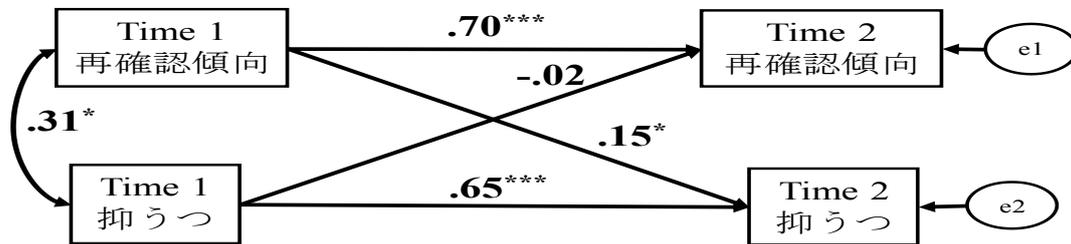
参加者 大学生 102 名(女性 62 名; 平均年齢 19.8 歳)

手続き 一斉教示・個別回答による質問紙調査を2回実施した。第一回調査(Time1)の3週間後、第二回調査(Time2)を実施した。測定指標は Time 1, Time 2 とともに、1)再確認傾向(勝谷, 2004), 2)抑うつ(林・瀧本, 1991)であった。再確認傾向尺度では、勝谷(2004)に則り、“日常生活の中で、好きか嫌いかはともかくとして、自分にとってとても重要な存在である人々がいるのではないのでしょうか。その人たちとの関係について最もよくあてはまる数字に○をつけて下さい”と教示した。この尺度では再確認願望(e.g., “自分のことを受け入れてくれるのかどうか確かめたい”)と再確認行動(e.g., “自分を好きかどうか確かめても、さらに相手に尋ねたり、相手を試すようなことをする”)の2つの下位因子が想定されている。勝谷(2004)では、全項目を合計した1因子構造と、2因子構造のいずれも、十分な妥当性が示されている。研究1では、再確認傾向と抑うつとの関係性を検討するため、全項目得点の合計を再確認傾向得点として算出した。

結果と考察

交差遅延効果モデルによる共分散構造分析を行った結果(Figure 1), Time 1 の再確認傾向から Time 2 の抑うつへのパスは、Time 1 の抑うつの影響を統制してもなお有意であった($\beta=.15, p<.05$)。一方、Time 1 の抑うつから Time 2 の再確認傾向へのパスは非有意であった。これらは再確

認傾向が後の抑うつに悪影響を及ぼすことを示している。



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

注1) eは誤差を表す

Figure 1. 再確認傾向と抑うつの交差遅延効果モデル

第2節 再確認傾向と Emotionships, 精神的健康の関連(研究2)

勝谷(2006)と Cheung et al.(2014)より, 再確認傾向の高い者は, 感情制御時に幅広い対人ネットワークを利用しない結果として, 精神的健康度が低まることが予測される。研究2は, この点について検討する。

方法

参加者 私立大学の大学生 56 名(女性 29 名; 平均年齢 20.1 歳)

手続き 一斉教示・個別回答による質問紙調査を実施した。測定指標は, 1)Emotionships, 2)抑うつ(島・鹿野・北村・浅井, 1985), 3)主観的幸福感(大石, 2009), 4)再確認傾向(勝谷, 2004), であった。

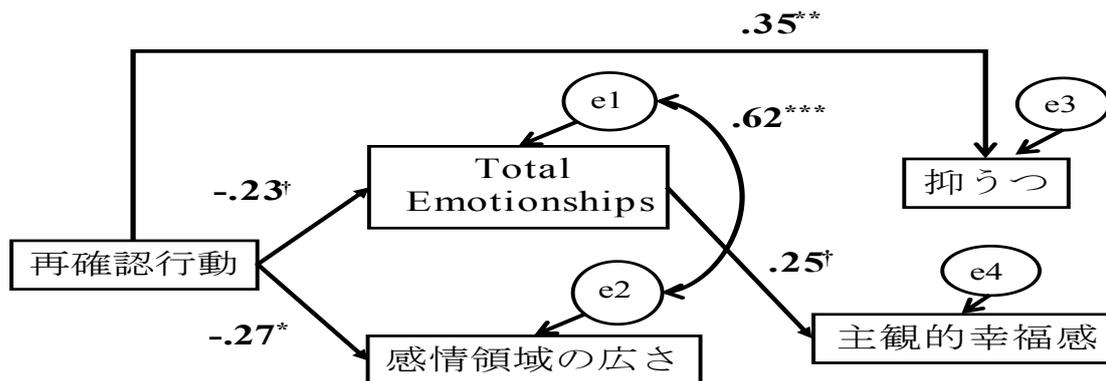
Emotionships は, Cheung et al.(2014)の手続きに沿って測定した。7つの感情制御場面(e.g., 不安を和らげる; 幸せを実感する)のシナリオを提示し, そのとき一緒にいたいと思う人物のイニシャルを, 最大4名まで思い浮かんだ順に記入するよう求めた。この際, 複数のシナリオ間で, 同じ人物のイニシャルを記入してもよい旨を教示した。

Emotionships の指標は, まず対人ネットワーク全体の大きさの指標として, 7つの感情制御シナリオで挙げられた他者の合計人数を, a)Total Emotionships(重複あり), b)ネットワークの人数(重複なし)として算出した。次に7つの感情制御シナリオの中で, 1人以上の他者が挙げられた

シナリオ数を, c)感情領域の広さ, とした。また Total Emotionships を感情領域の広さで割った値を, d)平均人数, とした。さらに, 他のシナリオで重複して名前が挙がらず, 特定のシナリオでのみ名前が挙がった他者の人数を, Total Emotionships で割った値を, e)個別度, とした。

結果と考察

再確認行動が Emotionships を介して精神的健康に影響を及ぼすモデルについて, 構造方程式モデリングによる検討を実施した。理論的背景と相関パターンに基づき, Total Emotionships と感情領域の広さを媒介変数とし, 抑うつおよび主観的幸福感を予測するモデルを設定した。非有意なパスを削除したモデルで十分な適合度が認められた (Figure 2)。



*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, $^\dagger p < .10$
 GFI=.956, AGFI=.867, RMSEA=.082
 注1) eは誤差を表す

Figure 2再確認傾向, Emotionships, 精神的健康の関連の構造方程式モデリング

再確認行動は, Total Emotionships と負の関連を示し($\beta = -.23$, $p < .10$), さらに Total Emotionships は主観的幸福感と正の関連を示した ($\beta = .25$, $p < .10$)。一方で, 抑うつと Emotionships との有意な関連は認められず, 再確認行動との間に正の関連が示された ($\beta = .35$, $p < .01$)。

以上より, 再確認行動を行う者ほど, 対人的な感情制御の対象となる感情領域やそのための全体的な対人資源が少ない。さらに, その少な

さが主観的幸福感の低下につながると考えられる。

第3節 重要他者の特性の調整効果(研究3)

研究2より、再確認行動の高い者は、感情制御のために利用する対人資源が少ないことで、主観的幸福感が低下することが示唆された。研究3では重要他者の特性がこのプロセスに及ぼす影響について検討する。

方法

参加者 国公立大学の大学生 118名(女性 38名; 平均年齢 19.6歳)

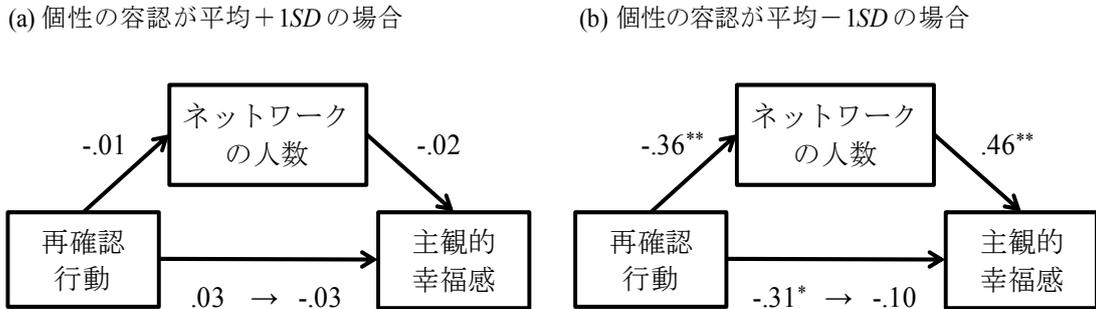
手続き 十分な回答時間を確保するため、実験室に1-4名までの参加者を集め、3つの質問紙に回答するよう求めた。質問紙1では、1)主観的幸福感(大石, 2009), 2)再確認傾向(勝谷, 2004), 3)抑うつ(島他, 1985)を測定した。質問紙2では、研究2と同様の手続きで Emotionships を測定した。質問紙3では、質問紙2で挙げた他者の中で最も重要な人物を一人想起させた。その後、a)社会的自己制御(原田他, 2008), b)状況的自己制御(Ent, Baumeister, & Tice, 2011), c)個性の容認(日向野他, 1998)について、想起した他者がどの程度当てはまると思うか回答するよう求めた。

結果と考察

まず、Emotionships の各指標の媒介効果について検討を行った結果、ネットワークの人数が、再確認行動と主観的幸福感との関連を媒介した($\beta = -.03, SE = 0.02, 95\%CI = [-.10, -.00]$)。再確認行動が高いほどネットワークの人数が少なく($\beta = -.14, p < .05$)、ネットワークの人数が少ないほど主観的幸福感が低い($\beta = .22, p < .05$)ことが示された。

次に、重要他者の特性を調整要因とした調整媒介モデルを実行した結果、ネットワークの人数に対する、個性の容認と再確認行動の交互作用効果($\beta = .19, p < .05$)、および、主観的幸福感に対する、ネットワークの人数と個性の容認の交互作用効果($\beta = -.17, p < .05$)が認められた。単純傾斜

の検定の結果，重要他者の個性の容認が平均より 1SD 低い場合，再確認行動はネットワークの人数に負の影響を及ぼし，ネットワークの人数は主観的幸福感到正の影響を及ぼした(Figure 3-a)。



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

Figure 3. 個性の容認の高低におけるネットワークの人数の媒介効果

先行研究(e.g., Hames et al., 2015)を併せて考慮すれば，次の過程が想定できる。対人的な感情制御資源の少ない再確認傾向者にとっては，最も重要な他者からの影響は大きく，重要他者から個性を容認してもらえないことで，周囲への負担感や拒絶への恐れが強まる。そして重要な対人資源である重要他者との関係に固執することで，再確認傾向者は対人ネットワークをさらに狭め，主観的幸福感が低下すると考えられる。

一方，重要他者の個性の容認が平均より 1SD 高い場合には，再確認行動はネットワークの人数，ひいては主観的幸福感到有意な影響を及ぼさなかった(Figure 3-b)。重要他者から個性を認めてもらえる場合，再確認傾向の高い者は拒絶への敏感さや周囲に対する負担感が軽減され，ネットワークの人数の低下や主観的幸福感の低下が緩和されると考えられる。

第 3 章 総合考察

第 1 節 本研究の成果

本研究の目的は，再確認傾向が精神的健康に及ぼす影響について，感

情制御時の対人ネットワーク利用と、重要他者の特性を考慮した検討を行うことであった。3つの研究を通して、仮説1は支持され、仮説2および仮説3も概ね支持された。本研究の意義は、再確認傾向と精神的健康の関係性を検証し(研究1)、感情制御における対人的資源の観点から、この関係が説明できることを示した点(研究2,3)、そして個性を容認してくれる重要他者が、再確認傾向の精神的健康に及ぼす悪影響を緩和することを明らかにした点(研究3)に集約される。

これらの知見より、再確認傾向の高い者が精神的健康を維持するためには、感情制御時に利用する対人ネットワークを広げることが重要になると考えられる。また、重要他者や、臨床的介入を行う専門家が、個性を認めながら関わることで、再確認傾向の高い個人の Emotionships の低下、ひいては精神的健康の悪化が食い止められると考えられる。

研究2・3を通して、Emotionships と抑うつとの間に有意な関連は認められなかった。抑うつは、重要他者からの拒絶を含む対人的ストレスイベントとの間に強い関連があることが示されている(Magara & Weisz, 2006)。再確認傾向から抑うつへの直接パスが認められた背景には、重要他者からの拒絶が媒介している可能性がある(Stewart & Harkness, 2015)。今後、再確認傾向が精神的健康の肯定的な側面と否定的な側面に影響を及ぼす過程が異なる可能性について、検証することが必要と考えられる。

第2節 今後の課題

本研究の課題は、まず、拒絶への敏感さや周囲への負担感を測定していない点である。今後はこれらの指標と Emotionships の関連を検討していく必要があるだろう。次に、研究2と3における Emotionships と他の変数との関連パターンの違いである。この違いは、重要他者の特性の調整効果や方法論上の違い(e.g., 変数の測定環境)による可能性がある。こ

の点は追試を行い,その結果を踏まえ判断する必要があると考えられる。

引用文献

- Cheung, E. O., Gardner, W. L., & Anderson, J. F. (2014). Emotionships: Examining people's emotion-regulation relationships and their consequences for well-being. *Social Psychological and Personality Science*, **6**, 950-958.
- Duckworth, A. L., Gendler, T. S., & Gross, J. J. (2016). Situational strategies for self-control. *Perspectives on Psychological Science*, **11**, 35-55.
- Ent, M. R., Baumeister, R. F., & Tice, D. M. (2015). Trait self-control and the avoidance of temptation. *Personality and Individual Differences*, **74**, 12-15.
- Evraire, L. E., & Dozois, D. J. A. (2011). An integrative model of excessive reassurance seeking and negative feedback seeking in the development and maintenance of depression. *Clinical Psychology Review*, **31**, 1291-1303.
- Hames, J. L., Chiurliza, B., Podlogar, M. C., Smith, A. R., Selby, E. A., Anestis, M. D., & Joiner, T. E. (2015). Perceived burdensomeness and thwarted belongingness predict excessive reassurance seeking among clinical outpatients. *Journal of Clinical Psychology*, **71**, 597-605.
- 原田知佳・吉澤寛之・吉田俊和 (2008). 社会的自己制御 (Social Self-Regulation) 尺度の作成: 妥当性の検討および行動抑制/行動接近システム・実行注意制御との関連 パーソナリティ研究, **17**, 82-94.
- 林 潔・瀧本孝雄 (1991). Beck depression inventory (1978 年版) の検討と Depression と Self-efficacy との関連についての一考察 白梅学園短期大学紀要, **27**, 43-52.
- 日向野智子・堀毛一也・小口考司 (1998). 青年期の対人関係における苦手意識 昭和女子大学生生活心理研究所紀要, **1**, 43-62.

- Joiner, T. E., Alfano, M. S., & Metalsky, G. I. (1992). When depression breeds contempt: Reassurance seeking, self-esteem, and rejection of depressed college students by their roommates. *Journal of Abnormal Psychology*, **101**, 165-173.
- Joiner, T. E., & Metalsky, G. I. (2001). Excessive reassurance seeking: Delineating a risk factor involved in the development of depressive symptoms. *Psychological Science*, **12**, 371-378.
- 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.
- Magaro, M. M., & Weisz, J. R. (2006). Perceived control mediates the relation between parental rejection and youth depression. *Journal of Abnormal Child Psychology*, **34**, 867-876.
- Massing-Schaffer, M., Liu, R. T., Kraines, M. A., Choi, J. Y., & Alloy, L. B. (2015). Elucidating the relation between childhood emotional abuse and depressive symptoms in adulthood: The mediating role of maladaptive interpersonal processes. *Personality and Individual Differences*, **74**, 106-111.
- 大石繁宏 (2009). 幸せを科学する—心理学からわかったこと— 新曜社
- Shaver, P. R., Schachner, D. A., & Mikulincer, M. (2005). Attachment style, excessive reassurance seeking, relationship process, and depression. *Personality and Social Psychology Bulletin*, **31**, 343-359.
- 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.

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

Stewart, J. G., & Harkness, K. L. (2015). The interpersonal toxicity of excessive reassurance-seeking: Evidence from a longitudinal study of romantic relationships. *Journal of Social and Clinical Psychology, 34*, 392-410.