

## 感情制御と感情経験：文化的自己観の個人差を踏 まえた検討

著者	金井 雅仁, 湯川 進太郎
雑誌名	筑波大学心理学研究
号	54
ページ	17-27
発行年	2017-08-25
その他のタイトル	Emotion Regulation and emotional experiences : An examination based on individual differences in terms of cultural self-construal
URL	<a href="http://hdl.handle.net/2241/00148314">http://hdl.handle.net/2241/00148314</a>

## 感情制御と感情経験

### ——文化的自己観の個人差を踏まえた検討——

筑波大学大学院人間総合科学研究科 金井 雅仁

筑波大学人間系 湯川進太郎

Emotion regulation and emotional experiences: An examination based on individual differences in terms of cultural self-construal

Masato Kanai (*Graduate School of Comprehensive Human Sciences, University of Tsukuba, Tsukuba 305-8572, Japan*)

Shintaro Yukawa (*Faculty of Human Sciences, University of Tsukuba, Tsukuba 305-8572, Japan*)

We examined the hypothesis that cognitive reappraisal is ineffective for people who have either a low sense of independence or a high sense of interdependence. We also examined whether cultural self-construal is related to the use of emotion regulation strategies and whether such use leads to emotional experiences in daily life. The respondents were 314 students, who completed scales assessing cultural self-construal (independence and interdependence), use of cognitive reappraisal and suppression, and daily emotional experiences. The results indicate that the use of cognitive reappraisal is negatively related to daily experiences of negative emotions only for interdependent individuals. Furthermore, there is support for a model that includes both processes where cultural self-construal is directly associated with emotional experiences and processes that are mediated by the use of emotion regulation strategies. These findings suggest two possibilities; the first is that daily use of cognitive reappraisal is effective regardless of cultural self-construal and the second is that the relations between cultural self-construal and emotional experiences can be partly explained by the use of emotion regulation strategies.

**Key words:** emotion regulation, cognitive reappraisal, suppression, independence, interdependence

人間はしばしば、普段の生活において自身の感情の制御を試みる (Gross, 1998)。例えば、Gross, Richards, & John (2006) では、調査対象者は平均してほぼ1日に一回、何らかの形による感情の制御を行っていたと報告されている。感情の制御は、快を求め不快を避ける快樂原則 (Freud, 1920/1998 須藤訳 2006) と呼ばれる人間の行動原理に即した行為だろう。また、社会環境に生きる動物である人間は、目の前の事象に対して常に感情の赴くままに

反応するわけにはいかない (大平, 2004)。ソーシャルスキルや対人関係に関する研究でも、しばしば感情制御が着目されていることから (相川・藤田, 2005; Hofmann, Carpenter, & Curtiss, 2016)、自身の感情をまったく制御しないことは、良好な対人関係の形成・維持を阻害する可能性が考えられる。

Gross (1998) は、感情制御を「どのような感情を抱くか、いつ抱くか、どのように経験もしくは表出するかに影響を与えるプロセス」と定義している。感情制御方略には様々なものがあるが、代表的なものとして、抑制と認知的再評価が取り上げられ

ることが多い。抑制とは、感情が生じた際に感情の表出行動を抑える方略であり、認知的再評価とは、感情と関連する刺激（出来事）を再解釈することにより、感情の生起そのものを調整する方略である（Gross, 1998; 吉津・関口・雨宮, 2013）。

抑制は、普段の生活でも頻繁に用いられる方略であろうが、弊害が多いことが指摘されている（大平, 2010）。例えば、主観的な嫌悪感情に対する軽減効果が認知的再評価ほど見られない上に、ネガティブ感情経験時に実行すると自律神経系の興奮をかえって高めてしまうことが実験的に示されている（Gross, 1998）。さらに、普段から感情を抑制する傾向がある個人は、健康面で問題が多いことが報告されている（Pennebaker, 1997）。

一方、認知的再評価については、自律神経系を興奮させることがなく、嫌悪感情を軽減できることや（Gross, 1998）、普段の使用傾向が高い個人はポジティブ感情の経験頻度が高く、抑うつやネガティブ感情の経験頻度が低いことが示されている（Gross & John, 2003）。認知的再評価は、こういったネガティブ感情軽減における有効性に加え、心理療法などの近接領域への応用可能性の高さからも、近年注目が高まっている方略である（榊原, 2014）。

抑制と認知的再評価に関しては数多くの研究が存在するが、近年になって、認知的再評価の有効性が、様々な個人差要因により調整される可能性を示す研究がいくつか見られる。例えば、外傷後ストレス障害の罹患者を対象としたBoden, Bonn-Miller, Kashdan, Alvarez, & Gross (2012) は、感情制御の成功には自身のその時々感情に関する情報が必要であるという考え（Barrett & Gross, 2001）に基づき、自身の感情を明瞭に同定、区別、理解できる個人では、認知的再評価の使用傾向が、ポジティブ感情経験の多さや外傷後ストレス障害の症状の軽さと関連することを示した。しかし、明瞭な同定、区別、理解ができない個人ではそのような関連性が見られなかった。また、Füstös, Gramann, Herbert, & Pollatos (2012) は、感情の認識と密接な関係を持つ身体状態に関する認識も、感情制御に関わっていると考え、自身の心拍数を正確に知覚できる個人は認知的再評価による感情制御に優れていることを示した。さらに、Malooly, Genet, & Siemer (2013) は、感情的な要素に注意を向けたり、そこから注意を離したりする能力（affective flexibility）が効果的な感情制御には重要であるという考え（Gross & Thompson, 2007; Zelazo & Cunningham, 2007）に基づき、この affective flexibility が高い個人では認知的再評価が効果的に働くことを明らかにした。これ

らの知見を俯瞰すると、Malooly et al. (2013) や遠藤 (2013) も述べているように、認知的再評価など、特定の感情制御方略の有効性は必ずしも一定のものではなく、個人差によって異なることが自然であろう。

そこで本研究では、良好な感情状態に結びつきやすい感情制御方略が個人差指標の高低によって異なるという視点に立ち、感情制御方略の有効性を調整する要因として、文化的自己観に着目する。文化的自己観とは、ある文化において歴史的に共有されている自己についての前提である（北山, 1994）。北山 (1994) によると西欧、特に北米中流階級の文化は、自己は他から切り離された存在であると考える相互独立的自己観に、一方、日本を含む東洋の文化は、自己は他と根源的に結びついた存在であると考える相互協調的自己観に基づくと考えられる。元来この概念は文化間の差を説明する概念であるが、同文化内においても個人差がある（Markus & Conner, 2013; 高田, 2000）。なお、文化間差に関する概念である相互独立的自己観・相互協調的自己観と区別するため、尺度により測定された個人差に関しては相互独立性・相互協調性という呼称が用いられることがある（高田, 1999）。本論文でも尺度で測定された個人差を指す場合、相互独立性・相互協調性という呼称を用いる。

この相互独立性・相互協調性の個人差は、認知的再評価の有効性と関連する可能性がある。上述のように、自身の感情の同定、区別、理解における明瞭性の個人差は、認知的再評価の有効性を左右する可能性が示されているが（Boden et al., 2012）、相互独立性・相互協調性は、自身の感情を同定することにおける困難（以下、感情同定困難とする）や、感情の認識の明瞭性と関連する可能性がある（Konrath, Grynberg, Corneille, Hammig, & Luminet, 2011; 金井・湯川, 2016）。Konrath et al. (2011) は、感情同定困難を主要な構成要素とするアレキシサイミア（Bagby, Parker, & Taylor, 1994）という心理的特徴と相互独立性・相互協調性との関連を検討し、相互独立性が高い個人は感情同定困難が低く、一方、相互協調性が高い個人は、感情同定困難が高いことを示した。また、金井・湯川 (2016) は、ネガティブ感情を喚起させた上で怒り、嫌悪、恐怖などの感情語を複数呈示し、それらが自身の感情状態に当てはまる程度を報告させる実験を行った。その結果、男子学生において、相互独立性が高い個人は、自身の感情が呈示された感情語に当てはまるかどうかを明瞭に区別して報告するが、相互協調性が高い個人の報告ではあてはまるかどうかの判断が曖昧で

あることが示された。これらの知見を踏まえると、相互独立性が高い個人には、感情の認識が明瞭であるために、認知的再評価が有効に機能し、一方で相互協調性が高い個人には、感情の認識が明瞭でないために、認知的再評価が有効に機能しない可能性が考えられる。

また、感情制御方略の有効性が文化的自己観によって調整されるとすれば、文化的自己観が感情制御方略の使用傾向とも関連することが考えられる。文化的自己観と感情制御方略の使用傾向との関連を実証的に検討した研究は、抑制との関連に着目したものを主としていくつか存在するが (Park, Sulaiman, Schwartz, Kim, Ham, & Zamboanga, 2011; Su, Lee, & Oishi, 2013)、いずれも日本人を対象に実施されたものではない。Neff, Pisitsungkagarn, & Hsieh (2008) のように、文化的自己観の持つ意味やもたらす影響が、文化的文脈により異なることを示す研究があることを考慮すると、日本以外の東アジア文化圏や他の文化圏の人々の間で示された関係性が、日本人の間でも示されるとは限らないだろう。仮に、相互独立性が高い個人には認知的再評価が効果的に機能しやすいとしたら、そのような個人は、自然と自身にとって効果的な方略である認知的再評価を頻繁に使用するようになっているかもしれない。一方で、相互協調性が高い個人には認知的再評価が効果的に機能しにくいとしたら、そのような個人は、自然と認知的再評価をあまり使用しなくなっているかもしれない。また、文化的自己観と抑制との関連について、Park et al. (2011) では相互協調性が抑制の使用傾向と弱い正の関連を示す一方、相互独立性は関連を示さないことが報告されている。しかし、相互独立性・相互協調性の概念の内容から推測すると、相互独立性が高い個人では、明確な自己主張をするために自身の感情を正直に表出する傾向が示され、相互協調性が高い個人では、他

者との関係性の悪化を避けるために自身の感情の表出を抑制する傾向が示される可能性も考えられる。

さらに、日本人における文化的自己観の個人差が、過去一週間に経験された肯定的・否定的感情と関連するという知見 (一言, 2015) を踏まえると、文化的自己観が普段の感情状態の良好さと関連することが予想される。加えて、感情制御方略の使用傾向が普段の感情経験と関連すること (Gross & John, 2003; 吉津他, 2013) を踏まえると、その関連過程には、文化的自己観が感情制御方略の使用傾向に結びつき、さらに感情制御方略の使用傾向が良好な感情状態に結びつくという一連の過程が含まれていることが予想される。したがって、ここまでの議論をまとめると、文化的自己観、感情制御方略の使用傾向、普段の感情状態 (普段経験されるポジティブ感情およびネガティブ感情) の間には、Figure 1のような関係性が想定される。

以上のことを踏まえ、本研究では、大学生を対象に質問紙調査を実施し、第一に、感情制御方略の使用傾向と普段の感情状態の良好さとの関連が、文化的自己観の個人差によって調整されるかどうかを検討する。具体的には、相互独立性 (相互協調性) が低い個人に比べて、相互独立性 (相互協調性) が高い個人では、認知的再評価の使用傾向と普段の感情状態との関連性が強い (弱い) だろう、という仮説を検討する。第二に、文化的自己観と普段の感情状態の良好さとの関連過程に、文化的自己観が感情制御方略の使用傾向に繋がり、感情制御方略の使用傾向が普段の感情状態の良好さに結びつくという過程が含まれているかどうかを探索的に検討する。具体的には、Figure 1に示した飽和モデルを検証し、どのパスが支持されるかを確認する。

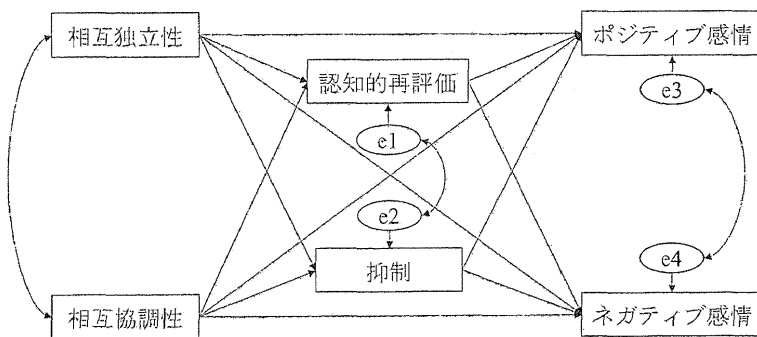


Figure 1. 想定される関係性。

## 方 法

### 調査参加者

関東圏の国立大学に通う大学生336名（男性199名、女性131名、無記入6名、平均年齢 $18.89 \pm 1.13$ 歳）が調査に協力した。調査実施時期は2015年5月であった。なお、本研究は著者の所属機関の研究倫理審査委員会からの承認を得て実施された。

### 調査手続き

講義時間を利用し質問紙を配布し、集団配布・集団回収方式で調査を実施した。質問紙配布時に、(a) 調査は無記名で行われ、参加者のプライバシーは守られること、(b) 個人情報やデータの管理は厳重に行われること、(c) 回答をしたくない項目については回答を中止することが可能であり、回答を中止しても参加者に不利益がないこと、(d) 質問紙への回答をもって調査への協力に同意したものとすることを、書面および口頭により説明した。

### 質問紙の構成

**文化的自己観** 文化的自己観（相互独立性・相互協調性）の個人差を測定するため、内田（2008）で使用された相互独立性・相互協調性尺度を用いた。この尺度はSingelis（1994）と高田（2000）から選定された項目で構成されている。相互独立性に関する10項目（例：私は誰と一緒にいようと同じように振る舞う）および相互協調性に関する10項目（例：私は謙遜の気持ちを持っている人を尊敬する）が含まれており、参加者は各項目の記述の内容がどの程度自分に当てはまるかを5件法（「1：全く当てはまらない」、「2：やや当てはまらない」、「3：どちらともいえない」、「4：やや当てはまる」、「5：非常によく当てはまる」）で評定した。得点化の際は、相互独立性に関する全10項目の平均得点を相互独立性得点、相互協調性に関する全10項目の平均得点を相互協調性得点とした。

**感情制御方略** 感情制御方略の使用傾向の個人差を測定するため、Gross & John（2003）の感情調節尺度（Emotion Regulation Questionnaire）の日本語版（吉津他，2013）を用いた。認知的再評価に関する6項目（例：私は、否定的な感情をあまり感じたくないときは、その状況についての考え方を考える）および抑制に関する4項目（例：私は自分の感情を表には出さない）が含まれており、参加者は各項目の記述の内容がどの程度自分に当てはまるかを7件法（「1：全く当てはまらない」、「2：ほとんど当てはまらない」、「3：あまり当てはまらない」、

「4：どちらでもない」、「5：やや当てはまる」、「6：かなり当てはまる」、「7：非常に当てはまる」）で評定した。得点化の際は、認知的再評価に関する全6項目の平均得点を認知的再評価得点、抑制に関する全4項目の平均得点を抑制得点とした。

**普段の感情経験** 普段、ポジティブ感情およびネガティブ感情をどの程度経験しやすいか（以下、それぞれをポジティブ感情およびネガティブ感情の経験傾向とする）についての個人差を測定するため、Watson, Clark, & Tellegen（1988）のThe Positive and Negative Affect Schedule（以下PANASとする）の日本語版（川人・大塚・甲斐田・中田，2011）を用いた。その際、日本語版著者の許可を得た上で、教示文を「以下に状態を表す語がいくつか表されています。普段あなたが頻繁に感じる気分にどれほど当てはまるか「1. 全く当てはまらない」、「2. 当てはまらない」、「3. どちらかといえば当てはまらない」、「4. どちらかといえば当てはまる」、「5. 当てはまる」、「6. 非常によく当てはまる」の中から最も適当なものを選び○をつけて回答してください。」と変更した。質問項目にはポジティブ感情に関する10項目（例：強気な、やる気がわいた、誇らしい）およびネガティブ感情に関する10項目（例：恐れた、恥ずかしい、びりびりした）が含まれていた。得点化の際は、ポジティブ感情に関する全10項目の平均得点をポジティブ感情得点、ネガティブ感情に関する全10項目の平均得点をネガティブ感情得点とした。

**デモグラフィック変数** 質問紙の最後に、年齢、性別に加え、国籍、自身の生育に影響を与えた地域、海外居住経験の有無とその期間を尋ねた。本研究は文化的自己観の個人差に着目するために、調査参加者を日本人学生のみに限定する必要がある。さらに、日本人学生であっても、海外文化の影響を強く受けて生育した者や長期に渡る海外居住経験がある者が調査参加者に含まれていた場合、尺度で測定される文化的自己観の差異を同文化内で生じた個人差であると考えるのは妥当ではない。そこで、上記の変数を調査参加者のスクリーニングのために用いた。

まず国籍に関して、自由記述で回答を求めた。次に、自身の生育に影響を与えた地域について、「あなたは、自分はこの地域の文化の中で育ってきたと思いますか？今の自分になる上で、そこでの文化の影響を最も強く受けてきたと思う地域を、以下のAからGの中から1つ選び、その下の四角の中に、地域名もしくは国名をできるだけ具体的にお書きください」という教示の下、AからGとして、アジア、ヨーロッパ、北アメリカ、南アメリカ、アフリカ、

オセアニア、その他の地域、の中から一つを選択させ、具体的な地域名もしくは国名を回答させた。最後に、海外居住経験の有無と期間に関して、「あなたは日本以外の国に住んだことがありますか？（留学を含みます）」という質問に対して、「ある」、「ない」のどちらかを選択させ、「ある」と回答した者には続けて国名と居住期間を自由記述で回答するよう求めた。

結 果

データの基礎的検討

分析に先立ち、(a) 日本国籍を有さない、(b) 海外居住期間が年齢の半分を上回る、(c) 生育に影響を与えた文化として日本以外の国だけを記入している、のいずれか1つ以上を満たす者13名を除外した。さらに、質問項目の大半に連続して回答していないなど、明らかに回答に不備があるとみられた者9名を除外し、最終的に有効回答者数は314名（男性188名、女性123名、無記入3名、平均年齢18.87±1.07歳）であった。なお、この314名の回答のうち、見落としなどが原因と推察される、連続しないデータの欠損がわずかに11箇所みられたが、欠損を示す

調査参加者を分析から除外することは、検定力の低下を生じさせる可能性があるため (Alison, 2003)、本研究では、回帰代入法により、これらの欠損値を補完した。

まず、本研究のデータで尺度のα係数を算出し、全変数の平均と標準偏差を調査参加者全体および男女別に算出した (Table 1)。対応のないt検定により性差を検討したところ、男性は女性よりも相互独立性が有意に高く ( $t(309) = -2.19, p = .03, g = .25$ )、抑制が有意傾向で高かった ( $t(309) = -1.75, p = .08, g = .20$ )。一方、女性は男性よりも認知的再評価が有意に高かった ( $t(309) = 3.15, p = .00, g = .37$ )。

次に、変数間の相関係数を調査参加者全体のデータで算出した (Table 2)。文化的自己観と感情制御方略の使用傾向との有意な関連については、まず、相互独立性および相互協調性がどちらも認知的再評価と正の相関を示した (順番に、 $r = .15, p = .01$ ;  $r = .14, p = .01$ )。一方、相互協調性のみが抑制と正の相関を示した ( $r = .16, p = .01$ )。文化的自己観および感情制御方略の使用傾向とポジティブ感情およびネガティブ感情の経験傾向との有意な関連については、相互独立性と認知的再評価がポジティブ感情

Table 1  
尺度のα係数および記述統計量

	α係数	Mean (SD)		
		全体	男性	女性
相互独立性	.67	3.37 (0.50)	3.42 (0.49)	3.29 (0.52)*
相互協調性	.66	3.63 (0.47)	3.62 (0.48)	3.65 (0.46)
認知的再評価	.79	4.33 (0.98)	4.19 (0.98)	4.54 (0.96)**
抑制	.79	3.71 (1.18)	3.80 (1.13)	3.56 (1.26) +
ポジティブ感情	.82	3.11 (0.81)	3.56 (0.74)	3.57 (0.68)
ネガティブ感情	.83	3.57 (0.72)	3.15 (0.82)	3.06 (0.80)

\*\* $p < .01$ , \* $p < .05$ , + $p < .10$

注) α係数は本研究のデータで計算された。

Table 2  
変数間の相関係数

	1	2	3	4	5	6
1 相互独立性		-.26**	.15**	.01	.39**	-.13*
2 相互協調性	-.28** / -.23**		.14*	.16**	-.08	.16**
3 認知的再評価	.08 / .32**	.14* / .13		.19**	.21**	-.07
4 抑制	.00 / .00	.15* / .18*	.19** / .25**		-.13*	.02
5 ポジティブ感情	.33** / .48**	-.08 / -.08	.11 / .37**	-.12 / -.15		.15**
6 ネガティブ感情	-.16* / -.11	.14* / .19*	-.04 / -.09	.06 / -.05	.11 / .20*	

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

注1) 対角線右上がデータ全体で算出された値を、左下が男女別に算出された値を表す。

注2) 斜線の左側が男性 ( $n = 188$ ) で算出された値を、右側が女性 ( $n = 123$ ) で算出された値を表す。

と正の相関を(順番に,  $r=.39$ ,  $p=.00$ ;  $r=.21$ ,  $p=.00$ )。抑制が負の相関を示した( $r=-.13$ ,  $p=.02$ )。一方, 相互協調性がネガティブ感情と正の相関を( $r=.16$ ,  $p=.01$ )、相互独立性が負の相関を示した( $r=-.13$ ,  $p=.02$ )。また, 相互独立性は相互協調性と有意な負の相関を示し( $r=-.26$ ,  $p=.00$ )。ポジティブ感情とネガティブ感情は有意な正の相関を示した( $r=.15$ ,  $p=.01$ )。

さらに, 変数間の相関係数を男女別に算出した(Table 2)。相関係数の差の検定により性差を検定したところ, 女性の方が男性よりも, 相互独立性と認知的再評価との相関係数, および, 認知的再評価とポジティブ感情との相関係数が有意に大きいことが示された(順番に,  $z=2.15$ ,  $p=.03$ ;  $z=2.37$ ,  $p=.02$ )。

### 文化的自己観の調整効果の検討

感情制御方略の使用傾向とポジティブ感情およびネガティブ感情の経験傾向との関連が文化的自己観によって調整されるかを検討するため, ポジティブ感情およびネガティブ感情をそれぞれ従属変数とする階層的重回帰分析を行った。

まず, 従属変数をポジティブ感情とし, 独立変数の第1ステップで性別(女性を1, 男性を2とするダミー変数を用いた), 相互独立性, 相互協調性, 認知的再評価, 抑制を, 続いて第2ステップで相互独立性と認知的再評価, 相互独立性と抑制, 相互協調性と認知的再評価, 相互協調性と抑制, という4つの交互作用項を投入した(Table 3)。その際, 性別以外の変数については, Aiken & West (1991) に従い, 測定値を全て各平均値との偏差に変換し, こ

の値(中心化得点)を用いた。その結果, 第1ステップから第2ステップにかけて $R^2$ は有意に増加せず( $\Delta R^2=.00$ ,  $p=.91$ )。交互作用項の偏回帰係数はいずれも有意ではなかった。

次に, 従属変数をネガティブ感情とし, ポジティブ感情を従属変数とした場合と同様の分析を行った(Table 4)。その結果, 第1ステップから第2ステップにかけて $R^2$ が有意に増加していた( $\Delta R^2=.04$ ,  $p=.01$ )。交互作用項については, 相互協調性と認知的再評価の交互作用項の偏回帰係数が有意であった( $\beta=-.21$ ,  $p=.00$ )。Cohen & Cohen (1983) に従い, 相互協調性の平均 $\pm 1SD$ を基準として単純傾斜検定を行ったところ, 相互協調性が高い者において単純傾斜が有意であり( $\beta=-.28$ ,  $p=.00$ )、認知的再評価が高い者は, 認知的再評価が低い者よりもネガティブ感情が低いことが示された(Figure 2)。一方, 相互協調性が低い者では, 単純傾斜が有意ではなかった( $\beta=-.04$ ,  $p=.53$ )。

### モデルの探索的検討

文化的自己観と普段の感情状態の良好さとの関連過程に, 感情制御方略の使用傾向を介する過程が含まれているかどうかを探索的に検討するため, 構造方程式モデリングによるパス解析を実施した。まず, Figure 1に示した飽和モデルを設定し, パス係数の推定を行った。その後, パス係数の有意確率( $p$ 値)が最も大きいパスを1つモデルから削除し, 再度推定を行うという手順を, 有意でないパスが全てモデルから削除されるまで繰り返した。最終的にFigure 3のモデルが得られた。適合度指標は $\chi^2(5) = 5.96$  ( $p=.31$ ), GFI=.99, AGFI=.97, CFI=.99,

Table 3  
ポジティブ感情に対する階層的重回帰分析

step		$\beta$	
1	性別 <sup>a</sup>	.00	.00
	相互独立性	.36**	.37**
	相互協調性	.02	.02
	認知的再評価	.18**	.19**
	抑制	-.17**	-.18**
2	相互独立性×認知的再評価		-.07
	相互独立性×抑制		-.01
	相互協調性×認知的再評価		-.03
	相互協調性×抑制		-.02
	$R^2$	.20	.20
	$\Delta R^2$	.20**	.00

<sup>a</sup> 女性を1, 男性を2とした。

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

Table 4  
ネガティブ感情に対する階層的重回帰分析

step		$\beta$	
1	性別 <sup>a</sup>	.06	.05
	相互独立性	-.09	-.09
	相互協調性	.14*	.15*
	認知的再評価	-.07	-.09
	抑制	.01	.00
2	相互独立性×認知的再評価		-.04
	相互独立性×抑制		-.06
	相互協調性×認知的再評価		-.21**
	相互協調性×抑制		.03
	$R^2$	.04	.09
	$\Delta R^2$	.04*	.04**

<sup>a</sup> 女性を1, 男性を2とした。

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

RMSEA = .03であり、十分な値が示された。

まず、相互独立性の高さは、認知的再評価の高さと結びつき、一方、相互協調性の高さは、認知的再評価の高さおよび抑制の高さの両方と結びついていた。次に、認知的再評価の高さはポジティブ感情の高さと関連し、一方、抑制の高さはポジティブ感情の低さと関連していた。また、相互独立性の高さは直接ポジティブ感情の高さとながり、一方、相互協調性の高さは直接ネガティブ感情の高さとながっていた。

上記の分析は、調査参加者全体を対象に行われたため、性別の情報は考慮されていない。しかし、一部の変数に性差が見られたことや変数間の相関にも一部性差が見られたことから、本モデルにおける変数間の関係性は男女で異なる可能性がある。そこで、川端（2007）に従い、男性・女性を各群とする

多母集団同時分析を行った。まず、群間に等値制約を課さずに分析を行ったところ、十分な適合度が得られた ( $\chi^2(10) = 7.20 (p = .71)$ , GFI = .99, AGFI = .97, CFI = 1.00, RMSEA = .00)。次に、誤差変数からのパスを除く全てのパスについて、性差を検討したところ、相互独立性から認知的再評価へのパス係数は女性の方が男性よりも有意に大きかった ( $\beta = -1.98, p = .05$ )。最後に、このパス係数に等値制約を課したモデルと、等値制約を課さないモデルを比較したところ、等値制約を課さないモデルの方が、相対的に適合が良いことが示された (制約なしモデル: AIC = 71.20; 制約ありモデル: AIC = 73.10)。したがって、男性と女性ではモデルの構造自体は等しいものの、相互独立性から認知的再評価への結びつきは女性の方が強かった。

考 察

本研究は、第一に、相互独立性（相互協調性）が低い個人に比べて、相互独立性（相互協調性）が高い個人では、認知的再評価の使用傾向と普段の感情状態との関連性が強い（弱い）だろう、という仮説の下で、感情制御方略の使用傾向と普段の感情状態との関連が、文化的自己観の個人差によって調整されるかどうかを検討した。その結果、認知的再評価の使用傾向とネガティブ感情経験の関係性が相互協調性によって調整された。しかし、その調整効果は、相互協調性が高い者において、認知的再評価を頻繁に行っているほど、ネガティブ感情の経験傾向が低いというものであった。また、第二に、文化的自己観と普段の感情状態との関連過程に、文化的自己観が感情制御方略の使用傾向に繋がり、感情制御方略

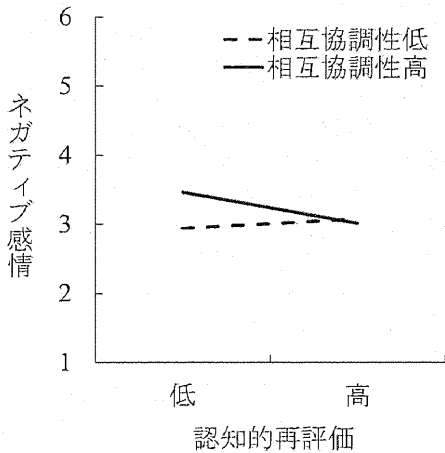


Figure 2. 相互協調性とネガティブ感情との交互作用。

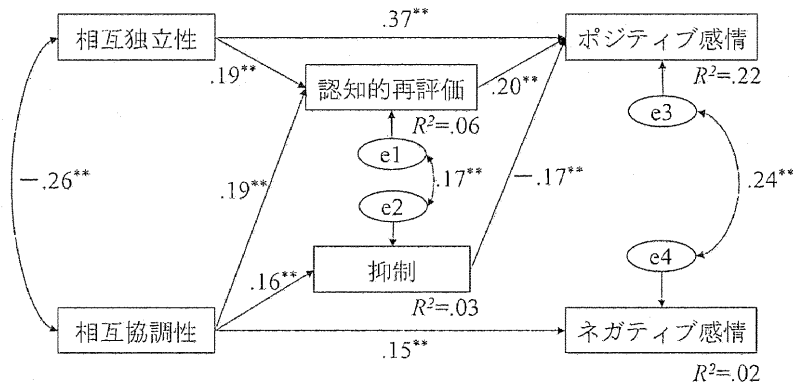


Figure 3. 最終的に得られたモデル。数値は標準偏回帰係数もしくは相関係数を表す (\*\* $p < .01$ )。



の使用傾向が普段の感情状態に結びつくという過程が含まれているかどうかを探索的に検討した。その結果、相互独立性は認知的再評価の使用傾向およびポジティブ感情の経験傾向と正の関連を示し、一方、相互協調性は両方略の使用傾向およびネガティブ感情の経験傾向と正の関連を示した。さらに、認知的再評価の使用傾向はポジティブ感情の経験傾向と正の関連を、抑制の使用傾向は負の関連を示した。また、男性と女性ではこのモデルの構造自体は等しいものの、女性の方が、相互独立性と認知的再評価との結びつきが強かった。

本研究で示された調整効果に関する結果は、相互独立性が高い個人には認知的再評価が有効に機能し、一方で相互協調性が高い個人には認知的再評価が有効に機能しないことを示さなかった。この結果は、普段の感情制御方略の使用傾向と感情経験との関連に着目すると、認知的再評価は相互協調性が高い者にとっても十分に有効であることを意味するだろう。相互協調性の高さは感情同定困難の高さと関連するため (Konrath et al., 2011)、相互協調性が高い者には、自身の感情を明瞭に認識しない傾向があるといえる。さらに、自身の感情を明瞭に区別して経験できる者は、感情が生じた理由や、その感情を増減させる行動に関する知識を多く有するため、効果的な感情制御自体に長けていると考えられている (Barrett, Gross, Christensen, & Benvenuto, 2001)。したがって、本研究で、相互協調性が低い者ではネガティブ感情の経験傾向が比較的強く、認知的再評価の使用傾向とネガティブ感情の経験傾向との関連が見られなかったことは、相互協調性が低い者には、認知的再評価の使用傾向に拘わらず感情を適切に制御できている者が多かったことを意味すると考えられる。おそらく、認知的再評価の使用傾向が低い者は他の方略による感情制御を行っていることが推測される。一方、相互協調性が高い者の場合、認知的再評価の使用傾向が高い者は、認知的再評価により感情を制御できているが、使用傾向が低い者は、感情を増減させる行動に関する知識を持たないため、他の方略による制御も行うことができず、相対的にネガティブ感情の経験傾向が高かったのだと予想される。

続いて、探索的なモデル検討の結果から、文化的自己観と普段の感情状態との関連過程には、感情制御方略の使用傾向を介する過程と介さない過程の両方が存在する可能性が示された。まず、相互独立性の高さは、認知的再評価の頻繁な使用を介してポジティブ感情の頻繁な経験と関連するとともに、感情制御方略の使用傾向を介さずにもポジティブ感情の

頻繁な経験と関連していた。したがって、相互独立性とポジティブ感情の経験傾向との関連性は、認知的再評価の使用傾向によって部分的に説明されるものの、他の要因によっても説明される可能性が示唆された。また、相互協調性の高さは、認知的再評価の使用傾向の多さを介してポジティブ感情の経験傾向を高くすると同時に、抑制の使用傾向の多さを介してポジティブ感情の経験傾向を低くする可能性が示唆された。相互協調性の高さとポジティブ感情の経験傾向の間には直接的な相関が見られなかったが、相互協調性が高い者は認知的再評価を頻繁に行う一方で抑制も行う傾向があるため、ポジティブ感情の経験傾向への影響が相殺されているのだろう。さらに、相互協調性の高さは感情制御方略の使用傾向を介さずにネガティブ感情の経験傾向の高さと関連していた。したがって、相互協調性とネガティブ感情の経験傾向との関係性は、本研究で着目しなかった別の要因によって説明される可能性がある。

上記の関連のうち、相互独立性と感情制御方略の使用傾向との関連は、次のように解釈可能であろう。まず、相互独立性が認知的再評価の使用傾向と正の関連を示した理由として、第一に、相互独立性が高い個人は、対人トラブルを多く経験するため、その中で発生したネガティブ感情を認知的再評価によって制御する傾向が高い可能性が考えられる。日本文化では相互協調的自己観が共有されているという前提 (北山, 1994) に基づくと、高い相互独立性を持ち、その考えに整合的な行動を取ることは、時に他者から受容されず、対人トラブルの原因となる可能性が予想できる。対人トラブルが多ければネガティブ感情の発生も多く、ネガティブ感情を低減させることへの動機づけが高い可能性があるだろう。感情制御方略には様々あるが、感情の原因となったトラブルに対して肯定的な再評価がなされることがあれば、相互独立性と認知的再評価の使用傾向は正の関連を示すだろう。加えて、第二に、文化的に共有された自己観は、認識のプロセスの様々な側面に影響をもたらすという北山 (1994) の主張と整合するように、相互独立性が高い者は、楽観的な認知様式を持つため、出来事を肯定的に捉える傾向が高いという可能性がある。相互独立的自己観が共有される文化では、自尊感情のレベルを上げ、維持するような自己高揚的な心理プロセスを獲得することが自己実現の上で重要であると考えられているが (北山, 1994)、日本人大学生を対象とした調査でも、相互独立性が相互協調性よりも高い大学生では自己に対するポジティブ・イリュージョンが生じやすいことが報告されている (高山, 2007)。このことが

ら、相互独立性が高い個人は、自尊感情の維持に繋がるような楽観的な認知様式を持ちやすいことが考えられる。そうであれば、相互独立性が高い者ほど、目の前の出来事を肯定的に再評価することが多い可能性があるだろう。なお、アジア系アメリカ人や中国系シンガポール人を対象とした先行研究 (Park et al., 2011; Su et al., 2013) と同様に、相互独立性と抑制の使用傾向は関連を示さなかった。ヨーロッパ系の研究参加者では両変数が負の関連を示したこと (Su et al., 2013) を踏まえると、相互独立性と抑制の使用傾向が関連しないことは、他者との協調のために感情表出を抑制することが多いであろう東アジア文化圏に特有の結果かもしれない。東アジア文化圏では、相互独立性が高いことが理想的な人間像と一致しないため、感情を率直に表出することが受容されにくく、相互独立性が高くと、自身の感情を率直に表出できるようにはならない可能性が考えられる。

続いて、相互協調性と感情制御方略の使用傾向との関連は、以下のように解釈可能であろう。まず、相互協調性が認知的再評価の使用傾向と正の関連を示した理由として、相互協調性が高い者も、良好な対人関係を維持するために葛藤を経験することが多く、葛藤を経験する中で発生したネガティブ感情を認知的再評価によって制御する傾向が高い可能性が考えられる。日本文化は相互協調的自己観に基づくとされるが (北山, 1994)、だからといって、良好な対人関係を維持することに苦勞が伴わないわけではないだろう。関係維持のためには、意見の衝突や葛藤を経験することもあり、そこでは、時にネガティブ感情を経験するはずである。この場合も、目の前の出来事を再評価することでネガティブ感情を制御している可能性がある。また、相互協調性と抑制の使用傾向との正の関連も同様の観点から解釈可能であろう。相互協調性が高い個人は、他者との良好な関係を維持するために、自身の感情の表出を抑制することが多いのであろう。

続いて、文化的自己観と感情経験傾向との間に感情制御方略の使用傾向を介さない関連過程が認められた理由として、以下のものが考えられる。まず、相互独立性の高さは直接的にポジティブ感情の経験傾向の高さに結びついていた。文化的自己観は自己関連判断や帰属など、人間の様々な心理的プロセスに広範な影響を及ぼすとされているため (北山, 1994)、相互独立性が高い者は、認知的再評価の使用傾向の多さ以外にも、自尊感情の向上に繋がるような心理的特徴を有しており、そのためにポジティブ感情を頻繁に経験していることが予想される。一

方、相互協調性の高さは直接的にネガティブ感情の経験傾向の高さに結びついていた。相互協調性が高い者は、対人関係を良好に保つために、時に対人葛藤を経験することが予想される。その中でネガティブ感情を経験する場面に多く遭遇している可能性が考えられるだろう。

また、本研究では、性別により当てはまりの良いモデルの構造自体は変わらなかったが、女性の方が相互独立性と認知的再評価の使用傾向との関連が強いことが示された。上述のように、相互独立性と認知的再評価の使用傾向との関連の原因が、高い相互独立性が他者から受容されないことに繋がるためであると考えると、この性差は、女性の方が、高い相互独立性を周囲から受け入れられにくく、対人トラブルとネガティブ感情を経験しやすいために生じた結果であると予想される。本研究でも、女性は男性より相互独立性の得点が低かった。このことから、高い相互独立性を持つ女性が周囲の女性から受け入れられにくい可能性が考えられるだろう。

最後に、本研究の限界を踏まえ今後の展望を3点論じる。第一に、本研究では探索的な検討が多かったため、今後は結果の再現性を追試によって確認するとともに、結果に対する解釈の真偽が検討されるべきである。当然、本研究で有意であった関連箇所にタイプ1エラーが含まれている可能性は否定できないため、慎重な検討が望まれる。第二に、文化的自己観と感情経験との関連性を検討した先行研究と結果が一貫しなかった点について、詳細な検討が必要であろう。本研究では、相互協調性の高さがネガティブ感情経験の多さと関連したが、用いた尺度の相互協調性に相当する下位因子で高い得点を示した者ほど、過去一週間で肯定的感情を頻繁に経験していた一言 (2015) や、相互協調性の下位側面として同定された評価懸念の高さが自尊感情の低さと結びついた高田・大本・清家 (1996) を踏まえると、相互協調性と日本人の感情経験との関連性に関しては、研究方法の違いによって様々な結果が得られていると言える。上述したどの研究でも、関連がそれほど強くなかったことを踏まえると、知見が蓄積され、メタ分析されることにより、関連性を調整する要因が何か、さらには、関連性に実質的意味があるのかが検討されるべきであろう。第三に、相互協調性が高く、認知的再評価の使用傾向が低い者たちがどうしたらネガティブ感情を制御することができるかを検討するべきであろう。彼らが認知的再評価による感情制御を試みた際、その制御が効果的に機能する可能性もあろうが、今回の検討は普段の感情制御方略の使用と普段の感情経験との関連を検討した

に過ぎず、実際にその方略による制御を行った際の効果は明らかでない。今後は、認知的再評価を含めた複数の制御方略を実際に行った際の感情制御効果を検討し、彼らにとってどの方略が有効であるかを、実験的に検討するべきだろう。

### 引用文献

- 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, 56, 87-93.
- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interaction*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications, Inc.
- Alison, P. D. (2003). Missing data techniques for structural equation modeling. *Journal of Abnormal Psychology, 4*, 545-557.
- Bagby, R. M., Parker, J. D. A., & Taylor, G. J. (1994). The twenty-item Toronto Alexithymia scale-I. Item selection and cross-validation of the factor structure. *Journal of Psychosomatic Research, 38*, 23-32.
- Barrett, L. F., & Gross, J. J. (2001). Emotional intelligence: A process model of emotion representation and regulation. In T. J. Mayne, & G. A. Bonanno (Eds.), *Emotions: Current issues and future directions* (pp. 286-310). New York: Guilford Press.
- Barrett, L. F., Gross, J., Christensen, T. C., & Benvenuto, M. (2001). Knowing what you're feeling and knowing what to do about it: Mapping the relation between emotion differentiation and emotion regulation. *Cognition & Emotion, 15*, 713-724.
- Boden, M. T., Bonn-Miller, M. O., Kashdan, T. B., Alvarez, J., & Gross, J. J. (2012). The interactive effects of emotional clarity and cognitive reappraisal in Posttraumatic Stress Disorder. *Journal of Anxiety Disorders, 26*, 233-238.
- Cohen, J., & Cohen, P. (1983). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum Associates.
- 遠藤利彦 (2013). 「情の理」論——情動の合理性をめぐる心理学的考究—— 東京大学出版会
- Freud, S. (1998). *Jenseit des Lustprinzips* (A. Freud, E. Bibring, W. Hoffer, E. Kris, & O. Isakower, Eds.). Frankfurt: S. Fischer. (Original work published 1920)
- (フロイト, S. 須藤訓任 (訳) (2006). 快原理の彼岸 新宮一成・鷺田清一・道巖泰三・高田珠樹・須藤訓任 (編) フロイト全集17 (pp53-125) 岩波書店)
- Füstös, J., Gramann, K., Herbert, B. M., & Pollatos, O. (2012). On the embodiment of emotion regulation: Interoceptive awareness facilitates reappraisal. *Social Cognitive and Affective Neuroscience, 8*, 911-917.
- Gross, J. J. (1998). Antecedent- and response-focused emotion regulation: Divergent consequences for experience, expression, and physiology. *Journal of Personality and Social Psychology, 74*, 224-237.
- Gross, J. J., & John, O.P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology, 85*, 348-362.
- Gross, J. J., Richards, J. M., & John, O. P. (2006). Emotion regulation in everyday life. In D. K. Snyder, J. A. Simpson, & J. N. Hughs (Eds.), *Emotion regulation in couples and families: Pathways to dysfunction and health* (pp13-36). Washington, DC: American Psychological Association.
- Gross, J. J., & Thompson, R. (2007). Emotion regulation: Conceptual foundations. In J. J. Gross (Ed.), *Handbook of emotion regulation* (pp. 3-24). New York: Guilford Press
- 一言英文 (2015). 文化的文脈と自己観の整合による肯定的感情——文化内多様性に基づいた検討—— 感情心理学研究, 22, 60-69.
- Hofmann, S. G., Carpenter, J. K., & Curtiss, J. (2016). International emotion regulation questionnaire (IERQ): Scale development and psychometric characteristics. *Cognitive Therapy Research, 40*, 341-356.
- 金井雅仁・湯川進太郎 (2016). 文化的自己観と感情認識の明瞭性とを結ぶ内受容感覚 感情心理学研究, 24, 71-81.
- 川端一光 (2007). 多母集団分析 豊田秀樹 (編著) 共分散構造分析 Amos 編 ——構造方程式モデリング—— (pp. 73-87) 東京図書
- 川人潤子・大塚泰正・甲斐田幸佐・中田光紀 (2012). 日本語版 The Positive and Negative Affect Schedule (PANAS) 20項目の信頼性と妥当性の

- 検討 広島大学心理学研究, 11, 225-240.
- 北山 忍 (1994). 文化的自己観と心理的プロセス  
社会心理学研究, 10, 153-167.
- Konrath, S., Grynberg, D., Corneille, O., Hammig, S.,  
& Luminet, O. (2011). On the social cost of  
interdependence: Alexithymia is enhanced  
among socially interdependent people.  
*Personality and Individual Differences*, 50, 135-  
141.
- Malooly, A. M., Genet, J. J., & Siemer, M. (2013).  
Individual differences in reappraisal  
effectiveness: The role of affective flexibility.  
*Emotion*, 13, 302-313.
- Markus, H. R., & Conner, A. (2013). *Clash! 8  
cultural conflicts that make us who we are*.  
London: Hudson Street Press.
- Neff, K. D., Pisitsungkagarn, K., & Hsieh, Y. P.  
(2008). Self-compassion and self-construal in the  
United States, Thailand, and Taiwan. *Journal of  
Cross-Cultural Psychology*, 39, 267-285.
- 大平英樹 (2004). 感情制御の神経基盤——腹側前  
頭前野による扁桃体活動のコントロール——  
心理学評論, 47, 93-118.
- 大平英樹 (2010). 感情と認知 大平英樹 (編) 感情  
心理学・入門 (pp.97-121) 有斐閣アルマ
- Park, I. J. K., Sulaiman, C., Schwartz, S. J., Kim, S. Y.,  
Ham, L. S., & Zamboanga, B. L. (2011). Self-  
construals and social anxiety among Asian  
American college students: Testing emotion  
suppression as a mediator. *Asian American  
Journal of Psychology*, 2, 39-50.
- Pennebaker, J. W. (1997). *Opening up*. 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 北大路書房)
- 榊原良太 (2014). 再評価の感情制御効果と精神的  
健康への影響——研究動向の概観と再評価の下  
位方略という視座からの問題提起—— 感情心  
理学研究, 22, 40-49.
- Singelis, T. M. (1994). The measurement of  
independent and interdependent self-construals.  
*Personality and Social Psychology Bulletin*, 20,  
580-591.
- Su, J. C., Lee, R. M., & Oishi, S. (2013). The role of  
culture and self-construal in the link between  
expressive suppression and depressive  
symptoms. *Journal of Cross-Cultural Psychology*,  
44, 316-331.
- 高田利武 (1999). 日本文化における相互独立性・  
相互協調性の発達過程——比較文化的・横断的  
資料による実証的検討——教育心理学研究,  
47, 480-489.
- 高田利武 (2000). 相互独立的-相互協調的自己観  
尺度に就いて 総合研究所所報, 8, 145-163.
- 高田利武・大本美千恵・清家美紀 (1996). 相互独  
立的-相互協調的自己観尺度 (改訂版) の作成  
奈良大学紀要, 24, 157-173.
- 高山草二 (2007). ポジティブ・イллюージョンと文  
化的自己観および動機の期待変数との関係 島  
根大学教育学部紀要 (人文・社会科学), 41,  
73-78.
- 内田由紀子 (2008). 日本文化における自己価値の  
随伴性——日本版自己価値の随伴性尺度を用い  
た検証—— 心理学研究, 79, 250-256.
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988).  
Development and validation of brief measures of  
positive and negative affect: The PANAS scales.  
*Journal of Personality and Social Psychology*, 54,  
1063-1070.
- 吉津 潤・関口理久子・雨宮俊彦 (2013). 感情調  
節尺度 (Emotion Regulation Questionnaire) 日  
本語版の作成 感情心理学研究, 20, 56-62.
- Zelazo, P. D. & Cunningham, W. A. (2007). Executive  
function: Mechanisms underlying emotion  
regulation. In J. J. Gross (Ed.), *Handbook of  
emotion regulation* (pp. 135-158). New York:  
Guilford Press.

(受稿 4月28日 : 受理 6月12日)