

感情喚起刺激における感情価と覚醒度の関係性

ー 日本語データベースを用いた感情-曖昧性仮説の検討 ー

丹藤 克也

要旨

感情価と覚醒度の相関は感情価の曖昧性によって異なるとする考えを感情-曖昧性仮説という。感情-曖昧性仮説の予測は西洋文化圏のデータにおいて支持されているが、東洋文化圏では検討されていない。本研究では、日本語データベースを用いて感情-曖昧性仮説について検討した。研究1では4つの日本語データベースを分析した。その結果、3つのデータベースにおいて、感情価の曖昧性が増加するにつれ感情価と覚醒度の相関が直線的に低下することが示された。研究2では、感情価-覚醒度の相関が曖昧性によって異なる原因について検討した。ファジートレース理論から予測される通り、感情価の強度と曖昧性には逆U字型の関係にあることが示された。これらの結果から、感情-曖昧性仮説の通文化的普遍性や、今後の感情と認知に対する示唆について議論した。

キー・ワード：感情-曖昧性仮説，感情，感情価，覚醒度，ファジートレース理論

問題と目的

感情の次元モデルによれば、感情体験の基本要素として、少なくとも2つの次元が想定されるのが一般的である (Barrett, 1998; Kuppens, Tuerlinckx, Russell, & Barrett, 2013; Posner, Russell, & Peterson, 2005; Russell, 1980)。1つは快-不快の次元を表す感情価 (valence) である。もう1つは活性-不活性を表す覚醒度 (arousal) の次元である。感情はこれら2次元空間に布置されるものとして捉えることができる。感情が認知過程に及ぼす影響を検討するために、刺激によって喚起された主観的な感情状態を感情価と覚醒度という2つの尺度を用いて評価し、数量化する手法が用いられることが多い。例えば、画像刺激のデータベースである International Affective Picture System (IAPS; Lang, Bradley, & Cuthbert, 2008) や単語刺激データベースである Affective Norms for English Word (ANEW; Bradley & Lang, 1999) は、感情価、覚醒度、優位性 (dominance) という3次元で感情を測定した基準表であり、感情喚起刺

激として頻繁に使用されている。こうした感情喚起刺激を用いた研究から、感情が記憶や注意などの認知過程に及ぼす影響が明らかとなっている (e.g., Kensinger, 2004; Murphy & Isaacowitz, 2008)。

2つのモデルによる説明

感情価と覚醒度の関係性については、これまで様々なモデルが提案されている (Kuppens et al., 2013)。そのなかでも実証的に支持されているのは双極モデル (bipolar model) と二変量モデル (bivariate model) である (Mattek, Wolford, & Whalen, 2017)。双極モデルは、感情の円環モデル (Russell, 1980) に代表されるように、感情価と覚醒度はいずれも双極の次元で構成されていると捉える考え方である。このモデルに立脚した場合、ネガティビティとポジティビティは1つの次元上の対極に位置し、ネガティビティが増加すればポジティビティは減少し、同じくポジティビティが増加すればネガティビティは減少するという依存関係にある。また感情価と覚醒度は別次元の属性と想定される。したがって、ネガティビティとポジティビティには相関がある一方で、感

情価と覚醒度には相関がないものとする。

二変量モデル (e.g., Cacioppo & Berntson, 1994; Watson & Tellegen, 1985) では、ネガティブリティやポジティブリティという感情価を互いに独立した単極の次元と捉える。このモデルに立脚した場合、ネガティブリティとポジティブリティは別次元であるため、ネガティブリティが増減しても、それに伴ってポジティブリティは変化しないものと想定される。また、ネガティブリティもしくはポジティブリティが増加すれば覚醒度も増加し、覚醒度は感情価と別次元ではなく両者を区別して測定できないものと想定される。

2つのモデルは前提が対立しており、両立し得ないように思われるが、それぞれを支持する知見が報告されている (Mattek et al., 2017)。例えば、単極尺度で測定したポジティブリティとネガティブリティに負の相関が認められる場合がある (e.g., Russell & Carroll, 1999)。これは感情価を1つの次元の対極に配置する双極モデルを支持する知見であり、同時に二変量モデルに対する反証でもある。他方で、ポジティブリティとネガティブリティには相関がないとの報告もある (e.g., Cacioppo, Gardner, & Berntson, 1997)。これは二変量モデルを支持する知見といえよう。また、双極尺度で測定した感情価を x 軸、覚醒度を y 軸とした場合、二変量モデルでは感情価と覚醒度に V 字型の関係が想定される。この二変量モデルの考えに一致して、双極尺度で測定した感情価と覚醒度は、感情価の中間地点で分けた両側 (ポジティブ側とネガティブ側のそれぞれ) で覚醒度と相関が認められることが多く、この関係性は多様な刺激において認められる (Kuppens et al., 2013; Mattek et al., 2017)。

感情－曖昧性仮説

このような矛盾した知見の存在に対して、Mattek et al. (2017) は感情価の曖昧性 (valence ambiguity) という第3の変数によって、感情価－覚醒度の相関が左右されるという新たな解釈を提唱している。Brainerd (2018) はこれを感情－曖昧性仮説 (emotional-ambiguity hypothesis) と呼んでいる。ここでいう感情価の曖昧性とは、ある刺激によって喚起される主観的な感情価の一

貫性を意味している (Brainerd, 2018; Mattek et al., 2017)。具体例として、表情について考えてみよう。怒りを表出した顔画像を提示され、その感情価を双極尺度で評定した場合、ネガティブと判断されることがほとんどであり、ポジティブな表情であると捉えられることは少ないであろう。喜び表情も同様に、ポジティブと判断され、ネガティブな表情とは評価されにくい。これらは一貫して特定の感情価を喚起し、感情価の曖昧性が低い刺激と言える。これに対して、驚き表情は感情価に解釈の余地が多分に含まれる。友人から予想外の誕生日プレゼントを貰ったという出来事に対する驚き反応であればポジティブな表情として解釈可能であるが、突然の訃報に接して表出される驚きであればネガティブな表情として解釈可能である。このように、驚き表情は一貫した感情価を喚起しにくいいため、感情価の曖昧性が高い刺激と考えられる。

こうした感情価の曖昧性は表情以外の刺激についてもあてはまる。Brainerd (2018) は感情価の曖昧な刺激例として、「山」や「宗教」という英単語を挙げている。これらの単語の感情価を判断する際、山の雄大な美しさや宗教の私利私欲のなさを思い浮かべたならば、ポジティブな感情が喚起されるであろう。しかし、山での滑落死や宗教的暴力を思い浮かべた場合はネガティブな感情が喚起されることになる。こうした刺激に対する評価は、人によって大きく変動し、同一人物であっても機会によって変動する可能性がある。

感情－曖昧性仮説によれば、曖昧性が高い場合には感情価－覚醒度の相関はゼロに近づき双極モデルが正しい状況となり、曖昧性が低い場合には両者の相関は強くなり、二変量モデルが正しい状況となる (Mattek et al., 2017)。実際、Mattek (Kim, Mattek, et al., 2017; Kim, Shin, et al., 2017; Mattek et al., 2017) や Brainerd (Brainerd, 2018; Brainerd & Bookbinder, 2019) は、この予測に一致する結果を報告している。Mattek et al. (2017) は表情、単語、画像、音声など様々な感情喚起刺激を用いて感情－曖昧性仮説の妥当性を示している。例えば、怒りや幸福など感情価が明確な刺激では感情価と覚醒度の

相関は非常に強いが、曖昧性の高い驚き表情における相関係数はそれよりも低かった。他の感情喚起刺激も同様に、曖昧性の高い刺激では、感情価と覚醒度の相関はゼロに近づく傾向にあった。

Brainerd (2018) はIAPSやANEWなど、感情喚起刺激として利用される頻度の高い単語や画像の大規模データベースをいくつか用いて、感情価の曖昧性によって感情価と覚醒度の相関が異なるのかを検討した。Brainerd (2018) はデータベースに記載された感情価評定の標準偏差を曖昧性の指標とした。感情価評定の標準偏差が大きければ、感情価の曖昧性が高いものと想定される。Brainerd (2018) は標準偏差による相関係数の変化を明らかにするために、分位点によってデータを区切り統計量を算出するヴィンセント化 (vincentize) を用いた。データベースをポジティブ刺激とネガティブ刺激のセットに分割したうえで、各セットのなかで感情価の標準偏差をもとに刺激を昇順に並べ、いくつかの分位点で分割した。次に、各分割区間に含まれる刺激を用いて感情価と覚醒度の相関を算出した。その結果、感情価がポジティブ、ネガティブであるかに関わらず、単語と画像のいずれのデータベースにおいても、標準偏差が小さく曖昧性の低い区間では有意な強い相関が認められたのに対して、標準偏差が大きく曖昧性の高い区間に進むにつれ直線的に相関は弱くなった。このように、大規模データベースの分析から、曖昧性が高くなるにつれ感情価と覚醒度の相関が弱くなるという感情-曖昧性仮説の予測に一致する結果が得られている。

では、なぜ感情価の曖昧性によって、感情価と覚醒度の相関が異なるのであろうか。Brainerd, Chang, & Bialer (2020) は、そのメカニズムとして心理測定の視点から2つの可能性を検討した。1つ目は、曖昧性の高さは測定におけるノイズの多さを意味し、測定誤差の影響で変数間の相関が真の値よりも小さく評価される相関の希薄化が生じている可能性である。感情価という刺激属性をシグナルの強さで捉えた場合、感情価のシグナルが強ければ判断の変動は小さく、曖昧性は低くなる。シグナルが弱くなるにつれ、判断の変動が大きくなり、曖昧性は高くなる。心理測定の視点か

ら捉えれば、曖昧性が高い刺激には測定誤差が多く含まれ、測定の信頼性が低いことになる。測定値に測定誤差が多く含まれるほど、相関の希薄化により、観測される相関係数も低く抑えられるのだと説明される。この考えに従えば、感情価の刺激強度が低くなるにつれ、感情価の曖昧性は高くなるという、直線的な関係が想定される。

もう一つの考え方は、刺激の意味属性を判断するプロセスに対して、ファジートレース理論 (Brainerd, Nakamura, Reyna, & Holliday, 2017; Reyna & Brainerd, 2011) を適用することで導出されたものである。この考えでは、感情価の強度によって異なる判断プロセスが適用され、感情価の曖昧性はその産物であると捉える。感情価を判断する際、評定者は高閾値と低閾値の2つの基準を設定するものと仮定される。そして、もし刺激強度が高閾値を超えればその属性は明確に存在すると判断され、低閾値を下回る場合にはその属性は明らかに存在しないというカテゴリカルな判断が行われる。この時、刺激強度の緻密な査定は行われず、高閾値を超えれば、「非常にポジティブ（もしくはネガティブ）」であると感情価が高く評され、低閾値を下回れば「いずれの感情価も有さない（中性）」と感情価は低く評定される。一方、刺激強度が高閾値と低閾値の間に該当する場合、カテゴリカルな判断ではなく、きめ細かな強度の定量的な査定が行われる。刺激強度が強いか弱いかの場合にはカテゴリカルな判断が適用されるため、感情価の評定値には変動が少なく曖昧性は低くなる。これに対して、刺激強度が中程度の場合には、定量的な強度の査定が行われるため、感情価の評定値は変動しやすく、曖昧性が高くなる。こうした関係を x 軸に感情価の刺激強度、y 軸を曖昧性とした散布図で表せば、両者には逆U字型の関係があるものと想定される。

ファジートレース理論を適用した2つ目の説明によれば、感情価の曖昧性によって感情価と覚醒度の相関が異なる理由は、相関係数の範囲制限にあるのだと考える。曖昧性が高い刺激では、感情価評定が中程度のものにデータ範囲が限定される。このため、感情価-覚醒度の相関は弱くゼロに近づく。一方、曖昧性が低い場合には感情価の強度

が高い刺激と、低い刺激のいずれもが含まれるため、感情価の評定値は幅広い範囲を含むことになり、相関係数が高くなると考えられる。

Brainerd et al. (2020) は、単語や画像による感情喚起刺激の大規模データベースを用いて、上述の2つの可能性を検討した。曖昧性の指標として感情価の標準偏差を用いて、感情価評定との関係を散布図としてプロットし、回帰予測式のあてはめを行った。その結果、いずれの感情喚起刺激データベースにおいても、1次式よりも2次式のあてはまりがよく、逆U字型の形状を示した。こうした結果から、感情価と覚醒度の相関が異なる原因は刺激の意味属性を判断するプロセスが関わっている可能性が示唆されている。

さらに、Brainerd, Chang, Bialer, & Toggia (2021) はこうした関係性が感情価の評定のみにあてはまるのではなく、言語刺激の意味属性一般にあてはまることを報告している。具象性、心像性、有意味性、熟知価、さらに比較的新しく基準表が作成された身体-対象物相互作用性やユーモア性を対象とし、これら意味属性の評定値とその標準偏差の関係を検討した。その結果、逆U字型の形状を示し、最もフィットしたのは2次回帰予測式であった。感情価に限らず、刺激の意味属性を判断する際には、その強度に応じてカテゴリーカル判断と定量的判断のいずれかが適用されるという考えに一致した結果であり、ファジートレース理論が想定する判断プロセスの一般性を示すものと言えよう。

本研究の目的

以上のように、感情価と覚醒度の関係には第3の変数である感情価の曖昧性が関与するという感情-曖昧性仮説を支持する知見が報告されている。また、そのメカニズムとして、ファジートレース理論を適用した説明が支持されている。しかし、これらは西欧文化圏で行われた研究にもとづいており、非西洋圏における感情判断に対しても一般化可能なのかについては明らかでない。西洋文化圏と東洋文化圏とでは感情経験の違いが存在することが指摘されている (Kuppens et al., 2017; Tsai, 2007; Tsai, Knutson, & Fung, 2006)。Kuppens et al. (2017) は感情価と覚醒度の関

係についても、西洋文化圏と東洋文化圏で異なることを報告している。カナダやスペインといった西洋文化圏では両者の関係は鋭いV字型となり、強い感情価には高い覚醒度が伴う特徴があった。一方、東洋文化圏である韓国では両者の関係はV字型を示すが、覚醒度は全般的に低くV字の角度は緩やかであった。中国(香港)のサンプルではV字ではなくフラットな形状を示し、感情価と覚醒度が独立の関係にあった。日本では中性的な感情における覚醒度が低い特徴があり、韓国と比べて急なV字型を示した。文化圏によって高覚醒と低覚醒のいずれが好まれるかが異なり、それが感情経験に影響を与えることで、感情価-覚醒度の関係も変化するのだと考えられている (Kuppens et al., 2017)。

このように、感情価と覚醒度の関係性は文化圏によって異なる可能性がある。そのため、感情-曖昧性仮説が日本などの東洋文化圏のサンプルにも一般化できるのかについて明らかにする必要があるだろう。同様に、刺激の意味属性を判断する際には、強度に応じて適用される判断プロセスが異なり、感情価の刺激強度とその曖昧性は逆U字型の関係を示すというファジートレース理論の予想についても、東洋文化圏のサンプルに一般化可能なのかについて検討が必要である。

そこで、本研究では日本語の感情喚起刺激データベースを用いて、感情-曖昧性仮説について検討する。研究1では、Brainerd (2018) がIAPSやANEWなど画像および単語データベースを用いて行ったのと同様の分析を、日本語データベースに適用する。もし感情-曖昧性仮説が通文化的な普遍性を有するならば、日本語データベースにおいても感情価の曖昧性が増加するにつれ、感情価-覚醒度の相関がゼロに近づくものと予想される。研究2では、刺激の意味属性について、ファジートレース理論の想定する判断プロセスが日本のサンプルにも当てはまるのかについて検討する。曖昧性は単なるノイズではなく、意味属性の判断プロセスを反映したものであり、この判断プロセスが通文化的な普遍性を有するならば、日本語データベースを用いた場合でも、感情価の評定値とその標準偏差の関係には、逆U字型の2次関数があて

はまるものと予想される。

研究 1

日本語の感情喚起刺激データベースを用いて、Brainerd (2018) と同様の分析を行い、感情価の曖昧性によって感情価と覚醒度の相関が異なるのかについて検討する。感情価の曖昧性を表す指標には、感情価の標準偏差を用いる。感情-曖昧性仮説が日本語データベースにもあてはまるのであれば、感情価の曖昧性が高いほど感情価-覚醒度の相関は低くなる傾向を示すだろう。

方法

感情喚起刺激のデータベースとして、感情価と覚醒度が測定されており、なおかつ標準偏差の記載のあるものを検討対象とした。国外では該当するデータベースとして、単語だけでなく画像を用いたものが存在する。しかし、著者の知る限り、日本人を対象とした感情喚起刺激の画像データベースで公的に利用できるものは見当たらない。上記の基準を満たすのは単語データベースのみである。具体的には、ANEWの単語を日本語訳した本間(2014)、漢字2字熟語のリストである木村・鈴木(2020)と樋上他(2015)、漢字1文字のリストである五島(2020)の4つのデータベースが該当する。そのため、本研究ではこれら4つの単語データベースを検討対象とした。ただし、このうち樋上他(2015)は覚醒度ではなく情動性を測定したものであるが、類似の概念を扱ったものとして検討対象とした。以下では、各データベースの特徴について簡単に触れておく。

本間(2014)は単語に伴う感情情報の評定値データベースであるANEWを日本語訳し、日本語単語1,034語の感情価と覚醒度を測定したものである(以下、ANEW-jとする)。大学生70名を対象に集団で実施され、参加者は72語もしくは73語を1セットとして感情価と覚醒度の評定を行った。調査は2週にわたって行われ、参加者1名が合計で2セット分の評定を行った。評定にはSelf-Assessment Manikin (SAM) が用いられ、感情価は9段階の双極尺度であった。5よりも数値

が小さいほどネガティブ、5がニュートラルに相当し、それよりも数値が大きいほどポジティブな感情が喚起されたことを表す。覚醒度についても、SAMを用いた9段階評定であった。ただし、本間(2014)の一覧表に掲載されている単語は1,017語であり、なおかつ「危機」という語が重複して記載され、平均評定値と標準偏差も同一であった。このため、「危機」についてはデータの重複とみなし、一方を削除した。したがって、合計で1,016語を本研究の分析対象とした。

木村・鈴木(2020)は271語の漢字2字熟語について、感情価と覚醒度の測定した(以下、KS271とする)。本研究で行う分析に対して、収録されている刺激語が十分に多いとは言えないが、漢字2字熟語の感情価と覚醒度の両者を測定したデータベースとしては国内最大の収録語数である。集団法による質問紙調査ではなく、個別の参加者に対して統制された環境下で評定を求めている点の特徴である。また、大学生38名が271語すべての評定を行っていること、評定にSAMではなくアフェクト・グリッド(Russell, Weiss, & Mendelsohn, 1989)を用いている点にも特徴がある。「快-不快」の軸は快が9点、不快が1点として、「活性-不活性」の軸は活性を9点、不活性を1点として得点化されている。

樋上他(2015)は388語の漢字2字熟語について、感情価と情動性を測定したものである(以下、H388とする)。ただし、一覧表に収録されているのは368語である。樋上他(2015)は感情喚起の強度を情動性として測定しており、覚醒度を測定したものではない。測定内容は異なるが、感情価と覚醒度と同じ関係性が、情動性についても認められるのか検討するために分析対象とした。大学生100名が漢字2字熟語の感情価を「1:非常にポジティブ」、「4:ニュートラル」、「7:非常にネガティブ」とした7段階で評価した。情動性については、強い感情が湧いた程度を、「0:何も感じない」、「6:非常に強くわき起こる」の7段階で評価した。

五島(2020)は95語の漢字1文字についての感情価と覚醒度を測定した(以下、G95とする)。ただし、一覧表に収録されているのは92語である。

このリストについても、本研究で適用する分析に対して、収録されている刺激語が少ないものの、感情価と覚醒度が測定されており、標準偏差も記載されていることから分析対象とした。調査1では大学生45名が感情価を「1.非常にポジティブ」、「5.ニュートラル」、「7.非常にネガティブ」とした7段階で評定した。調査2では大学生49名が覚醒度を7段階で評定した。このために、感情価と覚醒度を同時に収集していないが、Brainerd (2018) が分析対象としたWarriner, Kuperman, & Brysbaert (2013) のデータベースも、評定者が感情価と覚醒度のいずれかのみを評定したものである。感情価と覚醒度を同時に収集していないという評定手続きの違いは、分析結果に大きく影響しないものと考え、分析対象に含めた。

これら4つのデータベースにおける感情価の標準偏差を、各語に対する感情価の曖昧性を示す指標として使用した。すなわち、その語の標準偏差が大きいほど、語の有する感情価の曖昧性が高いものと仮定した。

結果と考察

データベースの分析は、Brainerd (2018) と同様の手順で行った。まず、各データベースに掲載されている単語をポジティブ語とネガティブ語の下位セットに分割した。感情価が9段階で評価されているANEW-jとKS271については、感情価の評定値が5より小さい単語をネガティブ語セットに (ANEW-jは496語, KS271は119語)、5よりも大きい単語をポジティブ語セットに含めた (ANEW-jは506語, KS271は150語)。H388とG95は7段階評定であるため、4よりも大きい単語をネガティブ語セット (H388は140語, G95は37語)、4よりも小さい単語をポジティブ語セット (H388は217語, G95は53語) に分類した。

各下位セットのなかで、曖昧性の指標である感情価の標準偏差をもとに値の小さいものから大きいものへと昇順になるよう単語を配列した。次に、下位セットを分位点によって、いくつかの区間に分割した。データベースの収録語数に応じて、いくつかの分位点によって区切るかを決定した。分位点で区切られた区間に含まれる単語の感情価と覚

醒度の相関係数を算出するため、1区間に含まれる単語数はできるだけ多いほうが望ましく、なおかつ相関係数の変化が描き出せるよう分位点の数も多いほうが望ましい。最も収録語数が多いANEW-jについては、Brainerd (2018) と同じく、各下位セットを5つの区間に分割した。KS271とH388については、各下位セットを3つの区間に分割した。G95は収録語数が非常に少ないため、各下位セットを2分割した。

最後に、分位数で区切られた区間ごとに感情価と覚醒度の相関係数を算出した。したがって、ANEW-jでは5つ、KS271とH388では3つ、G95では2つの相関係数を算出した。Brainerd (2018) が分析対象とした大規模データベースと比べ、本研究で分析対象としたデータベースの収録語数は少ない。ANEW-jは全体で1,000語を超えるが、その他のデータベースについては収録語が400語に満たない。1区間に含まれる単語数が少ないため、外れ値の影響を大きく受ける可能性がある。そこで、ANEW-jについてはPearsonの積率相関係数を、その他のデータベースについては外れ値の影響を受けないようSpearmanの順位相関係数を算出した。なお、相関係数を直観的に理解できるよう、数値が大きいほど感情価が高いことを示すよう変数変換を行った。

最後に、感情価の曖昧性によって相関係数が直線的に変化するのか、分割区間が最も多いANEW-jについて1次回帰予測式の当てはめを行った。感情-曖昧性仮説にしたがえば、感情価の曖昧さが増加するにつれ、感情価と覚醒度の相関は弱くなる。そのため、感情価の標準偏差が最も小さい分位数において、感情価と覚醒度の相関は最も強く、感情価の標準偏差が大きい分位数に移動するにつれ相関が弱まることが予想される。

ANEW-jのネガティブ語セットの結果をFigure 1aに、ポジティブ語セットの結果をFigure 1bに示した。各データポイントは、分位数ごとに算出した相関係数を表している。ネガティブ語かポジティブ語かに関わらず、感情価の曖昧さが最も低い分位数において、最も高い相関係数が得られた。そして、感情価の曖昧さが増加するにつれ、相関係数が直線的に低下する傾向が認められた。デー

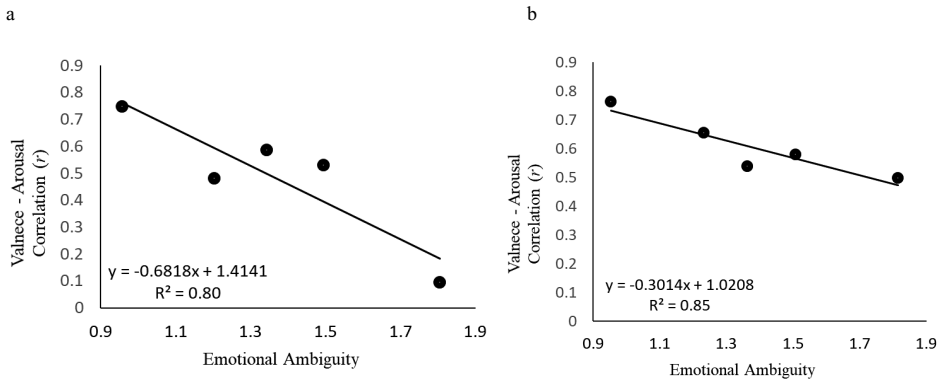


Figure 1 Best-fitting linear regression equations for the relation between emotional ambiguity and the valence-arousal correlation for the (a) negative and (b) positive subfiles of Honma (2014) emotional word norms.

タポイントが5点と少ないが、各分位数における感情価における標準偏差の平均値を説明変数、感情価－覚醒度の相関係数を目的変数とした回帰分析を行い、1次回帰式の当てはめを行った。その結果、ネガティブ語における決定係数 R^2 は.80 ($F(1, 3) = 11.921, p < .05$)であり、モデルが有意に当てはまることが示された。ポジティブ語も同様に、 R^2 は.85 ($F(1, 3) = 16.77, p < .05$)とモデルが有意に当てはまることが示された。いずれも、感情価－覚醒度の相関係数におけるばらつきの約80%近くが、感情価の標準偏差によって説明可能であった。

KS271, H388, G95における分位数ごとの感情価と覚醒度の相関係数をTable 1に示した。これら3つのデータベースについては、分割区間が少ないため回帰予測式の当てはめは行わなかった。3区間に分割したKS271では、ネガティブ語とポジティブ語のいずれにおいても、感情価の曖昧性が最小の分位数において、感情価と覚醒度の相関が最も強かった。ネガティブ語では、徐々に相関が弱くなり、第1分位数では $r = .61$ で有意だった相関係数が、第2分位数では $r = .54$ と低下し、さらに、第3分位数では $r = -.22$ と符号が逆転し、なおかつ有意な関係は認められなかった。ポジティブ語では、第1分位数の相関のみが有意となり、第2・3分位数では相関係数の符号が負となり、なおかつ有意でなかったことから、感情価の曖昧性が増加するにつれ、感情価と覚醒度の相関が弱くなるという予想と一致する傾向が示された。

2区間に分割したG95については、ネガティブ語とポジティブ語のいずれも、感情価の曖昧さが低い分位数において、感情価－覚醒度に有意な正の相関が認められた。これに対して、感情価の曖昧性が高い分位数においては、感情価－覚醒度の相関は有意でなかった。このデータベースにおいても、感情価の曖昧性が高いほど、感情価－覚醒度の相関が弱くなる傾向が認められた。

3区間に分割したH388については、他のデータベースと異なる傾向がみられた。第1分位数から第2分位数にかけて、相関係数の変化はほとんどなかった。第3分位数において、相関係数がやや小さくなったが、感情価の曖昧性が増加するにつれて直線的に減少するというよりも、横ばいの傾向を示した。

以上のように、H388を除き、感情価の曖昧性が高いほど感情価－覚醒度の相関は低くなる傾向が示された。ANEW-jにおいては、1次回帰式の当てはまりがよく、感情価の標準偏差によってばらつきの約80%を説明可能であった。こうした結果も、感情価の曖昧性が高くなるにつれ、感情価－覚醒度の相関が直線的に低くなる傾向を示している。これらのことから、日本語データベースにおいても感情－曖昧性仮説に一致する結果が得られたといえる。

H388については、感情価の曖昧性が最も低い分位数において、相関係数が若干の低下を示したが、曖昧性の増加につれ直線的に減少するのではなく、横ばいの傾向を示した。樋上他(2015)は

Table 1 Valence-arousal correlations for items in the quantiles with the lowest and highest mean ambiguity and for items in the full sample, separately for each norm

| Database and subfile | Lowest Quantile | Middle Quantile | Highest Quantile | Full Sample |
|----------------------|--------------------|--------------------|---------------------|----------------|
| ANEW-j (本間, 2014) | | | | |
| Negative | .75 ** | .58 ** | .09 | .48 ** |
| Positive | .76 ** | .54 ** | .50 ** | .62 ** |
| KS271 (木村・鈴木, 2020) | | | | |
| Negative | .61 ** | .54 ** | -.22 | .24 ** |
| Positive | .30 * | -.12 | -.22 | .02 |
| H388 (樋上他, 2015) | | | | |
| Negative | .75 ** | .72 ** | .61 ** | .66 ** |
| Positive | .83 ** | .80 ** | .66 ** | .75 ** |
| G95 (五島, 2020) | | | | |
| Negative | .85 ** | - | .16 | .69 ** |
| Positive | .52 ** | - | .33 | .66 ** |

覚醒度ではなく情動性を測定したデータベースである。Citron, Gray, Critchley, Weekes, & Ferstl (2014) は感情価の方向（ポジティブ、ネガティブ）というカテゴリカルな特性とは別次元として、感情価評定の絶対値を情動性の指標として用いている。Citron et al. (2014) の言う情動性とは、絶対値を用いているだけで、感情価の評定値そのものである。これに対して、樋上他 (2015) では感情価に加えて、別次元として情動性を「何も感じない」から「非常に強くわき起こる」という尺度で測定しており、回答者にとって両者を十分に区別した評定が困難であったのかも知れない。そのため、感情価の曖昧性が増加しても、相関係数の大幅な低下が認められなかったことが考えられる。

研究 2

研究 2 では感情価－覚醒度の相関が曖昧性によって異なる原因について、ファジートレース理論にもとづく予測を検討する。感情価の曖昧性は単なるノイズではなく、刺激の意味判断するプロセスを反映したものだとするれば、感情価の強度（評定値）とその曖昧性（標準偏差）には、逆 U 字型の 2 次関数関係が存在することが予想される。一方、感情価の曖昧性が単なるノイズであれば、感情価

の強度が弱くなるほど曖昧性が高くなり、両者には 1 次関数関係が示されるだろう。研究 1 と同じ日本語の感情喚起刺激データベースを用いて Brainerd et al. (2020) および Brainerd et al. (2021) と同様の分析を行うことで、これらの予測について検討する。

方法

分析対象とした感情喚起刺激のデータベースは、研究 1 と同様に、ANEW-j (本間, 2014), KS271 (木村・鈴木, 2020), H388 (樋上他, 2015), G95 (五島, 2020) の 4 種類とした。4 つのデータベースをポジティブ語、ネガティブ語の下位セットに分割し、合計で 8 つの下位セットを分析対象とした。感情価の評定における標準偏差を曖昧性の指標とした点も研究 1 と同様であった。

感情価の強度を x 軸に、感情価の標準偏差を y 軸としてプロットし、回帰予測式による近似を行った。直線回帰に加え、非線形回帰として 2 次回帰、指数回帰、対数回帰、べき乗回帰の当てはまりを検討した。両者に逆 U 字型の関係があるならば、2 次の回帰予測式 $SD = aM^2 + bM + c$ の当てはまりが良いことが予想される (SD は感情価の標準偏差を、 M は感情価の強度を表す)。

最後に、ヴィンセント化によりスムージングしたデータに対して、再度、回帰予測式による近似を

行った (Brainerd, 2018; Brainerd & Bookbinder, 2019; Brainerd et al., 2020を参照)。具体的には、感情価の評定値を0.25ずつで区切り、その区間に含まれる単語を用いて、感情価の評定値およびその標準偏差の平均を算出した。

結果と考察

各データベースにおける感情価の評定値とその標準偏差の散布図をFigure 2に示した。以降の分析はポジティブ語とネガティブ語の下位セットに分割して行ったが、全体の形状が把握できるよう散布図は下位セットに分けず、各データベースで1つ作成した(下位セットごとの散布図と回帰曲線は、補足電子資料のFigure S1~S4を参照)。また、両者の関係について、回帰予測式による当てはまりを検討した結果をTable 2に示した。

各データベースの散布図を視覚的に検討すると、評定尺度の midpoint で分割した両側ともに、概ね逆U字型の形状を描いている。この形状を確認するため、各データベースの下位セットごとに、感情価の評定を説明変数、感情価の標準偏差を目的変数として、1次関数による直線回帰分析と2次関数による曲線回帰分析を行い、後者で R^2 の増加量が有意になるかどうか検定を行った。その結果、す

べてのデータセットで R^2 の増加量が有意であり、2次回帰式の当てはまりの方が良かった (Table 2)。1次回帰式による分散説明率は0%から56%までの範囲をとり、平均で16.0%であった。これに対して、2次回帰式による分散説明率の範囲は10%から62%であり、平均で39.9%のばらつきを説明していた。

次に、感情価の評定と曖昧性の関係が単調増加ないし単調減少を示すが、直線的ではない可能性を検討した。単調増加ないし単調減少を示す非線形回帰として、指数回帰式、対数回帰式、べき乗回帰式の当てはまりを検討した。これらの非線形回帰では R^2 を算出することができない。そこで、2次回帰式の当てはまりの良さと比較するために、赤池の情報量規準 (AIC) を用いた。その結果、KS271のネガティブ語を除く、すべてデータセットで2次回帰式の当てはまりが最も良かった(補足電子資料のTable S1を参照)。KS271のネガティブ語では、2次回帰式のAICは1.85であるのに対して、対数回帰式は0.09であり、両者の差分である Δ AICは1.76であった。Burnham & Anderson (1998) の経験則による判断基準に照らし合わせれば、 Δ AICが2未満のモデル同士は、同程度の当てはまりと解釈される。このため、KS271のネ

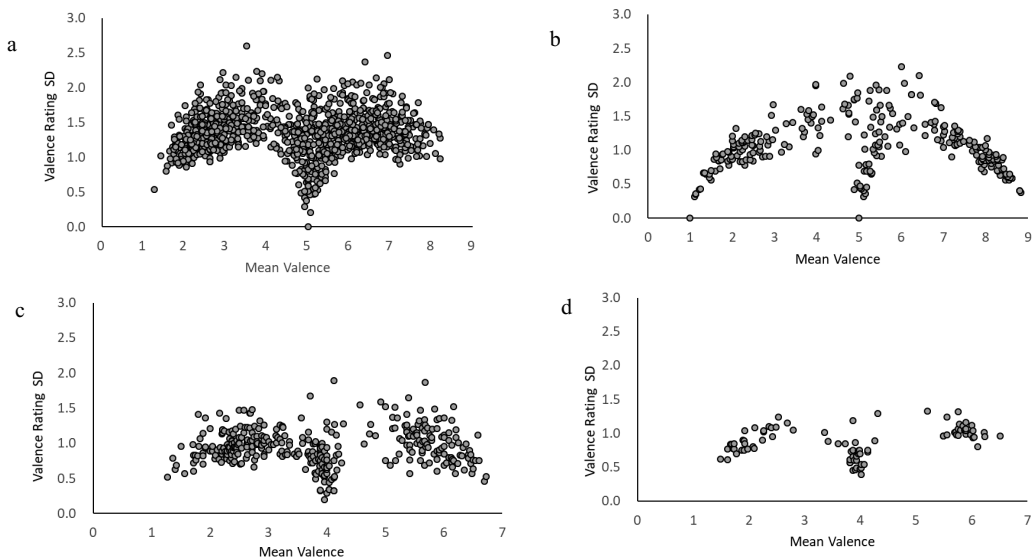


Figure 2 Scatterplots of the relation between mean valence ratings and valence rating SDs for Honma (2014) norms (a), Kimura & Suzuki (2020) norms (b), Higami et al. (2015) norms (c), and Gotoh (2020) norms (d).

ガティブ語においても、2次回帰式よりも、対数回帰式のほうが当てはまりがよいと判断するほど、AICに違いは認められなかった。

最後に、ヴィンセント化によりスムージングしたデータに対して、再度、2次回帰式による近似を行った。各データセットにおいて、感情価の評定値が昇順になるよう単語を配列した。その後、感情価の評定値を0.25ずつで区切り、その区間に含まれる単語で感情価とその曖昧性の平均値を算出した。以上の手順でスムージングしたデータに対して、2次回帰式の当てはまりを検討した。その結果、当てはまりの程度は大きく向上し、平均で80.9%（範囲：45.3%から92.7%）のばらつきを2次回帰式が説明しており、当てはまりが十分に高いことが示された（補足電子資料Table S2）。

2次回帰式の係数からも、感情価の強度と曖昧性の関係についての重要な情報が示されている。 $SD = aM^2 + bM + c$ という2次回帰式の2乗項における係数 a は回帰曲線の開き具合を示しており、値が小さいほど曲線の開き具合が広がる。また、符号が正であれば凸が下部に位置する谷形、負であれば凸が上部に位置する山形であることを意味する。Table 2およびTable S2に示された係数 a は全て負の値であり、凸が上部に位置した曲

線であることを示している。ファジートレース理論から予想される、逆U字型の関係性を支持している。また、 a の値はいずれも小さく、曲線の開き具合が狭い逆U字というよりも、緩やかにカーブする弧状であることを意味している。

5つ大規模データベースを分析したBrainerd et al. (2020)では、感情価の強さと曖昧性の関係について2次回帰式を当てはめた結果、分散説明率は平均で約17%であった。本研究で分析対象としたデータベースにおいては、2次回帰式の分散説明率は平均で39.9%であり、英語圏の感情喚起語データベースと比較しても、当てはまりの良さは同等かそれ以上であると考えられる。日本語データベースにおいても、感情刺激の強度によって異なる判断プロセスが適用されるとするファジートレース理論に一致する結果が得られた。

なお、ファジートレース理論による予測は感情強度の判断だけでなく、多様な意味属性の判断プロセスにも当てはまることが示されている（Brainerd et al., 2020; Brainerd et al., 2021）。そこで付加的な分析として、ファジートレース理論の一般性を確認するために、感情価以外の日本語データベースを対象として、意味属性の評定値と曖昧性の関係について2次回帰式による曲線推

Table 2 Fit results for quadratic and monotonic equations

| Source | Parameter estimates and fit | | | | |
|---------------------|-----------------------------|------|-------|---------|---------|
| | a | b | c | r^2_Q | r^2_M |
| ANEW-j (本間, 2014) | | | | | |
| Negative | -0.19 | 1.27 | -0.61 | .26 | .00 |
| Positive | -0.13 | 1.72 | -4.24 | .10 | .03 |
| KS271 (木村・鈴木, 2020) | | | | | |
| Negative | -0.08 | 0.75 | -0.27 | .62 | .56 |
| Positive | -0.23 | 3.03 | -8.49 | .50 | .13 |
| H388 (樋上他, 2015) | | | | | |
| Negative | -0.27 | 2.85 | -6.36 | .24 | .00 |
| Positive | -0.22 | 1.17 | -0.54 | .28 | .05 |
| G95 (五島, 2020) | | | | | |
| Negative | -0.26 | 2.85 | -6.57 | .60 | .36 |
| Positive | -0.29 | 1.61 | -1.13 | .59 | .14 |

Note. r^2_Q = proportions of variance accounted for by quadratic fits;
 r^2_M = proportions of variance accounted for by monotonic fits.

定を行った（補足電子資料のFigure S5およびTable S3）。感情価以外の意味属性として、本研究で分析した感情喚起語データベースにおける覚醒度、ひらがな清音5文字語の熟知価（藤田・齊藤・高橋, 1991）、四字熟語の熟知価（高橋, 2005）、身体-対象物相互作用性（望月・玉木・内藤, 2014）について、各属性の評定値とその標準偏差の関係を検討した。その結果、覚醒度の評定においても、2次回帰式の当てはまりが良く、分散説明率は平均で64.3%（範囲：35.1%から93.4%）であった。熟知価については、ひらがな5文字語で80.4%、四字熟語で93.4%のばらつきを説明していた。身体-対象物相互作用性についても分散説明率は67.3%であった。

以上のように、感情価以外の意味属性を扱った日本語データベースにおいても、意味属性の強度と曖昧性は逆U字型の関係にあり、2つの判断プロセスが適用されるというファジートレース理論の考えは、言語や意味属性に依存したものではないことが示唆された。

総合考察

本研究の目的は感情-曖昧性仮説から予測される関係性が、日本語の感情喚起刺激データベースにおいても認められるのかを検討することであった。研究1では、感情価の曖昧性が高いほど、感情価と覚醒度の相関が低くなるのかを検討した。その結果、1つのデータベースを除き、曖昧性が高いほど感情価-覚醒度の相関は低減する傾向を示した。研究2では、感情価-覚醒度の相関が曖昧性によって異なる原因が、刺激の意味属性を判断する心的プロセスを反映しているとするファジートレース理論にもとづく予測を検討した。この考えに一致して、全てのデータベースにおいて感情価の強度とその曖昧性には、逆U字型の2次関数関係が存在することが示された。

感情-曖昧性仮説からの予測は西洋文化圏で構築されたデータベースに限らず、東洋文化圏の日本語データベースにも該当した。このことは、感情-曖昧性仮説が通文化的な普遍性を有する可能性を示唆している。もちろん、中国や韓国など、

他の東洋文化圏において同様の結果が示されるのかについては明らかでないが、少なくとも、日本語データベースを用いて感情価や覚醒度を操作した研究を行う際には、感情-曖昧性仮説を念頭に置いた検討が必要であることを示している。

感情と認知の関係を扱った研究における難問の1つは、感情価と覚醒度の交絡である（Brainerd, 2018）。感情価の曖昧性を考慮しない場合、感情価-覚醒度には中程度の相関があることが多く、感情価のみを独立に操作することが難しい。この問題への対処として、これまでは、覚醒度を一定の強度に固定し感情価を操作する方法か、感情価の強度×覚醒度の強度を要因計画として同時に操作する方法が採用されてきた（Brainerd, 2018）。Brainerd (2018) は、感情-曖昧性仮説にもとづき、感情価の標準偏差を利用することで、覚醒度との交絡をより直接的に統制する手法を提案している。1つ目は感情価の標準偏差が大きい刺激を選出し、そのなかで感情価を操作する方法である。感情価の標準偏差が大きい場合には、感情価-覚醒度は無相関に近づくため、覚醒度との交絡を回避することが可能である。2つ目は感情価の強度とその標準偏差の両者を要因計画として同時に操作する方法である。この方法では、感情価の強度と標準偏差の交互作用を検討することが主眼となる。

このような手法を用いて、Brainerd et al. (2020) は感情価の曖昧性を要因計画に組み込んだ記憶実験を報告している。曖昧性の指標として感情価の標準偏差を用いて、感情価の強度（ネガティブ、中性）×感情価の曖昧性（高、低）を要因とした実験を行った（Brainerd et al., 2020, 実験4）。同時に、刺激セット間で覚醒度とその曖昧性が同等となるように配慮した。実験の結果、感情価-覚醒度が無相関となる感情価の曖昧性が高い刺激においても、ネガティブ語は中性語よりも再生成績が高かった。このように、曖昧性に着目した刺激の統制や要因計画の立案は、感情価と覚醒度の交絡を回避し、因果関係をより明確化するために有益な手法であることが示されている。さらに興味深いことに、Brainerd et al. (2020) では、感情価の曖昧性が高い語は低い語よりも再

生成績が高く、曖昧性自体に記憶を促進する効果が認められた。感情価に限らず、意味属性における曖昧性が記憶を促進する効果は、具象性や有意味性、カテゴリー化容易性においても報告されている (Brainerd et al., 2021)。曖昧性自体が認知機能に影響するという知見は、感情価と覚醒度の交絡を回避する以外にも、曖昧性に着目した刺激の統制や要因計画が必要であることを示唆するものであろう。

感情価ー覚醒度の相関が感情価の曖昧性によって異なることが日本語データベースにおいても確認された。本研究ではその原因として、Brainerd et al. (2020) と同様に、2つの可能性を検討した。1つは感情価の曖昧性を単なるノイズだと捉える考えであった。感情価の測定誤差が増大すれば、測定の信頼性が低下し、結果として感情価ー覚醒度の相関も希薄化するという可能性である。もう1つは、感情価の曖昧性は刺激の意味属性を判断するプロセスを反映したものだとするファジートレース理論 (Brainerd et al., 2017; Reyna & Brainerd, 2011) の考えであった。ファジートレース理論によれば、刺激の意味属性を判断する際、刺激強度に応じて定性的判断か定量的判断のいずれかが適用される。意味属性の判断時に、刺激強度が非常に強いかわ弱ければ、カテゴリー化判断が適用される。刺激強度が中程度であれば、きめ細かな刺激強度の定量的な査定が行われる。後者の定量的判断では感情価の評定値は変動しやすく曖昧性が高くなる。一方、定性的判断では感情価の評定に変動が少なく、曖昧性は低くなる。結果として、曖昧性が低い刺激のデータ範囲が限定され、感情価ー覚醒度の相関は弱くゼロに近づく。

本研究の結果、感情価の強度とその曖昧性には逆U字型の2次関数関係が認められ、こうした2種類の判断プロセスが適用されるというファジートレース理論の考えを支持するものであった。西欧文化圏のデータベースを用いた分析では、感情喚起刺激 (Brainerd et al., 2020) だけでなく、具象性、心像性、有意味性、熟知価など多様な意味属性において、ファジートレース理論に一致する結果が得られている (Brainerd et al., 2021)。日本語データベースを用いた本研究の結果は、こ

の判断プロセスが通文化的な普遍性を有することを示唆するものである。

曖昧性の高い刺激において精緻な処理が行われるというファジートレース理論の想定は、感情価に限らず、意味属性の曖昧性が記憶を促進するという知見とも整合的である (Brainerd et al., 2020; Brainerd et al., 2021)。意味属性の曖昧性は単なるノイズではなく、ある種の判断プロセスを反映しており、それ自体が認知機能に影響するならば、曖昧性という次元を考慮した刺激の選定や実験計画の立案が必須となるケースが考えられるだろう。記憶・認知研究では、刺激の意味属性の操作や統制が頻繁に行われる。刺激の曖昧性によって処理プロセスが異なる場合、研究の主眼となる実験操作と曖昧性に交互作用が認められることも想定される。実際、感情価の強度×感情価の曖昧性を操作したBrainerd et al. (2020) では、曖昧性が高い場合に感情価の強度による記憶促進がみられやすく、曖昧性が低い場合に感情価強度の効果が検出されにくいという、強度×感情の交互作用が報告されている。交互作用のパターンは異なるが、有意味性、カテゴリー化容易性においても、曖昧性が低い場合に各属性の強度による記憶促進がみられやすく、曖昧性が高い場合に属性強度の効果が検出されにくいことが報告されている (Brainerd et al., 2021)。このような交互作用が認められたメカニズムは明らかでないが、実用面で言えば、意味属性の曖昧性を操作ないし統制しなかった場合、研究の主眼となる要因の効果が検出されない偽陰性のリスクが高まる可能性がある (Brainerd et al., 2021)。今後の研究においては、曖昧性という次元を積極的に操作ないし統制することが必要であろう。

最後に、本研究の限界と今後の課題について述べておく。本研究では感情ー曖昧性仮説の通文化的な普遍性について、東洋文化圏である日本のデータベースを対象に検討した。しかし、通文化的な普遍性を検討するには、日本語データベースを分析するだけでは十分でない。感情ー曖昧性仮説が、中国や韓国などの日本以外の東洋文化圏においても同様に当てはまるのかについて、今後の検討が必要であろう。特に、中国においては、感情価と

覚醒度の関係が西欧文化圏や日本と異なり、V字ではなくフラットな形状を示し独立の関係にあることが指摘されている (Kuppens et al., 2017)。このように、そもそも感情価と覚醒度が独立の関係にある文化においては、感情-曖昧性仮説が該当しない可能性がある。

2つ目の課題として、大規模な日本語データベースの整備が挙げられる。特に感情と認知の関係を検討するにあたっては、大規模な感情喚起刺激データベースの整備が必須であろう。本研究では、日本語の感情喚起刺激として4つのデータベースを検討対象とした。このうち、最も規模が大きいのはANEWを日本語訳した本間 (2014) のデータベースである。しかし、それでも収録語数は約1,000語であり、ポジティブ語とネガティブ語に分割すれば、それぞれ約500語程度となる。感情価に加えて、その曖昧性を実験的に操作し、なおかつ覚醒度を統制するには、収録語数が十分ではない可能性がある。感情価の強度とその曖昧性を実験計画に組み込んだBrainerd et al. (2020) では、13,915語を収録したデータベース (Warriner et al., 2013) を用いている。これら2つの要因を同時に操作した刺激セットを作成するためには、日本語においてもより大規模な感情喚起刺激のデータベースを整備することが急務であろう。

感情喚起刺激データベースに限らず、その他の意味属性を測定した日本語データベースについても、既存のもので十分とはいえない。例えば、言語刺激のデータベースとしてよく利用される小川・稲村 (1974) では心像性、具象性、有意味度、学習容易性を測定しているが、曖昧性の指標となる標準偏差が報告されていない。このように、標準偏差のような基礎的な統計量が報告されていない日本語データベースも散見される。今後、意味属性を測定した日本語データベースを作成する際には、各語における意味属性の平均値だけでなく、標準偏差も併記することが必須であろう。

感情価に限らず、刺激の意味属性における曖昧性は、これまでに注目されて来なかった次元である。しかし、感情-曖昧性仮説は、感情の構造や感情が認知に及ぼす影響を理解するにあたって、曖昧性に注目することが必要不可欠であることを示

している。感情以外の意味属性においても、曖昧性は認知プロセスに影響する要素であることが明らかにされつつある。認知や感情を対象とした研究全般において、今後、曖昧性に着目した研究が有益な成果を生み出すことが期待される。

補足電子資料

本研究の図表については、補足電子資料がオンラインで閲覧可能である。著者のウェブページもしくは愛知淑徳大学図書館のリポジトリASKA-Rの情報を確認されたい。

引用文献

- Barrett, L. F. (1998). Discrete emotions or dimensions? The role of valence focus and arousal focus. *Cognition and Emotion, 12*, 579-599.
- Bradley, M. M., & Lang, P. J. (1999). *Affective Norms for English Words (ANEW): Stimuli, instruction manual and affective ratings* (Technical Report No.C-1). Gainesville: The Center for Research in Psychophysiology, University of Florida.
- Brainerd, C. J. (2018). The emotional-ambiguity hypothesis: A large-scale test. *Psychological Science, 29*, 1706-1715.
- Brainerd, C. J., & Bookbinder, S. H. (2019). The semantics of emotion in false memory. *Emotion, 19*, 146-159.
- Brainerd, C. J., Chang, M., & Bialer, D. M. (2020). Emotional ambiguity and memory. *Journal of Experimental Psychology: General, 147*, 305-327.
- Brainerd, C. J., Chang, M., Bialer, D. M., & Toglia, M. P. (2021). Semantic ambiguity and memory. *Journal of Memory and Language, 121*, 104286.
- Brainerd, C. J., Nakamura, K., Reyna, V. F., & Holliday, R. E. (2017). Overdistribution

- illusions: Categorical judgments produce them, confidence ratings reduce them. *Journal of Experimental Psychology: General*, *146*, 20-40.
- Burnham, K. P., & Anderson, D. R. (1998). *Model selection and inference: A practical information-theoretical approach*. New York: Springer.
- Cacioppo, J. T., & Berntson, G. G. (1994). Relationship between attitudes and evaluative space: A critical review, with emphasis on the separability of positive and negative substrates. *Psychological Bulletin*, *115*, 401-423.
- Cacioppo, J. T., Gardner, W. L., & Berntson, G. G. (1997). Beyond bipolar conceptualizations and measures: The case of attitudes and evaluative space. *Personality and Social Psychology Review*, *1*, 3-25.
- Citron, F. M. M., Gray, M. A., Critchley, H. D., Weekes, B. S., & Ferstl, E. C. (2014). Emotional valence and arousal affect reading in an interactive way: Neuroimaging evidence for an approach-withdrawal framework. *Neuropsychologia*, *56*, 79-89.
- 藤田 哲也・齊藤 智・高橋 雅延 (1991). ひらがな清音 5 文字名詞の熟知価について 京都橋女子大学研究紀要, *18*, p177-163.
- 五島 史子 (2020). 漢字1文字の感情価と覚醒度調査 田園調布学園大学紀要, *14*, 35-49.
- 樋上 巧洋・藤田 知加子・兼子 唯・巢山 晴菜・伊藤 理紗・佐藤 秀樹・鈴木 伸一 (2015). 漢字二字熟語における感情価および情動性の調査 アカデミア. 人文・自然科学編, *10*, 195-204.
- 本間 喜子 (2014). 単語の感情価と覚醒度にもとづいた単語刺激の作成 愛知工業大学研究報告, *49*, 13-24.
- Kensinger, E. A. (2004). Remembering emotional experiences: The contribution of valence and arousal. *Reviews in the Neurosciences*, *15*, 241-252.
- Kim, M. J., Mattek, A. M., Bennett, R. H., Solomon, K. M., Shin, J., & Whalen, P. J. (2017). Human amygdala tracks a feature-based valence signal embedded within the facial expression of surprise. *The Journal of Neuroscience*, *37*, 9510-9518.
- Kim, M. J., Shin, J., Taylor, J. M., Mattek, A. M., Chavez, S. J., & Whalen, P. J. (2017). Intolerance of uncertainty predicts increased striatal volume. *Emotion*, *17*, 895-899.
- 木村 年晶・鈴木 直人 (2017). 二字熟語を用いた感情喚起語リストの作成 感情心理学研究, *25*, 37-37.
- Kuppens, P., Tuerlinckx, F., Russell, J. A., & Barrett, L. F. (2013). The relation between valence and arousal in subjective experience. *Psychological Bulletin*, *139*, 917-940.
- Kuppens, P., Tuerlinckx, F., Yik, M., Koval, P., Coosemans, J., Zeng, K. J., & Russell, J. A. (2017). The relation between valence and arousal in subjective experience varies with personality and culture. *Journal of Personality*, *85*, 530-542.
- Lang, P. J., Bradley, M. M., & Cuthbert, B. N. (2008). *International Affective Picture System (IAPS): Affective ratings of pictures and instruction manual* (Technical Report No.A-8). Gainesville: The Center for Research in Psychophysiology, University of Florida.
- Mattek, A. M., Wolford, G. L., & Whalen, P. J. (2017). A mathematical model captures the structure of subjective affect. *Perspectives on Psychological Science*, *12*, 508-526.
- 望月 正哉・玉木 賢太郎・内藤 佳津雄 (2014).

- 心像性と親密度の高い日本語単語の身体-対象物相互作用の評価 日本大学文理学部人文学研究所研究紀要, 88, 145-160.
- Murphy, N. A., & Isaacowitz, D. M. (2008). Preferences for emotional information in older and younger adults: A meta-analysis of memory and attention tasks. *Psychology and Aging, 23*, 263-286.
- 小川 嗣夫・稲村 義貞 (1974). 言語材料の諸属性の検討—名詞の心像性, 具象性, 有意味度および学習容易性—心理学研究, 44, 317-327.
- Posner, J., Russell, J. A., & Peterson, B. S. (2005). The circumplex model of affect: An integrative approach to affective neuroscience, cognitive development, and psychopathology. *Development and Psychopathology, 17*, 715-734.
- Reyna, V. F., & Brainerd, C. J. (2011). Dual processes in decision making and developmental neuroscience: A fuzzy-trace model. *Developmental Review, 31*, 180-206.
- Russell, J. A. (1980). A circumplex model of affect. *Journal of Personality and Social Psychology, 39*, 1161-1178.
- Russell, J. A., & Carroll, J. M. (1999). On the bipolarity of positive and negative affect. *Psychological Bulletin, 125*, 3-30.
- Russell, J. A., Weiss, A., & Mendelsohn, G. A. (1989). Affect Grid: A single-item scale of pleasure and arousal. *Journal of Personality and Social Psychology, 57*, 493-502.
- 高橋 雅延 (2005). 日本語四字熟語833語の熟知価 聖心女子大学論叢, 104, 43-79.
- Tsai, J. L. (2007). Ideal affect: Cultural causes and behavioral consequences. *Perspectives on Psychological Science, 2*, 242-259.
- Tsai, J. L., Knutson, B., & Fung, H. H. (2006). Cultural variation in affect valuation. *Journal of Personality and Social Psychology, 90*, 288-307.
- Warriner, A. B., Kuperman, V., & Brysbaert, M. (2013). Norms of valence, arousal, and dominance for 13,915 English lemmas. *Behavior Research Methods, 4*, 1191-1207.
- Watson, D., & Tellegen, A. (1985). Toward a consensual structure of mood. *Psychological Bulletin, 98*, 219-235.

Relationship between valence and arousal of emotional stimuli:
Testing Emotional-Ambiguity Hypothesis using Japanese emotional word norms

Katsuya Tandoh

Abstract:

The emotional ambiguity hypothesis posits that uncertainty about a stimuli's valence determines the relationship between the perceived valence and an item's arousal. Studies in Western cultural contexts have supported this hypothesis. However, no study has examined the predictions of this hypothesis in the East Asian cultural context. This study investigated whether valence ambiguity affects correlations between valence and arousal of Japanese emotional words to test the cross-cultural generalizability of the hypothesis. In study 1, we analysed four Japanese emotional word norms, which indicated that correlations between valence and arousal decreased linearly as valence ambiguity, indexed by the standard deviation of valence ratings, increased in all but one word-norm. Study 2 examined process models explaining why the valence-arousal relationship varies as a function of valence ambiguity, which indicated that an inverted U-shaped quadratic function provided the best fit for the relationship between valence and valence ambiguity in all but one dataset. These results are consistent with the emotional ambiguity hypothesis and support the process model based on fuzzy-trace theory. We have discussed the implications of these findings for future research on emotions and cognition.

Key words: emotional-ambiguity hypothesis, emotion, valence, arousal, fuzzy-trace theory