

<論文>

加齢に伴う曖昧さ耐性と精神的健康の発達の検討¹

友野 隆 成

パーソナリティは、従来変化しにくいものと考えられてきた。たとえば、外向的な青年は年齢を重ねても外向的であり、反対に内向的な青年は年齢を重ねても内向的であるというように、個々のパーソナリティ特性の程度は経時的一貫性をもつものであると捉えられてきた。しかし、近年では、ある特定の年代において、他の年代と比較してある特定のパーソナリティ特性の程度が相対的に高い、若しくは低いという、「集団の平均水準の変化」を支持する知見が示されてきている（河野, 2012）。このことは、パーソナリティが生涯を通して全く変化しないわけではなく、加齢とともにある一定の傾向に従って変化する可能性があることを示唆するものである。それでは、加齢によるパーソナリティ変化を説明する傾向にはどのようなものがあるだろうか。

加齢によるパーソナリティの発達傾向を示す考え方の1つに、成熟化の原則（Caspi, Roberts, & Shiner, 2005）がある。成熟化の原則によると、パーソナリティは成人期以降社会的に望ましい方向に発達する傾向があると考えられている。たとえば、ビッグ・ファイブ・パーソナリティ特性（外向性・協調性・勤勉性・神経症傾向・開放性）の発達の变化を大規模横断調査によって検討した川本・小塩・阿部・坪田・平島・伊藤・谷（2015）では、加齢に伴って協調性と勤勉性が高くなり、神経症傾向は低くなることが示されている。同様に、「困難で脅威的な状況にもかかわらず、うまく適応する過程、能力、および結果」であるレジリエンス（Masten, Best, & Garmezy, 1990）の発達の变化を大規模横断調査によって検討した上野・平野・小塩（2018）においても、生得的に保持しやすい資質的レジリエンスと後天的に身につけやすい獲得的レジリエンスの両方ともが加齢に伴って高くなることが示されている。これらの知見は、成熟化の原則に従い、それぞれの特性が社会的に望ましい方向に変化する可能性を示唆している。このことを踏まえ、本研究では成熟化の原則に従って発達する可能性がある特性として、曖昧さ耐性を取り上げる。

曖昧さ耐性は、曖昧な事態を好ましいものとして知覚（解釈）する傾向（Budner, 1962）であり、精神的健康と結びつく適応的な特性として捉えられている（e.g. 友野, 2017a など）。このことから、曖昧さ耐性の程度は、成熟化の原則に従って加齢とともに高まっていくことが想

¹ 本研究の一部は、日本パーソナリティ心理学会第28回大会で発表された。

定される。一方、逆説的ではあるが、成熟化の原則を曖昧さ耐性の発達の变化に関連付けて検討することにより、これまで示されてきた曖昧さ耐性の適応性を新たな観点から裏付けることが可能となる。しかし、端緒である Frenkel-Brunswik (1949) 以降、曖昧さ耐性について数多くの研究がなされてきたにもかかわらず、その多くが青年期の大学生のみを対象としたものであり、幼児を対象とした研究 (Harrington, Block, & Block, 1978)、高齢者を対象とした研究 (Kachmaryk, Grabovska, Ostrovska, & Syniev, 2014) など、特定の年齢層のみをターゲットとした研究は一部散見されるが、複数の年齢層を対象として曖昧さ耐性の発達の变化を検討した研究はほとんど見受けられない。曖昧さ耐性の関連概念である曖昧さへの態度 (西村, 2007) に関する研究 (Enoki, Koda, Saito, Nishimura, & Kondo, 2018) において、付加的に曖昧さへの態度と年齢の関連が検討された程度であり、曖昧さ耐性と年齢の関連ははっきりしていない。

Enoki, et al. (2018) は、西村 (2007) による曖昧さへの態度の 5 下位概念 (曖昧さの享受・曖昧さへの不安・曖昧さの受容・曖昧さの統制・曖昧さの排除) を見直し、「曖昧さの享受」「曖昧さへの不安」「曖昧さの排除」「曖昧さへの不干涉」の 4 つに再分類した。そして、「曖昧さへの不安」が加齢とともに減少する傾向を見出した。「曖昧さへの不安」は、曖昧さへの否定的態度 (西村, 2007) であることから、この結果は成熟化の原則に従うものであると解釈することができる。しかしながら、「曖昧さへの不安」が低いことがどの程度社会的に望ましいことであるか議論の余地があること、曖昧さへの否定的態度よりも社会的に望ましいものであると考えることが可能な、曖昧さへの肯定的態度 (西村, 2007) の 1 つである「曖昧さの享受」と年齢の関連が示されなかったことなど、更なる検討が必要であるように思われる。

また、既存の曖昧さ耐性を測定する尺度 (Budner, 1962; Rydell & Rosen, 1966; MacDonald, 1970; Norton, 1975; 友野・橋本, 2005; McLain, 2009) は、ほとんどの項目が“曖昧さに耐えられない”ことを表す内容の項目であり、得点を逆転させて曖昧さ耐性の合計得点を算出していた。このことは、既存の曖昧さ耐性尺度が“曖昧さに耐えられる”ということを積極的に測定できているわけではなく、単に“曖昧さに耐えられないことはない”ということを消極的に測定しているに過ぎない可能性が考えられる。

このように、積極的に“曖昧さに耐えられる”ことを捉えることが可能な尺度がこれまでほとんど開発されてこなかったことを鑑み、Tomono (2014) および友野 (2013) は、曖昧さに積極的に耐えられることを捉えた新版曖昧さ耐性尺度を開発した。この尺度は、Grenier, Barette, & Ladouceur (2005) によって指摘された「現在」と「未来」という 2 つの時間軸を曖昧さ耐性に設定し、さらに全ての項目が“曖昧さに耐えられる”ことを表す内容となっているものであり、精神的健康との関連が示されている (Tomono, 2014)。それに加え、友野 (2017b) は新版曖昧さ耐性尺度の補完を目的に、過去に関する曖昧さ耐性尺度を開発してい

る。この尺度は、新版曖昧さ耐性尺度には設定されていなかった「過去」の時制を曖昧さ耐性に設定し、同様に全ての項目が“曖昧さに耐えられる”ことを表す内容となっており、弱いながらも精神的健康との関連が示されている（友野, 2017b）。これらの尺度を用いて曖昧さ耐性を測定することにより、成熟化の原則に従って曖昧さ耐性が加齢とともに高まるかどうか、一歩進んだ検証が可能となる。

そこで本研究では、新版曖昧さ耐性尺度と過去に関する曖昧さ耐性尺度を用い、調査協力者の年齢と曖昧さ耐性の程度に関連が見られるかどうか検討することを、第一の目的とする。仮説は、「成熟化の原則に従い、曖昧さ耐性と過去に関する曖昧さ耐性ともに、年齢とともに上昇する傾向がみられる（仮説1）」とする。

ところで、前述のように、曖昧さ耐性は精神的健康と結びつく適応的な特性として捉えられており、曖昧さに耐えられる者は耐えられない者より概ね精神的に健康であることが示されている（友野, 2017a）。しかし、その多くは青年期の大学生のみを対象とした研究によって得られた知見であり、他の年代を対象とした研究はほとんど見受けられない。従って、結果の一般化の観点から、青年期の大学生とは異なる年代における曖昧さ耐性と精神的健康の関連についても検討する必要があるように思われる。

Enoki, et al. (2018) と同一のデータセットで曖昧さへの態度と抑うつおよび特性不安の関連を検討した Enoki, Koda, Nishimura, & Kondo (2019) では、曖昧さへの否定的態度である「曖昧さへの不安」と抑うつおよび特性不安との間に正の関連、曖昧さへの肯定的態度である「曖昧さの享受」と抑うつおよび特性不安との間に負の関連が示されている。この研究では、18歳から78歳という非常に幅広い年齢層の調査協力者が回答しており、曖昧さへの態度と精神的健康の関連は青年期の大学生に特有ではないことが示唆される。このことから、間接的な推測になってはしまいが、青年期の大学生とは異なる年代における曖昧さ耐性と精神的健康の関連も同様にみられることが仮定される。

以上のことから、本研究では年齢にかかわらず調査協力者の曖昧さ耐性の程度によって精神的健康に差が見られるかどうか、付加的に検討することを第二の目的とする。仮説は、「年齢にかかわらず、曖昧さ耐性と過去に関する曖昧さ耐性ともに、それぞれの程度が高い者は低い者に比べて精神的健康の程度が高い（仮説2）」とする。なお、精神的に健康であるためにはネガティブな側面の低減とポジティブな側面の向上が必要であり、個人の精神的健康状態を測定する際この両側面を考慮に入れることが重要である（加藤, 2001）とされていることから、本研究では精神的健康のネガティブな側面として抑うつを、ポジティブな側面として主観的幸福感をそれぞれ指標として測定する。Enoki, et al. (2019) では精神的健康のポジティブな側面に関する指標が測定されていなかったため、本研究で測定することによって曖昧さ耐性と精神的健康の関連についてのより多角的な検証が可能となろう。

のうち3~4日続く(3)」「週のうち5日以上続く(4)」の4件法で回答を求め、全項目の合計得点を算出して使用した。

主観的幸福感 主観的幸福感尺度(伊藤・相良・池田・川浦, 2003) 12項目を用いた。この尺度は、個人が主観的に感じている幸福感の程度を測定するものである(項目例:あなたは人生が面白いと思いますか)。本研究では、各項目について調査協力者が毎日の生活のなかでどのように感じているのか、4件法で回答を求め³、全項目の合計得点を算出して使用した。

結果

各測度の基本統計量および相関分析

Table 1に各測度の平均値、標準偏差、Cronbachの α 係数、ならびに各測度間の相関係数を示す。年齢を除く全ての尺度について α 係数を算出した結果、値は.89~.98の範囲であり、全体的に高い内的整合性が示された。

また、年齢と曖昧さ耐性、過去に関する曖昧さ耐性との相関係数を算出したところ、年齢と曖昧さ耐性($r=.099, p<.001$)、年齢と過去に関する曖昧さ耐性($r=.088, p<.001$)となり、それぞれ有意ではあったものの相関係数の値が小さかったことから、実質的な関連は認められなかった。

一方、抑うつ、主観的幸福感と年齢および曖昧さ耐性、過去に関する曖昧さ耐性の相関係数を算出したところ、抑うつと年齢($r=-.244, p<.001$)、抑うつと曖昧さ耐性($r=-.208, p<.001$)、抑うつと過去に関する曖昧さ耐性($r=-.226, p<.001$)、主観的幸福感と年齢

Table 1 各測度の基本統計量および相関係数

	<i>M</i>	<i>SD</i>	α	年齢	曖昧さ耐性	過去に関する曖昧さ耐性	抑うつ	主観的幸福感
年齢	24.90	6.92	—	—	.099***	.088***	-.244***	.199***
曖昧さ耐性	58.39	18.20	.98	—	—	.660***	-.208***	.297***
過去に関する曖昧さ耐性	25.11	6.97	.94	—	—	—	-.226***	.263***
抑うつ	35.06	9.74	.89	—	—	—	—	-.595***
主観的幸福感	30.78	6.93	.91	—	—	—	—	—

*** $p<.001$

³ この尺度は、項目によって選択肢が異なっている。たとえば、項目例に挙げた「あなたは人生が面白いと思いますか」という項目に対しては、「全くそう思わない(1)」「あまりそうは思わない(2)」「ある程度は(3)」「非常に(4)」の4件法で回答を求める形式となっている。一方、「過去と比較して、現在の生活は」という項目に対しては、「全く幸せでない(1)」「あまり幸せではない(2)」「まあまあ幸せ(3)」「とても幸せ(4)」の4件法で回答を求める形式となっている。詳細は、伊藤他(2003)を参照されたい。

($r=.199, p<.001$)、主観的幸福感と曖昧さ耐性 ($r=.297, p<.001$)、主観的幸福感と過去に関する曖昧さ耐性 ($r=.263, p<.001$) となり、抑うつと年齢および曖昧さ耐性、過去に関する曖昧さ耐性はそれぞれ有意な負の相関、主観的幸福感と年齢および曖昧さ耐性、過去に関する曖昧さ耐性はそれぞれ有意な正の相関が認められた。

一元配置分散分析

相関分析の結果、年齢と曖昧さ耐性および過去に関する曖昧さ耐性との間に実質的な関連が認められなかったことから、年齢を年代ごとに5つの群（20代・30代・40代・50代・60代、各群520名）に群分けした。そして、群分けされた年代を独立変数、曖昧さ耐性と過去に関する曖昧さ耐性をそれぞれ従属変数とする一元配置の分散分析を行った。その結果、曖昧さ耐性を従属変数とした場合に0.1%水準で有意差が認められた ($F(4, 2595)=7.74, p<.001$)。Tukey法による多重比較の結果、60代は他の年代に比べて有意に曖昧さ耐性が高いことが示された。なお、その他の年代の組み合わせには、有意差は認められなかった。これらの結果を、Figure 1に示す。

一方、過去に関する曖昧さ耐性を従属変数とした場合も、0.1%水準で有意差が認められた ($F(4, 2595)=5.31, p<.001$)。Tukey法による多重比較の結果、60代は40代を除く他の年代に比べて有意に過去に関する曖昧さ耐性が高いことが示された。なお、その他の年代の組み合わせには、有意差は認められなかった。これらの結果を、Figure 2に示す。

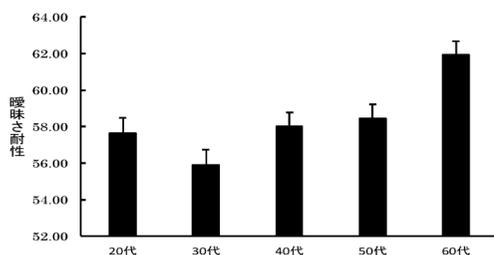


Figure 1 年代毎の曖昧さ耐性の平均

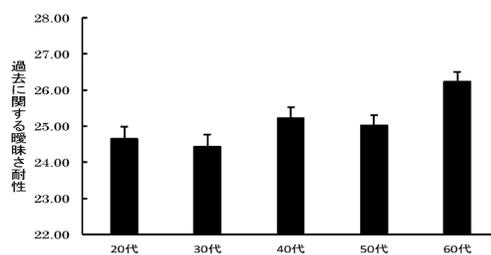


Figure 2 年代毎の過去に関する曖昧さ耐性の平均

二元配置分散分析

分析に先立ち、曖昧さ耐性と過去に関する曖昧さ耐性を中央値分割し、それぞれ高群と低群に群分けした。そして、上述のように群分けされた年代と曖昧さ耐性の群（高・低）若しくは過去に関する曖昧さ耐性の群（高・低）を独立変数、抑うつと主観的幸福感をそれぞれ従属変数とする二元配置の分散分析を行った。

まず、年代と曖昧さ耐性の群を独立変数、抑うつを従属変数とした場合、年代の主効果が

0.1%水準で有意であった ($F(4, 2590) = 36.83, p < .001$)。Tukey 法による多重比較の結果、20代と40代、50代、60代の間、30代と50代、60代の間、40代と50代、60代の間、50代と60代の方に有意差が認められ、いずれの組み合わせにおいても大きい年代の方が小さい年代に比べて有意に抑うつが低いことが示された。また、曖昧さ耐性の群の主効果が0.1%水準で有意であり ($F(1, 2590) = 58.84, p < .001$)、曖昧さ耐性高群の方が曖昧さ耐性低群よりも有意に抑うつが低いことが示された。しかし、交互作用は有意ではなかった ($F(4, 2590) = 0.72, n.s.$)。これらの結果を、Figure 3 に示す。

続いて、年代と過去に関する曖昧さ耐性の群を独立変数、抑うつを従属変数とした場合、年代の主効果が0.1%水準で有意であった ($F(4, 2590) = 38.77, p < .001$)。Tukey 法による多重比較の結果、20代と40代、50代、60代の間、30代と50代、60代の間、40代と50代、60代の間、50代と60代の方に有意差が認められ、いずれの組み合わせにおいても大きい年代の方が小さい年代に比べて有意に抑うつが低いことが示された。また、過去に関する曖昧さ耐性の群の主効果が0.1%水準で有意であり ($F(1, 2590) = 90.04, p < .001$)、過去に関する曖昧さ耐性高群の方が過去に関する曖昧さ耐性低群よりも有意に抑うつが低いことが示された。しかし、交互作用は有意ではなかった ($F(4, 2590) = 0.93, n.s.$)。これらの結果を、Figure 4 に示す。

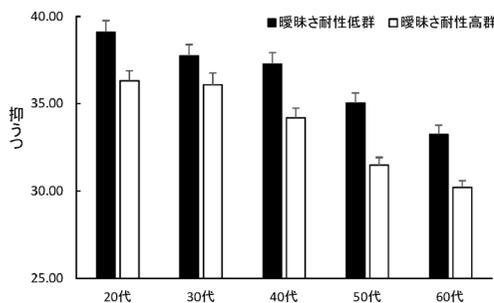


Figure 3 年代および曖昧さ耐性（高・低）毎の抑うつの平均

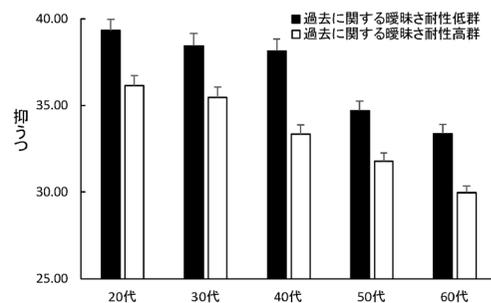


Figure 4 年代および過去に関する曖昧さ耐性（高・低）毎の抑うつの平均

一方、年代と曖昧さ耐性の群を独立変数、主観的幸福感を従属変数とした場合、年代の主効果が0.1%水準で有意であった ($F(4, 2590) = 29.45, p < .001$)。Tukey 法による多重比較の結果、20代と50代、60代の間、30代と50代、60代の間、40代と50代、60代の間、50代と60代の方に有意差が認められ、いずれの組み合わせにおいても大きい年代の方が小さい年代に比べて有意に主観的幸福感が高いことが示された。また、曖昧さ耐性の群の主効果が0.1%水準で有意であり ($F(1, 2590) = 102.13, p < .001$)、曖昧さ耐性高群の方が曖昧さ耐性低群よりも有意に主観的幸福感が高いことが示された。しかし、交互作用は有意ではなかった ($F(4, 2590) = 0.10, n.s.$)。これらの結果を、Figure 5 に示す。

最後に、年代と過去に関する曖昧さ耐性の群を独立変数、主観的幸福感を従属変数とした場合、年代の主効果が0.1%水準で有意であった ($F(4, 2590) = 32.03, p < .001$)。Tukey法による多重比較の結果、20代と50代、60代の間、30代と50代、60代の間、40代と50代、60代の間、50代と60代間に有意差が認められ、いずれの組み合わせにおいても大きい年代の方が小さい年代に比べて有意に主観的幸福感が高いことが示された。また、過去に関する曖昧さ耐性の群の主効果が0.1%水準で有意であり ($F(1, 2590) = 97.51, p < .001$)、過去に関する曖昧さ耐性高群の方が過去に関する曖昧さ耐性低群よりも有意に主観的幸福感が高いことが示された。しかし、交互作用は有意ではなかった ($F(4, 2590) = 0.66, n.s.$)。これらの結果を、Figure 6に示す。

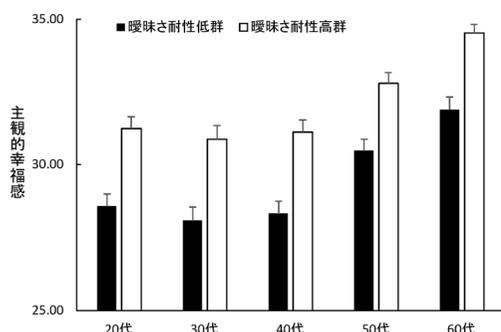


Figure 5 年代および曖昧さ耐性(高・低)毎の主観的幸福感の平均

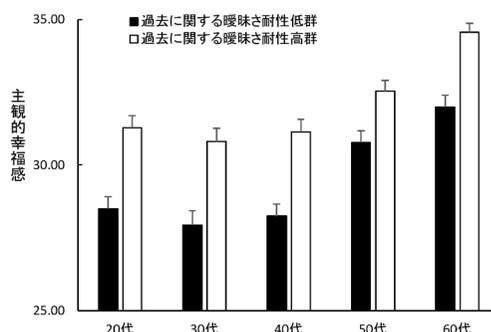


Figure 6 年代および過去に関する曖昧さ耐性(高・低)毎の主観的幸福感の平均

考察

年代と曖昧さ耐性、過去に関する曖昧さ耐性との関連について

相関分析の結果、年齢と曖昧さ耐性および過去に関する曖昧さ耐性間に実質的な関連はないことが示された。そのことを踏まえ、年齢を10歳ずつ年代の区切りで群分けして独立変数とし、曖昧さ耐性および過去に関する曖昧さ耐性をそれぞれ従属変数とした一元配置分散分析の結果、60代は他の年代に比べて概ね曖昧さ耐性および過去に関する曖昧さ耐性が高いこと、他の年代間では差がないことがそれぞれ示された。これらの結果は、曖昧さ耐性および過去に関する曖昧さ耐性ともに、年齢に比例して直線的に高まるのではなく、人生経験を重ねた60代頃になってはじめて大きく結実することを示唆している。本研究においては、調査協力者の就労状況などを調査していないため推察の域を出ないが、60代の多くは定年を迎え第二の人生を歩み始めることとなる。これまでの人生経験によって潜在的に培われてきた曖昧さ耐性が、定年による生活の変化を呼び水にして顕在化してくるのかもしれない。また、客観的根拠

は乏しいものの、Maslow (1970) が挙げた自己実現者の特徴の1つに、「曖昧さに耐えられること」がある。60代は他の年代に比べて、自己実現を達成できた者が相対的に多いのかもしれない。以上のことから、仮説1は全面的に支持されたとまでは言えないものの、大局的には成熟化の原則に従いその一部が支持されたと言えよう。

一方、50代以下の年代では、年代間で曖昧さ耐性の高さに差異は認められなかった。年齢と曖昧さ耐性および過去に関する曖昧さ耐性の間の相関係数が小さかったことも踏まえると、曖昧さ耐性の程度は、従来のパーソナリティの考え方のように経時的一貫性をもつものであり、本来は変化しにくい特性なのかもしれない。加えて、Roberts & Takahashi (2011) が指摘するように、パーソナリティは安定したものであると同時に変化するものであると考えると、曖昧さ耐性は50代までは変化しにくい側面の影響が優位であり、60代に入ると変化しやすい側面の影響が優位になるように切り替わるような特徴を持つ特性である可能性も考えられる。

曖昧さ耐性、過去に関する曖昧さ耐性と精神的健康の関連について

相関分析の結果、曖昧さ耐性および過去に関する曖昧さ耐性と抑うつおよび主観的幸福感との間に弱い関連が示された。さらに、年代と曖昧さ耐性、過去に関する曖昧さ耐性をそれぞれ独立変数とし、抑うつと主観的幸福感をそれぞれ従属変数とした二元配置分散分析の結果、曖昧さ耐性若しくは過去に関する曖昧さ耐性が高い者は低い者に比べて抑うつが低く主観的幸福感が高いことが示された。これらの結果は、年齢にかかわらず曖昧さに耐えられる者は耐えられない者に比べて精神的健康度が高いことを示唆しており、仮説2は支持されたと言えよう。これまでの研究で得られてきた知見はほとんど青年期の大学生のみを対象としたものであったが(友野, 2017a)、本研究で得られた知見により、曖昧さ耐性が適応的な特性であることがごく一部の年代だけでなくある程度普遍的なものであることが確認された。これは先述のEnoki, et al. (2019) で得られた知見を拡張するものであり、曖昧さ耐性は年代を超えて精神的健康のネガティブな側面の低減のみならずポジティブな側面の向上にも繋がり得る特性であることが示唆される。

一方、相関分析の結果、年齢と抑うつおよび主観的幸福感との間に弱い関連が示された。さらに、上述のデザインによる二元配置分散分析の結果、年代が上がるごとに概ね抑うつが低く主観的幸福感が高いこと、年代と曖昧さ耐性若しくは過去に関する曖昧さ耐性との交互作用は見受けられないことも、併せて示された。これらの結果は、曖昧さ耐性の程度にかかわらず年代が上の者は下の者に比べて精神的健康度が高いことを示唆している。主観的幸福感は、加齢に伴いU字型の曲線を描く、つまり中年期前後で低下するがそれ以降はまた上昇することが示唆されている(黒川・大竹, 2013; 島井・山宮・福田, 2018)。本研究においても、20代から40代はほぼ同程度であったものの50代以降上昇し、60代はその他の年代と比較して最も高

かったことから、先行研究の知見と一部一致し、年代が上の者の精神的健康が相対的に高いことが垣間見られた。これらのことを踏まえると、曖昧さ耐性と精神的健康の関連を検討する際、それぞれの年代の特徴も加味することが重要であるように思われる。

本研究の意義と今後の課題

最後に、本研究の意義と今後の課題について述べる。まずは本研究の意義であるが、これまでに検討されてこなかった加齢による曖昧さ耐性の変化について、成熟化の原則に一部従いはするもののその軌跡は直線的ではない可能性を実証した点である。また、これまでほとんど青年期の大学生に限定されて示されてきた曖昧さ耐性と精神的健康の関連を、他の年代でも実証した点である。これらの知見は、調査対象者の大部分が大学生である曖昧さ耐性研究に一石を投じるものであると考えられる。

続いて、今後の課題について述べる。本研究の調査協力者は、全員がweb調査会社に登録されているモニターであった。本研究において、とりわけ曖昧さ耐性が高く精神的に健康であることが示された60代の調査協力者は、web調査会社登録モニターという普段からPCを日常的に使用可能な相対的には恵まれた環境にあることが想定され、一般的な60代と比較すると偏りのあるサンプルである可能性は否めない。また、本研究では20歳から69歳までのweb調査会社登録モニターを調査協力者としたため、10代以下や70代以降の年代の傾向については結論付けることができない。レジリエンスの発達の变化を検討した上野他（2018）では、10代や70代以降の年代は20代から60代までの年代とは異なる発達の变化の可能性が指摘されているため、そのことを踏まえて今後は本研究において対象とされなかった年代のデータを収集し、本研究の結果と比較検討することが望まれる。そして、本研究は1時点のみの横断調査であったため、コホートの影響も否定できない。20代から50代までの調査協力者が年を重ねて60代になった際に、曖昧さ耐性および精神的健康の程度が各々60代の調査協力者と同等になるかどうかは不明である。この点について明らかにするために、今後縦断調査による曖昧さ耐性の発達の变化の検討が必要である。最後に、本研究では性差に関して論考を行わなかった。曖昧さ耐性と精神的健康の関連に性差の存在が示唆される（友野, 2017a）ことから、今後性差を加味した検討を行うことが望まれる。

引用文献

- Budner, S. (1962). Intolerance of ambiguity as a personality variable. *Journal of Personality, 30*, 29-50.
- Caspi, A., Roberts, B. W., & Shiner, R. L. (2005). Personality development: Stability and change. *Annual Review of Psychology, 56*, 453-484.
- Enoki, H., Koda, M., Nishimura, S., & Kondo, T. (2019). Effects of attitudes towards ambiguity on sub-clinical depression and anxiety in healthy individuals. *Health Psychology Open, 6*(1), doi: <https://doi.org/10.1038/s41265-019-0011-1>

org/10.1177/2055102919840619.

- Enoki, H., Koda, M., Saito, S., Nishimura, S., & Kondo, T. (2018). Attitudes towards ambiguity in Japanese healthy volunteers. *Current Psychology, 37*, 913-923.
- Frenkel-Brunswik, E. (1949). Intolerance of ambiguity as an emotional and perceptual personality variable. *Journal of Personality, 18*, 108-143.
- Grenier, S., Barette, A. M., & Ladouceur, R. (2005). Intolerance of Uncertainty and Intolerance of Ambiguity: Similarities and differences. *Personality and Individual Differences, 39*, 593-600.
- Harrington, D. M., Block, J. H., & Block, J. (1978). Intolerance of ambiguity in preschool children: Psychometric considerations, behavioral manifestations, and parental correlates. *Developmental Psychology, 14*, 242-256.
- 伊藤 裕子・相良 順子・池田 政子・川浦 康至 (2003). 主観的幸福感尺度の作成と信頼性・妥当性の検討 心理学研究, *74*, 276-281.
- Kachmaryk, K., Grabowska, S., Ostrovska, K., & Syniew, V. (2014). Tolerance for uncertainty in elderly people. *Journal of Education Culture and Society, 5*, 20-27.
- 加藤 司 (2001). 対人ストレス過程の検証 教育心理学研究, *49*, 295-304.
- 川本 哲也・小塩 真司・阿部 晋吾・坪田 祐基・平島 太郎・伊藤 大幸・谷 伊織 (2015). ビッグ・ファイブ・パーソナリティ特性の年齢差と性差—大規模横断調査による検討— 発達心理学研究, *26*, 107-122.
- 河野 直子 (2012). パーソナリティと発達—成人期以降— 鈴木公啓(編) パーソナリティ心理学概論—性格理解への扉— (pp.61-72) ナカニシヤ出版
- 黒川 博文・大竹 文雄 (2013). 幸福度・満足度・ストレス度の年齢効果と世代効果 行動経済学, *6*, 1-36.
- MacDonald, A. P. (1970). Revised scale for ambiguity tolerance: Reliability and validity. *Psychological Reports, 26*, 791-798.
- Maslow, A. H. (1970). *Motivation and personality* (2nd ed.). New York: Harper & Low. (小口忠彦(訳) (1987). 改訂新版 人間の心理学 産業能率大学出版部)
- Masten, A. S., Best, K., & Garmezy, N. (1990). Resilience and development: Contributions from the study of children who overcame adversity. *Development and Psychopathology, 2*, 425-444.
- McLain, D. L. (2009). Evidence of the properties of an ambiguity tolerance measure: The Multiple Stimulus Types Ambiguity Tolerance Scale-II (MSTAT-II). *Psychological Reports, 105*, 975-988.
- 西村 佐彩子 (2007). 曖昧さへの態度の多次元構造の検討—曖昧性耐性ととの比較を通して— パーソナリティ研究, *15*, 183-194.
- Norton, R. W. (1975). Measurement of ambiguity tolerance. *Journal of Personality Assessment, 39*, 607-619.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement, 1*, 385-401.
- Roberts, B. W., & Takahashi, Y. (2011). Personality Trait Development in Adulthood: Patterns and Implications. *The Japanese Journal of Personality, 20*, 1-10.
- Rydell, S. T., & Rosen, E. (1966). Measurement and some correlates of need-cognition. *Psychological Reports, 19*, 139-165.
- 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.
- 島井 哲志・山宮 裕子・福田 早苗 (2018). 日本人の主観的幸福感の現状—加齢による上昇傾向— 日本公衆衛生雑誌, *65*, 553-562.
- 友野 隆成 (2013). 新版曖昧さ耐性尺度の妥当性の検討 日本社会心理学会第54回大会発表論文集, 296.
- 友野 隆成 (2017a). あいまいさへの非寛容と精神的健康の心理学 ナカニシヤ出版
- 友野 隆成 (2017b). 過去に関する曖昧さ耐性と抑うつの関連についての予備的検討 宮城学院女子大学研究論文集, *124*, 1-10.

Tomono, T. (2014). A pilot study on developing a new ambiguity tolerance scale. *Personality and Individual Differences, 60, Supplement*, S48.

友野 隆成・橋本 幸 (2005). 改訂版対人場面におけるあいまいさへの非寛容尺度作成の試み パーソナリティ研究, *13*, 220-230.

上野 雄己・平野 真理・小塩 真司 (2018). 日本人成人におけるレジリエンスと年齢の関連 心理学研究, *89*, 514-519.

謝辞

本研究は、2018年度宮城学院女子大学特別研究助成「特別研究費」の助成を受けた。本研究の実施に当たり、調査にご協力いただいた皆様に、深謝申し上げます。

(2020年4月6日受領、2020年5月15日受理)

(Received April 6, 2020; Accepted May 15, 2020)

Developmental study of ambiguity tolerance and mental health with aging

Takanari TOMONO

This study examined whether ambiguity tolerance and tolerance of past ambiguity were correlated with age and whether these two types of ambiguity tolerance were correlated with mental health in all generations. The participants were 2,600 healthy Japanese adults (1,300 men, 1,300 women; age range, 20–69 years) who completed the following questionnaires: Ambiguity Tolerance Scale, Tolerance of Past Ambiguity Scale, Center for Epidemiologic Studies Depression Scale, and Subjective Well-Being Scale. All scales were completed via the Internet. Correlation analyses showed that both ambiguity tolerance and tolerance of past ambiguity were weakly correlated with age and were correlated with subjective well-being and negatively correlated with depression, respectively. In addition, analysis of variance showed that both types of ambiguity tolerance scores of age 60 were higher than those of other generations. The subjective well-being score of the ambiguity-tolerant group was higher than those of the ambiguity-intolerant group, and the depression score of the ambiguity-tolerant group was lower than those of the ambiguity-intolerant group. These results suggest that ambiguity tolerance does not linearly increase with aging but comes to fruition by the age of 60 through life experiences and that ambiguity tolerance is an adaptive trait in all generations.