

成人期における主体的な学び態度 —年齢による変化ならびに人生満足度との関連—

竹内 謙彰ⁱ

本研究の主たる目的は、(1) 成人期において主体的な学び態度が年齢との間にどのような関係があるかを探ること、(2) 成人期における主体的な学び態度と主観的幸福感の関連を探ること、の二つであった。これらの目的に対応して、二つの調査が実施された。得られた主要な結果は以下のとおりである。第1調査では、主体的な学び態度の2変数（自発的学び、対人的学び）はどちらも年齢が高くなるほど、また教育経験が長いほど得点が高くなる傾向があった。加えて、世帯年収が高いほど対人的学び得点が高い傾向があった。さらに男女別に年齢による違いをみると、男性でのみ年齢が高くなるほどどちらの得点も高くなる傾向がみられた。第2調査では、20歳代、40歳代、60歳代の年齢群ごとに、主観的幸福感の測度である人生満足度と主体的学び態度の2変数との関連をみたところ、対人的学びはどの年齢群でも人生満足度と有意な関連がみられたが、自発的学びは60歳代においてのみ人生満足度と有意な関連を示した。ただし、60歳代においても、対人的学びの影響を除去した自発的学びと人生満足度の偏相関係数を求めたところ、有意な関連は見られなくなった。本研究で得られた結果と先行研究の知見から、成人期における主体的な学び態度の持つ役割について、考察がなされた。

キーワード：主体的学び、態度尺度、成人期、年齢による変化、人生満足度

1 問題

(1) 主体的学び態度とは何か

本稿は、主体的な学び態度をどのように捉えるかについて、竹内（2020; 2021）の提起した考えに依拠している。それゆえ、詳細な説明はそれらに譲り、ここでは、簡潔な整理を行っておきたい。

人間は、本来的に主体的に学ぼうとする志向性を持っている（Greenberg, 1994; Gray, 2013）。Gray（2009; 2011; 2013）は、狩猟採集民の子どもたちが、共同体の中で遊びを通じて必要な学びを積み重ねて

いく姿を根拠のひとつとして、そのような学び方が人間の生物学的本性に適合的な学びであると主張している。そのような中で展開される学びは、すぐれて主体的なものであるとあってよい（竹内, 2020; 2021）。

にもかかわらず、高度に発展した社会システムに適應するために、私たちが本来持っている主体的な学びの態度は抑制されがちである。近代になって発明され今日の人間社会にあまねく普及している学校教育は、その時々社会にとって重要と考えられる知識や技能を新たな世代が学んで身につける場として、とても効率の良いシステムだと考えられてきた。近代に成立してきた一斉授業形式を基本とするような学校教育のスタイルは、産業革命期においてとり

i 立命館大学産業社会学部教授

わけ必要とされた質の良い工場労働者を育てることを企図した面があったことが指摘されている¹⁾ (Gray, 2013; Greenberg, 2006; 勝野, 2016)。

しかし、学ぶ側からすると、学校教育に適応すればするほど、特に過剰に適応するほど、あらかじめ設定された枠内での学びに閉じてしまう傾向が強まる可能性がある。その結果、自らに生じる興味関心や、自らが置かれた状況からくる必要性に対して、学びの態度が開かれにくくなりうる。また、学びの場において競争的な文脈が強まれば他者との協同性の中での学びも形成されにくくなるだろう。

他方で、学校教育が社会の中で果たしてきた役割は極めて大きいものであることも確かである。もっとも本質的な貢献は、教育を通じて人々が、社会の維持や発展のために必要な諸能力を身につけてきたことである。それは社会に対する貢献であるとともに、学習者に知識や技能の獲得をもたらしてもいるのである。ただし、ここで問題としたいのは、知識や技能の獲得が、かならずしも主体的な学びの態度の向上とは結び付いていないのではないかという点である。

それゆえ、学校教育から離れた成人期において、主体的な学び態度が年齢とどのように関係するかを検討することには、重要な意義があると考えられる。

(2) 主体的学び態度の測定：成人期への適用

主体的な学び態度が年齢とどのように関係するかを検討するためには、主体的な学び態度を捉える指標、言い換えればそれを測定するための尺度が必要である。

主体的な学び態度を捉える際には、まず、その構成要素がいかなるものかを考える必要があるだろう。その点について竹内 (2021) は、以下のように述べている。「学校のような教育システムを離れても持続しうる学びの態度に注目する。そうすると、その重要な構成要素として、学びにおける積極性・能動性と自主的な判断に基づく自律性、ならびに他者との関係性が重要になってくるのではないかと考えられ

る」(竹内, 2021, p.82)。

こうした着想に基づき竹内 (2021) は、主体的な学びの態度を学びにおける積極性・能動性と自主的な判断に基づく自律性、ならびに他者との協同性な関係性が中核的要素となるものと捉え、13項目からなる質問項目群を試作した。そして、大学生を対象として2度にわたる調査に基づく検討を行い、8項目からなる「主体的な学び態度尺度」を作成した。この尺度は、「自発的学び」と「対人的学び」の二つの下位尺度によって構成されており、ある程度の信頼性(再検査信頼性、内的整合性)と妥当性(併存的妥当性)が確認された。なお、併存的妥当性は、学びの積極的関与・継続意志尺度(浅野, 2002)および知的好奇心尺度(西川・雨宮, 2015)との関連の強さによって検討された。

本研究では、竹内 (2021) が作成した主体的な学び態度尺度を幅広い年齢層の成人に適用することで、年齢にかかわる仮説を検討することを、目的の一つとして位置づける。その仮説とは、年齢が高くなるほど主体的な学び態度の傾向が強くなるというものである。つまり、恒常的に学びへの促しがある学校教育から離れる期間が長いほど、学びへの態度は主体的にならざるをえないと考えたのである。

なお、幅広い年齢層の成人にこの尺度を適用することで、この尺度の信頼性(内的整合性)の検討もあわせて行いたい。

(3) 主体的な学び態度は幸福と関連するのか

本研究では、主体的な学び態度と成人期における年齢との関連を検討するとどまらず、成人期における主体的な学び態度と幸福との関連についても検討することを企図した。両者の関連の検討は、本研究の第2の目的でもある。では、なぜ両者の関連を検討するのか。

この問題は、そもそもなぜ主体的な学び態度を研究するのかという、より本質的な問題と関わっている。主体的な学び態度を研究すべき理由²⁾ は、主体的に学ぶ態度が、人が良き人生を歩むうえで重要な

役割を果たしうる、言い換えれば、主体的な学び態度は人の良き状態（well-being）をもたらすための重要な要因だと考えられるからである。少なくとも、自分の考えや判断がなく他者の指図通りに生きているといったような主体のない状態は、幸せとはみなせないだろう。

では、そもそも幸福とはどのようなことをいうのだろうか。幸福については古くから多くの議論がなされてきている。比較的近年においても、たとえば英語圏の倫理学においては、幸福を論じるのに快樂説、欲求充足説、客観リスト説という3つの立場が対立しているといわれている（江口, 2022）。ごく簡略化するならば、快樂説は、幸福のことを「我々が感じる満足や快樂と苦痛の欠如であるとする立場」、欲求充足説は「欲求の実現が我々にとっての利益であり幸福であるとする立場」、客観リスト説は「満足、快樂、欲求といった主観的な基準ではなく、生命、健康、知識、友愛など、ある程度客観的に価値があると認められた利益があると主張する立場」（江口, 2022, p.115）とそれぞれ説明しうる。江口（2022）は、幸福は構成された概念であり、われわれは動機や目的があって幸福を問題にするのだから、特定の立場を絶対的なものとするのではなく、動機や目的に応じて幸福を操作的に定義すべきものと主張している。筆者はその主張に同意する。

では、主体的な学び態度と幸福とが関連しうる可能性を示す手がかりはあるのだろうか。その点に関しては、ポジティブ心理学の提唱者である Seligman（2011）の議論が示唆的であろう。彼は、良き状態（well-being）³⁾ を構成するものとして、①ポジティブ感情（Positive Emotion）、②エンゲージメント（熱中する活動）（Engagement）、③良好な人間関係（Relationship）、④人生や活動の意味（Meaning）、⑤達成（Accomplishment/Achievement）、の5つの要素を指摘している。なお、よき状態を構成する5要素は、これらの頭文字を取って、PERMA と称されている。

これらの要素は、主体的な学び態度が測定しよう

とするものとの間に共通点があると考えられる。主体的な学び態度尺度（Table 1 参照）は、自発的学びと対人的学びの二つの下位尺度によって構成されている。このうち自発的学びは、項目の意味も勘案すると、②エンゲージメント（熱中する活動）や⑤達成との関連があるように思われる。また、対人的学びは、当然、③良好な人間関係との関連があると想定されるのである。

(4) 幸福の指標としての人生満足度

では、本研究では幸福をどのように測定するのか。

幸福は、かつては科学的研究の対象にはなりにくかったのだが、今では様々な測定指標が用いられ、幸福と関わる要因についての検討も広範に行われるようになってきている。幸福の指標には、大きく分けて客観的な測度を用いるものと主観的な測度を用いるものがある（子安・楠見・De Carvalho Filho・橋本・藤田・鈴木・大山・Becker・内田・Dalsky・Mattig・櫻井・小島, 2012）。幸福にかかわる3つの立場との関連でいえば、客観的な測度を用いるものは客観リスト説に、主観的な測度を用いるものは快樂説あるいは欲求充足説に大まかに対応しているといえるだろう。

客観的な測度を用いるものの代表例として、人間開発指数があげられる。これは①出生時平均余命、②成人識字率と初・中・高等教育総就学率の合成変数、③購買力平価で計算した一人当たり GDP の3要因によって構成される合成変数である（国連開発計画, 2011）。これは、もともと特定の国や地域の特徴を示すために用いられる指標であって、個人の変数として扱うには向いていない。

工夫次第で、幸福の客観的な変数を個人差の変数として用いることは可能であるだろう。しかし、たとえば生命や健康、知識、友愛といったものをどう指標化するか、また指標化できたとして、それをどう測定できるのか、といった困難な障壁がある。

それに対して主観的な幸福の指標については、これまでさまざまな尺度が開発され用いられてきた

(中坪・平野・綾城・小嶋, 2021)。実際の測定における扱いやすさという点で優れているといえる。もちろん、あくまで個人の主観であり、その時々気分によって変動するものではあるが、それでも個人の中では比較的安定した一貫性があるという調査結果もある (大石, 2009)。

主観的な幸福の指標の代表例の一つが, Diener et al. (1985) らが作成した, 人生満足度尺度である。人生に対する満足度を捉えることをもって主観的幸福感の指標としている。信頼性と妥当性の検討がなされており, また, 5項目からなる比較的簡便な尺度であることもあって, 主観的幸福感を測定する尺度として, 多くの研究で用いられてきた (大石, 2009)。簡便に使用することができ調査対象者の負担も少ないことから, 本研究においても, 主観的幸福感の指標としてこの尺度を用いることとした。

(5) 本研究の目的

ここまでのところで既に, 本研究の二つの主要な目的について簡単に触れたが, あらためてここで, 本研究の主要な目的を整理しておきたい。

本研究の主たる目的の第1は, 成人期において主体的な学び態度が年齢との間にどのような関係があるかを探ることである。この目的に対応して, 年齢が高くなるほど主体的な学び態度の傾向が強まると

の仮説を設定する。第2の目的は, 成人期における主体的な学び態度と主観的幸福感の関連を探ることである。

これら二つの目的に対応して, 二つの調査を実施した。本稿は, それら二つの調査結果を報告し, 主体的な学び態度が成人期において持つ意味を検討する。

なお補足的な目的として, 主体的な学び態度尺度を成人期に適用した際の信頼性 (内的一貫性) の検討も, あげておきたい。この補足的な目的は, 二つの調査それぞれにおいて検討されるものである。

2 第1調査

(1) 目的

第1調査の主たる目的は, 成人期において主体的な学び態度が年齢との間にどのような関係があるかを探ることである。この目的に対応して, 年齢が高くなるほど主体的な学び態度の傾向が強まるとの仮説を設定する。

なお, 第1調査では, 年齢以外にも, 主体的学び態度にどのような人口統計学的な変数 (ここで取り上げるのは, 性別, 最終教育段階, 世帯年収の3変数) が関連しているかについても検討を行う。加えて, 主体的な学び態度尺度の信頼性の検討も行う。

Table 1 主体的学び態度の因子分析*の負荷量と各項目の平均値・標準偏差 (第1調査)

No.	項目内容	因子1	因子2	M	SD
8	自分が本当に興味があることなら, どれほど難しくても挑戦する価値があると思う	.90	-.11	4.01	0.83
7	何かを自発的に学ぶことは楽しいことだ	.78	.03	4.02	0.83
1	好きなことを自由に学ぶことはすべての人にとって, 重要な権利だと思う	.57	.01	4.42	0.73
3	興味が湧いてきて調べているうちに夢中になって, 時間がたつのを忘れてしまうことがある	.47	.11	3.88	0.94
6	人が何をどのように学ぶかは, 本人が責任をもって選ばなければならない	.40	.15	3.72	0.83
4	学びたいことでわからないことが出てきたら, 知っていそうな人に積極的に質問する	-.04	.64	3.28	1.00
5	自分が学んでいることを人にわかりやすく説明できる	.02	.58	3.00	0.99
2	自分が努力して学んだことを社会の役に立てたいと思う	.24	.41	3.74	0.95

*最尤法, プロマックス回転

(2) 方法

① 対象者と手続き

（株）クロス・マーケティングのネットリサーチ・データベースに登録されたモニターから全国の20歳代から70歳代までの学生を除く⁴⁾成人を対象として調査を実施し、974名から回答を得た。そのうち尺度項目すべてに同じ選択肢を連続して選んでいるため分析の対象とならないデータを除外した結果、838名（有効回答率：86.0%）が分析対象となった⁵⁾。なお、調査はすべて匿名で実施され個人の回答が特定されないことと調査への参加が自発的なものであることから、研究倫理上の問題は無いと判断した。

② 調査時期

2021年2月18～19日であった。

③ 使用した尺度と質問項目

主体的な学び態度尺度

竹内（2021）が作成した8項目からなる尺度である（Table 1 参照）。「自発的学び」（代表的項目「自分が本当に興味のあることなら、どれほど難しくても挑戦する価値があると思う」と「対人的学び」（代表的項目「学びたいことでわからないことが出てきたら、知っていそうな人に積極的に質問する」）の2つの下位尺度からなる。「あてはまる」（5点）、「どちらかといえばあてはまる」（4点）、「どちらともいえない」（3点）、「どちらかといえばあてはまらない」（2点）、「あてはまらない」（1点）の5段階評定で回答を求めた。すなわち、得点が高いほど主体的な学び態度の傾向が強くなるように採点された。

その他の質問項目

年齢については、実年齢の記入を求めた。

性別については、「女性・男性・その他・回答したくない」のいずれかを選択することを求めた。

最終教育段階については「中学校・高等学校・専門学校・短期大学／高等専門学校・大学・大学院」のいずれかを選択することを求めた。

世帯年収については、「0-99万円」から「1200万円以上」まで13の選択肢を用意し、その中から選択することを求めた。

(3) 結果と考察

① 主体的学び態度尺度の因子分析

主体的学び態度尺度の項目ごとの得点をもとに、全有効回答者838人の因子分析を行った結果をTable 1に示す。竹内（2021）の示した項目の分類とはほぼ同様の結果が得られた。ただし、項目2「自分が努力して学んだことを社会の役に立てたいと思う」について、竹内（2021）では、自発的学びに相当すると考えられる因子の方に負荷が高かったが、今回は、対人的学びに相当すると考えられる因子に負荷が高かった。こうした違いは認められるものの、二つの因子による項目の分離は明瞭になされているので、各因子に付加の高い項目をもって、下位尺度を構成することとした。

すなわち、因子1に高い負荷を示した5項目の平均得点を自発的学び得点、因子2に高い負荷を示した3項目の平均得点を対人的学び得点とした。なお、各尺度を構成する項目群の α 係数は、下記の通りであった。

自発的学び： $\alpha = 0.77$

対人的学び： $\alpha = 0.61$

② 自発的学び態度と対人的学び態度の性別および年代による違い（2要因分散分析）

年代ごとの自発的学び態度と対人的学び態度の得点平均を年代別および男女別に算出し、95%信頼区間とともに図示したものがFigure 1-1および1-2である。グラフ上の平均値や信頼区間の表示が重なって分かりにくいいため、便宜的に男女で別のグラフを作成した。両態度について、年代と性別の2要因分散分析を実施したところ、自発的学び態度は年代の主効果のみ有意であり、性別の主効果および交互作用は有意ではなかった。対人的学び態度は、年代・性別の主効果ならびに交互作用のいずれも有意では

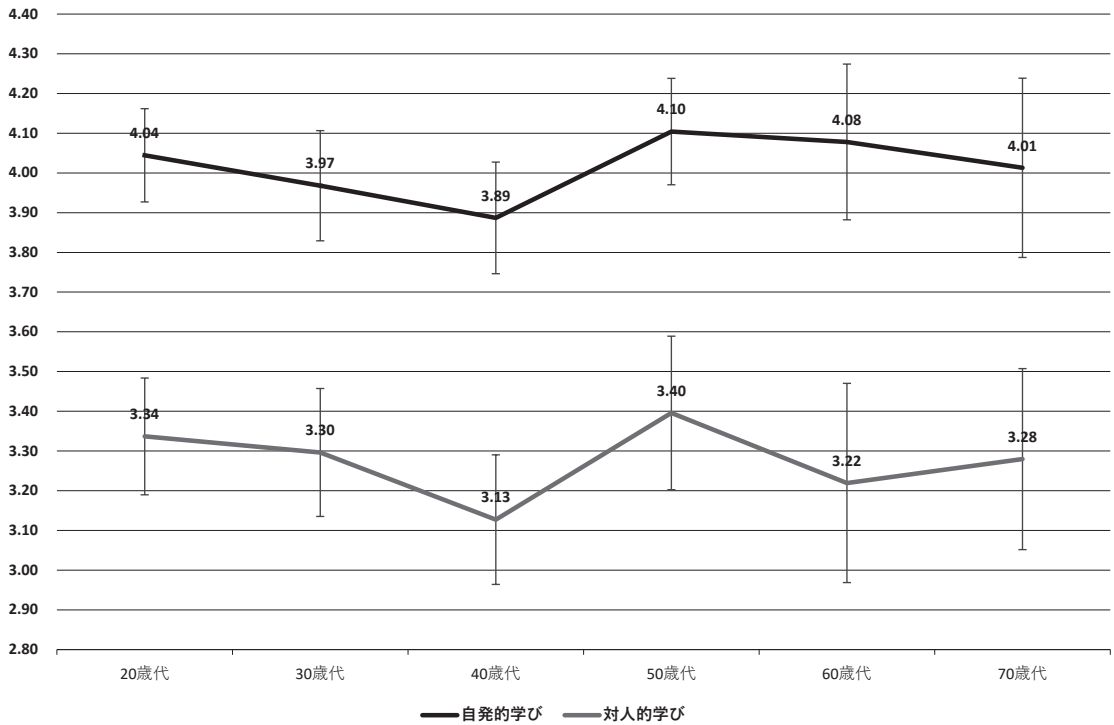


Figure 1-1 主体的学びの年代別平均得点と95%信頼区間（女性）

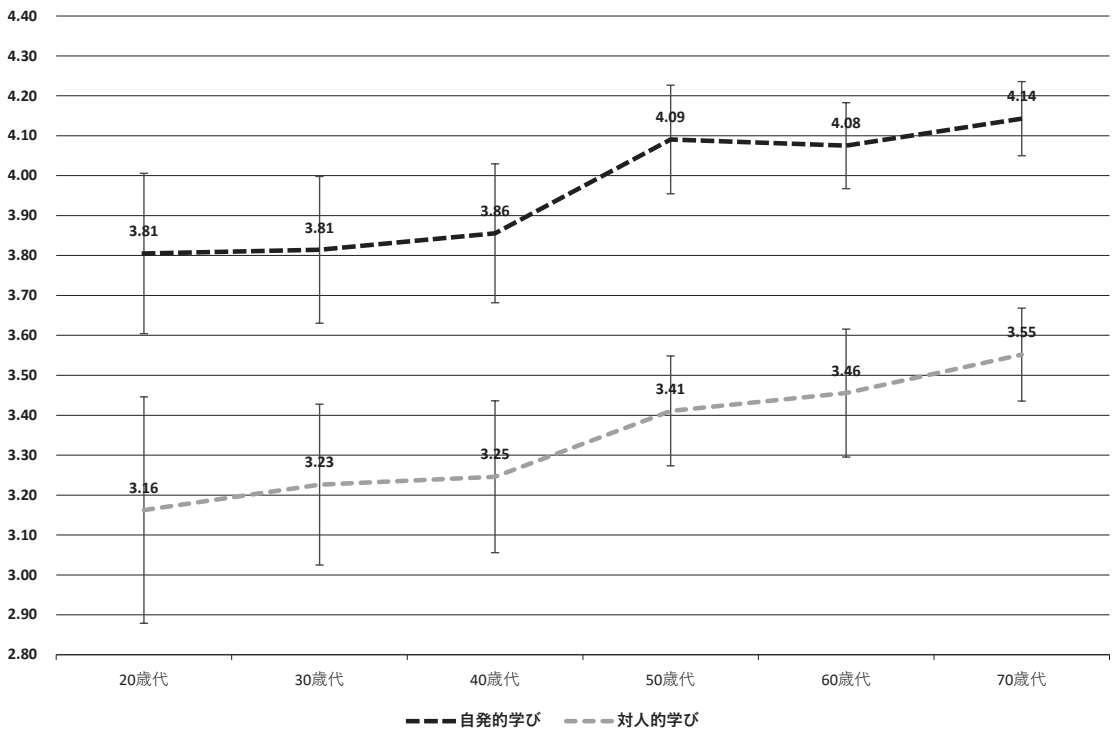


Figure 1-2 主体的学びの年代別平均得点と95%信頼区間（男性）

なかった。

[自発的学び態度]

年代： $F(5, 826) = 3.78, p < .01$

性別： $F(1, 826) = 1.34, n.s.$

交互作用： $F(5, 826) = 1.28, n.s.$

[対人的学び態度]

年代： $F(5, 826) = 1.91, n.s.$

性別： $F(1, 826) = 1.48, n.s.$

交互作用： $F(5, 826) = 1.63, n.s.$

自発的学び態度では年代の主効果が有意であったので、年代間の Bonferroni の法による多重比較（5%水準）を行ったところ、以下の2群間で差がみられた。

70歳代 > 30歳代

70歳代 > 40歳代

50歳代 > 40歳代

なお、自発的学び態度の2要因分散分析では、性差も交互作用も見られなかったため、通常、男女に分けた分析を行う必要はない。しかし、Figure 1-1と1-2のグラフの形状は男女で異なっていることから、男女別の探索的分析を行うこととした。すなわち、男女別に年代を独立変数とした1要因分散分析を行ったところ、男性でのみ年代による有意な差がみられた。

[自発的学び態度]

女性： $n = 376, F(5, 370) = 1.14, n.s.$

男性： $n = 462, F(5, 456) = 4.66, p < .001$

男性で、年代間に有意差がみられたので、多重比較（Bonferroni の法、5%水準）を行ったところ、

以下の2群間で差が認められた。

70歳代 > 20歳代

70歳代 > 30歳代

70歳代 > 40歳代

[対人的学び態度]

女性： $n = 376, F(5, 370) = 1.12, n.s.$

男性： $n = 462, F(5, 456) = 3.15, p < .01$

男性で、やはり年代間に有意差がみられたので、多重比較（Bonferroni の法、5%水準）を行ったが、いずれの2群間でも有意な差はみられなかった。

女性では、年齢群間の平均値にはある程度差があるように見えるにもかかわらず、自発的学び・対人的学びのいずれにおいても年代間に有意な差がみられなかったのは、Figure 1-1の95%信頼区間に示されているように、得点のばらつきが大きさが関係しているように思われる。

③ 自発的学びと対人的学びを従属変数とし、他の変数を独立変数とした重回帰分析

自発的学びと対人的学びを従属変数とし、年齢、最終教育段階および世帯年収を独立変数とした重回帰分析を行った結果を Table 2 に示す。男女で年代間の変化に違いがみられた上記②の結果に基づき、重回帰分析も男女別に行った。

まず自発的学びをみると、女性ではいずれの変数とも有意な関連がみられなかったが、男性では、年齢が0.1%水準で有意な関連を示したほか、最終教育段階と世帯年収の変数も5%で有意な関連を示した。

次に対人的学びをみると、男女ともに世帯年収と

Table 2 重回帰分析による標準偏回帰係数（第1調査）

	自発的学び		対人的学び	
	女性 $n = 376$	男性 $n = 462$	女性 $n = 376$	男性 $n = 462$
年齢	.03	.22***	.04	.19***
最終教育段階	.03	.12*	.08	.06
世帯年収	.02	.10*	.18**	.20***
Adjusted R^2	-.01	.07	.04	.07

*** $p < .001$ ** $p < .01$ * $p < .05$

は有意な関連 (女性で1%水準, 男性で0.1%水準) がみられたほか。男性でのみ年齢と1%水準で有意な関連がみられた。

自発的学び・対人的学びの両者ともに、男性でのみ年齢と有意な関連を示したことは、上記②の1要因分散分析の結果と一致する。また、最終教育段階や世帯年収の関与が男女で異なっていることも明らかとなった。

(4) 小括

Figure 1-1 と 1-2 にみられるグラフの形状が男女間で異なっていることから、探索的分析として男女別に年代を独立変数とする1要因分散分析を行ったところ、自発的学びと対人的学びのいずれにおいても男性でのみ年代間の有意差がみられた。また多重比較では、自発的学びでのみ、70歳代と20歳代、30歳代、40歳代との間に有意な差が認められた。

重回帰分析においても、自発的学び・対人的学びの両者に対する年齢の有意な関与が男性にのみみられた。また、最終教育段階や世帯年収の関与についても男女間で違いがみられた。

こうした結果を考え合わせると、主体的学びの2変数が年齢とともに高くなるのは、男性にのみ見られる傾向であると言える。すなわち、仮説は男性でのみ支持された。

年齢にともなう得点傾向は、あくまで横断データに基づくものであり、発達の变化を反映しているのか、世代の特徴を反映しているのかは判断できない。なお、主体的学びの年齢間の違いや関与する変数について男女間で異なる傾向がみられた点については、総合的考察において、検討を加えることとする。

3 第2調査

(1) 目的

第2調査の主たる目的は、成人期における主体的な学び態度と主観的幸福感の関連を探ることである。

加えて、主体的な学び態度尺度の信頼性の検討も行う。

(2) 方法

① 調査対象者と調査時期

(株) クロス・マーケティングのネットリサーチ・データベースに登録されたモニターから全国の20歳代、40歳代、60歳代の成人を対象として調査を実施し、496名から回答を得た。そのうち、どちらかの尺度項目すべてに同じ選択肢を連続して選んでいる162名については不適切な回答を行っていると判断して除外した結果、334名 (有効回答率: 67.3%) が分析対象となった。なお、調査はすべて匿名で実施

Table 3 主体的学び態度の因子分析*の負荷量と各項目の平均値・標準偏差 (第2調査)

No.	項目内容	因子1	因子2	M	SD
7	何かを自発的に学ぶことは楽しいことだ	.83	.05	4.08	0.85
8	自分が本当に興味のあることなら、どれほど難しくても挑戦する価値があると思う	.82	.02	4.01	0.84
1	好きなことを自由に学ぶことはすべての人にとって、重要な権利だと思う	.68	-.14	4.50	0.71
6	人が何をどのように学ぶかは、本人が責任を持って選ばなければならない	.60	.01	3.77	0.83
3	興味が湧いてきて調べているうちに夢中になって、時間が経つのを忘れてしまうことがある。	.39	.21	3.83	0.95
2	自分が努力して学んだことを社会の役にたてたいと思う	.35	.24	3.78	0.93
4	学びたいことでわからないことが出てきたら、知っていそうな人に積極的に質問する	-.08	.95	3.26	1.05
5	自分が学んでいることを人にわかりやすく説明できる	.08	.46	2.96	1.01

*最尤法、プロマックス回転

Table 4 人生満足度の因子分析*の負荷量と各項目の平均値・標準偏差

No.		因子 1	M	SD
1	大体において、私の人生は理想に近いものである。	.83	3.88	1.51
2	私の生活環境は、すばらしいものである。	.74	4.42	1.31
3	私は、自分の人生に満足している。	.86	4.41	1.34
4	これまで私は望んだものは手に入れてきた。	.75	3.94	1.40
5	人生をもう1度やりなおすとしても、私には変えたいと思うところはほとんどない。	.72	3.28	1.64

*最尤法

され個人の回答が特定されないことと調査への参加が自発的なものであることから、研究倫理上の問題はないと判断した。

調査時期は2022年3月8～10日であった。

② 使用した尺度

主体的な学び態度の指標

第1調査で用いたものと同じものを用いた。

主観的幸福感の指標

人生満足度質問紙（Diener et al., 1985）を使用した。なお日本語訳は子安ら（2012）によるものに依拠した（Table 4 参照）。5項目で構成され、各項目に対し、「まったくあてはまる」（7点）、「あてはまる」（6点）、「どちらかといえばあてはまる」（5点）、「どちらともいえない」（4点）、「どちらかといえばあてはまらない」（3点）、「あてはまらない」（2点）、「まったくあてはまらない」（1点）の7段階評定で回答が求められた。

(3) 結果と考察

① 各尺度の因子構造と得点化

主体的学び態度

項目得点を因子分析して、竹内（2021）同様、自発的学びと対人的学びの2因子に分かれることを確認した（Table 3）。各因子に付加の高い項目で下位尺度（自発的学び、対人的学び）を構成した。なお、各尺度を構成する項目群の α 係数は、下記の通りであった。

自発的学び： $\alpha = 0.76$

対人的学び： $\alpha = 0.61$

Table 5 人生満足度の年代別・男女別平均得点と標準偏差

年齢群	性別	平均値	標準偏差	度数
20代	女性	4.47	1.05	55
	男性	4.03	1.27	50
40代	女性	3.94	1.17	54
	男性	4.03	1.39	58
60代	女性	3.67	1.07	63
	男性	3.82	1.07	54

人生満足度

項目得点を因子分析して、1因子構造であることを確認した（Table 4）。5項目の平均得点を尺度得点とした。なお、尺度を構成する項目群の α 係数は、下記の通りであった。

$$\alpha = 0.88$$

② 各尺度の年代別・性別比較

人生満足度の年代別・男女別の平均得点を Table 5 に示した。年齢群×性別の2要因分散分析を行ったところ、年齢群の主効果は有意であったが（ $F(5, 2) = 5.12, p < .01$ ）、性別の主効果（ $F(5, 1) = 0.26, n.s.$ ）、及び交互作用（ $F(5, 2) = 2.82, n.s.$ ）はいずれも有意ではなかった。

年齢が高くなるほど人生満足度は低くなる傾向があると言える。

自発的学び態度の年代別・男女別の平均得点を Table 6 に示した。年齢群×性別の2要因分散分析を行ったところ、年齢群の主効果は有意であったが（ $F(5, 2) = 4.01, p < .05$ ）、性別の主効果（ $F(5, 1) = 0.39, n.s.$ ）、及び交互作用（ $F(5, 2) = 1.07, n.s.$ ）はい

ずれも有意ではなかった。

年齢が高くなるほど自発的学び態度は高くなる傾向があると言える。

対人的学び態度の年代別・男女別の平均得点を Table 7 に示した。年齢群×性別の2要因分散分析を行ったところ、年齢群の主効果 ($F(5, 2) = 1.40, n.s.$)、性別の主効果 ($F(5, 1) = 0.47, n.s.$)、及び交互作用 ($F(5, 2) = 0.23, n.s.$) のいずれも有意ではなかった。

③ 年齢群ごとの変数間相関

年齢群ごとに、人生満足度、自発的学び、および対人的学びの3変数間の関連をみるために、相関係数を算出した (Table 8)。

その結果、対人的学びはどの年齢群でも人生満足度と有意な関連がみられるが、自発的学びは、60歳代においてのみ人生満足度と有意な関連を示した。ただし、その相関係数は、0.20であって、あまり高い値ではない。また、60歳代では自発的学びと対人的学びの相関が0.51と比較的高いことから、60歳代における自発的学びと人生満足度との有意な相関は対人的学びの影響を受けている可能性があると考えられる。それゆえ、対人的学びの影響を除去した自発的学びと人生満足度の偏相関係数を求めたところ、 $\rho_{xy.z} = 0.04$ となり有意な関連は見られなくなった。よって、人生満足度に寄与するのは、主体的学び態度のうち対人的学びだけであるといえる。

なお参考までに、男女別でも各年代における変数間の相関を算出したものを Table 9 に示した。男女

Table 6 自発的学び態度の年代別・男女別平均得点と標準偏差

年齢群	性別	平均値	標準偏差	度数
20代	女性	3.92	0.57	55
	男性	3.82	0.73	50
40代	女性	4.06	0.63	54
	男性	3.95	0.61	58
60代	女性	4.05	0.54	63
	男性	4.15	0.48	54

Table 8 各年代における変数間の相関係数

20歳代 (n = 105)		
	自発的学び	対人的学び
人生満足度	-.06	.31**
自発的学び		.28**
40歳代 (n = 112)		
	自発的学び	対人的学び
人生満足度	.04	.46**
自発的学び		.38**
60歳代 (n = 117)		
	自発的学び	対人的学び
人生満足度	.20*	.40**
自発的学び		.51**

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

込みにした場合と同様、人生満足度は一貫して対人的学びとは有意な相関を示すが、自発的学びと人生満足度との間には有意な相関はみられなかった。

(4) 小括

成人期において、主体的学び態度のうち、自発的学びは年齢が高くなるほど高くなる傾向がみられたが、対人的学びにはそうした年齢傾向はみられなかった。主体的学び態度の2つの下位尺度に見られた年齢による違いは、第1調査の結果と同様であると言ってよいだろう。

それに対して人生満足度は、年齢が高いほど低くなる傾向がみられた。

3つの変数のうち2つに年齢群間の有意差が認め

Table 7 対人的学び態度の年代別・男女別平均得点と標準偏差

年齢群	性別	平均値	標準偏差	度数
20代	女性	3.07	0.85	55
	男性	2.92	1.09	50
40代	女性	3.21	0.90	54
	男性	3.16	0.86	58
60代	女性	3.13	0.77	63
	男性	3.14	0.76	54

Table 9 男女別の各年代における変数間の相関係数

20歳代の女性 (n = 55) / 20歳代の男性 (n = 50)		
	自発的学び	対人的学び
人生満足度	.12 / -.21	.32** / .29*
自発的学び		.29* / .26
40歳代の女性 (n = 54) / 40歳代の男性 (n = 58)		
	自発的学び	対人的学び
人生満足度	-.02 / .09	.34* / .57**
自発的学び		.39** / .33*
60歳代の女性 (n = 63) / 60歳代の男性 (n = 54)		
	自発的学び	対人的学び
人生満足度	.25 / .13	.42** / .37**
自発的学び		.55** / .46**

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

られたことから、変数間の関連の分析は年齢群ごとで行うこととした。

各年齢群における変数間の関連分析から、いずれの年齢群でも他者との関係性の中で学ぶ態度（対人的学び態度）は主観的な幸福感（人生満足度）に寄与する可能性が示唆された。それに対して、自発的学びと人生満足度との間に有意な関連は認められなかった。

当初の予想では、主体的学び態度の2つの下位尺度は、いずれも人生満足度と関連するものと予想されたが、有意な関連が認められたのは対人的学び態度だけであった。なぜこうした結果が得られたのかについては、以下の総合的考察で検討することとしたい。

4 総合的考察

(1) 主体的な学び態度は、年齢とどのように関係しているのか：目的1の検討

目的1に対応した実証的検討は主として第1調査でなされているが、年齢との関連については第2調査でもみることができる。ここでは、主として第1調査の結果に依拠しつつ、第1調査とは若干異なる

結果を示す点については、第2調査にも言及することとしたい。

20歳代から70歳代までの各年代を対象者とした第1調査では、Figure 1において、男女別、年代別に得点の年齢にともなう推移をみると、男女で異なる傾向があることがうかがわれた。そこで男女別に1要因分散分析を行った結果、自発的学び、対人的学びともに、男性でのみ年代間での有意差が認められたが、女性では有意な差は見られなかった。男性は年代の上昇にともなって、どちらの変数でも、緩やかだがほぼ直線的に得点が増加しているのに対して、女性では、どちらの変数でも、年代によって得点はジグザグな推移を示し、特に40歳代で最も得点が低くなっている。ただし、女性では得点のばらつきも大きいために、年代間での有意な差は見られなかった。目的1にかかる仮説は男性でのみ支持されたのである。

年代間比較において男女で異なる結果がみられたことから、重回帰分析でも男女別に分析がなされた。その結果（Table 2）、男性でのみ、自発的学びも対人的学びも、ともに年齢と有意な正の関連を示した。この結果は、男性においては、年齢が高くなるほどどちらの尺度も得点が高くなる傾向があることを示

している。

第2調査で、女性における年代間の得点の違いをみると、40歳代で得点が低くなる傾向はみられない。そもそも第1調査でも、女性の年代差は有意ではなかったため、わずかにみられる得点差は、考察で取り上げる必要のないものかもしれない。

なお、第2調査では、主体的な学び態度の下位尺度のうち、年代間で有意な差がみられたのは、自発的学び態度のみで、対人的学び態度には年代間で有意な差は見られなかった。

さてここで、主体的な学び態度の年齢との関連を整理しておこう。第1調査ではどちらの下位尺度も、少なくとも男性においては年齢の上昇とともに得点が高くなる傾向があること、また第2調査では、男女込みではあるが、自発的学びでのみ年齢の上昇とともに得点が高くなる傾向が明らかになった。こうした傾向性はどのように解釈されるだろうか。こうした主体的な学び態度の成人における年齢にともなう得点の変化と似た傾向は、知的好奇心の成人における年齢差をみた近年の研究(汀・小塩, 2020)に見出すことができる。すなわち、汀・小塩(2020)によると、知的好奇心の下位尺度である特殊的好奇心は、年齢とともに緩やかにではあるが直線的に平均値が上昇する傾向がみられたのに対し、同じく下位尺度である拡散的好奇心は、成人期初期から中年期にかけて平均値が低下し、その後は高齢期にかけて上昇する軌跡を描いたのである。これら知的好奇心の二つの尺度にみられた変化の軌跡は、本研究でみられた主体的な学び態度の二つの尺度にみられた変化の軌跡と部分的には類似しているところがある。特に、特殊的好奇心にみられた年齢にともなう得点の緩やかな直線の上昇は、本研究の男性における自発的な学び態度の結果と類似しているといえそうである。ちなみに、主体的な学び態度尺度の開発を行った竹内(2021)は、同尺度の併存的妥当性の検討のために、知的好奇心尺度との関連を見ており、両尺度の下位尺度間に有意な相関があることを見出している。

特殊的好奇心(汀・小塩, 2020)と本研究の男性における自発的学び態度に共通してみられた、年齢にともなう得点の緩やかな直線の上昇という特徴は、両者の間に何らかの共通性があることをうかがわせる。その共通性は、加齢に伴う経験の変化(たとえば、仮説の背景にあった学校経験からの時間の経過)あるいは経験の蓄積なのか、あるいは世代差の反映なのかは分からないが、追求してみる価値があるように思われる点である。

(2) 主体的な学び態度は、最終教育段階、世帯年収とどのように関係しているのか

年齢とともに最終的教育段階と世帯収入の変数と自発的学び態度および対人的な学び態度との関連が男女別に重回帰分析を用いて検討された(Table 2)。対人的学びにおいては、男女共通して、世帯年収が有意に正の関連を示した。しかし、自発的学びにおいては、女性では、どちらの変数も有意な関連を示さなかったのに対して、男性では、最終教育段階・世帯年収ともに有意な正の関連を示した。

世帯年収が、男女ともに対人的学びと有意に関連していること、また男性では自発的学びとも関連していることは、経済的余裕が対人的な学びの態度を(男性では自発的な学びの態度も)伸長させる効果を持っていることを示唆するものかもしれない。

また、男性において自発的学びが最終教育段階と有意な関連を示したことは、仮説の背景となる想定とは逆に、学校教育の経験が主体的な学びの態度の形成に寄与する可能性を示唆していると解釈できるかもしれない。他方、主体的な学びの態度の傾向が強いほど、進学への動機づけが高かったという解釈も成り立つ。本研究のデータは、あくまで横断研究によるものなので、因果の方向性については、明確な解釈は困難である。今後の課題としたい。

(3) 主体的な学び態度は、人生満足度とどのように関係しているのか：目的2の検討

第2調査の結果から、主体的な学び態度のうちの

対人的学び態度は、20歳代、40歳代、60歳代のすべての年齢群において、人生満足度との間に有意な相関を示した。男女別でみた場合でも、男女ともに一貫してどの年代でも両者の関連はみられた。

他方、自発的学びについては、60歳代においてのみ、人生満足度との有意な相関がみられ、他の年齢群では有意な関連は見られなかった。ただし、60歳代における自発的学びと人生満足度の関連の分析において、対人的学びの影響を除いた偏相関係数は有意ではなかった。また、男女別でみた場合には、どの年代でも自発的学びと人生満足度との間には有意な相関はみられなかった。

まとめらば、成人期において対人的学びと人生満足度の間には関連がみられたが、自発的学びは人生満足度との間には関連がなかったとみなしてよいだろう。

このような結果は、当初の想定とはやや異なるものである。当初の想定では、主体的な学び態度は、全体として良き状態（well-being）をもたらさうだろうというものであった。だが、良き状態の指標とした人生満足度と関連していたのは、主体的な学び態度の中でも対人的学び態度だけであったのである。なお、得られた結果はあくまで相関関係に過ぎないのであるから、対人的学び態度が人生満足度に影響を与えたのか、その逆なのか、あるいは、別の要因が関係しているのかはわからない。実際、人生に満足して幸福であることが、他者との関係性の中で学ぶことに動機づけられやすいということもありえそうなことではある。あるいは、対人関係の良好さといった媒介変数が、対人的学び態度と人生満足度の両者に関連している可能性も考えられる。

ところで、なぜ自発的な学び態度は人生満足度と有意な関連がみられなかったのだろうか。ひとつのありうる解釈は、たとえ自発的な学び態度を持っていたとしても、その態度に基づいて学ぶことができる環境がなければ、満足は得られないということであるかもしれない。

あるいは、Seligman (2011) が指摘する良き状態

(well-being) を構成する5つの要素のうち、対人的な学び態度は「良好な人間関係」という一つの要素を明確に代表しうるのに対して、自発的な学びはいずれの要素も明確に代表しないのかもしれない。自発的な学び態度と主観的幸福感を媒介する可能性のある要因についても、今後検討すべき課題となるかもしれない。

(4) 主体的な学び態度尺度の因子的妥当性および信頼性（内的一貫性）について

主体的な学び態度尺度の因子的妥当性についてここで検討を行う理由は、第1調査と第2調査で、因子分析に基づく項目群の弁別に、1項目ではあるが相違が生じたからである。その項目は、「自分が努力して学んだことを社会の役に立てたいと思う」であった。第1調査の結果は、同項目が自発的学びに含まれるとする竹内(2021)の結果とも異なっており、同項目が対人的学びに含まれることとなった。なお、第2調査の結果は竹内(2021)と一致していた。

確かに、同項目に含まれる社会への志向性を考慮すると、意味的には対人的学びに含まれていてもおかしくはない。ただ、対象者によってどの下位尺度に含まれるかが異なる項目があることは、尺度の信頼性という点で問題があるかもしれない。主体的な学び態度尺度を更新する機会があれば、優先的に検討すべき項目である。

次に、主体的な学び態度尺度の信頼性（内的一貫性）について述べておきたい。第1調査で得られた内的一貫性の指標である α 係数は、自発的学びで0.77、対人的学びで0.61であった。また第2調査では、それぞれ、0.76、0.61であった。自発的学びは比較的高い内的一貫性を示すが、対人的学びについては、やや低い値であるものの、一定のまとまりを示す数値であると考えられる。

なお、対人的学びの項目数は、第1調査で3項目、第2調査で2項目と数が少ないことが、今回の結果に関係しているかもしれない。つまり、項目数が少ないと、 α 係数の値は低くなりやすい。今後、項目

数を増やすことも視野に入れるべきかもしれない。

(5) 主体的学び態度と年齢との関係が男女で異なっていたのはなぜか

この問題は、当初検討すべき項目には含まれていなかったが、興味深い点なので、考察を加えておきたい。

おそらく、主体的な学びの態度を発揮しようとするれば、何らかの余裕が必要となつてこよう。Table 2 で示されたように、世帯年収が特に男性の自発的および対人的学び態度に有意に関与しており、女性でも対人的学びには関与している。男性では、調査対象者の中でいわゆる会社員の占める割合が高いと考えられるので、年齢が高くなるにつれて年収が高くなる傾向があると考えられる。つまり、経済的余裕が年齢とともに増していることが、男性の場合に両学び態度が年齢に比例するように高くなることをある程度説明するのではないかと考えられる。ただし、70歳代では既に多くの人が退職していて世帯年収もそれ以前の年代と比較すれば下がっているはずであるにもかかわらず、男性では、両学び態度とも、70歳代の平均得点が最も高くなっている。これは、経済的余裕ではなく、リタイア後の時間的・精神的余裕を反映しているのかもしれない。

男性の変化に比して、女性の年代間の得点変化は複雑であり、解釈はより困難である。しかしこれも、時間的・精神的余裕という観点から解釈できるかもしれない。つまり、40歳代での落ち込みは子育ての負担、60歳代と70歳代での低下は親の介護の負担が反映しているのかもしれない。今日の社会においても、なお、こうした身近な人に対するケアの負担は、多くの場合女性により重くのしかかっているからである。

ここで述べた考察は、あくまで解釈可能性のひとつにすぎない。そもそも、経済的余裕や時間的・精神的余裕が主体的な学び態度に貢献するというのも仮説にすぎない。とはいえ、検討してみる価値はある仮説であるように思われる。

(6) 本研究の限界と今後の課題

本研究の主要な限界は、発達研究であるにもかかわらず横断的手法を用いていることにある。一般的に言っても、発達的な変化や影響関係を探るうえで、横断研究には限界がある。本研究に即していえば、年齢による違いや年齢群間の差がみられたとしても、それが発達によるものであるのか、あるいは世代の違いによるものであるのかは決め難いのである。また、変数間の関連がみられたとしても、因果関係、あるいは影響関係を推定することには制約が大きい。

横断研究の限界をふまえれば、今後検討すべき課題の一つは、縦断研究の実施であるといえるだろう。そのことによって、経年変化等の問題や変数間の影響関係について、より確かなデータを提供することができる。

調査対象者の代表性についても、本研究の限界として指摘しておくべきかもしれない。本研究で実施した二つの調査は、いずれもインターネットを介したオンライン調査によるデータを利用している。これは、幅広い年齢層からデータを得ることが比較的容易な調査手法である。しかし、インターネットの利用率には世代差があることが知られている。総務省(2022)の「令和3年通信利用動向調査の結果(概要)」によると、インターネットの利用率は、20歳代から50歳代までのすべての世代で95%以上とかなりの高率になっているが、60歳代では84.4%、70歳代では59.4%と、その割合が相対的に少なくなっている。それゆえ、年齢の高い人々をインターネット経由の調査対象とすると、代表性の偏りの問題を生じることになる。たとえば第1調査において、70歳代男性の自発的学び態度の得点が20歳代、30歳代、40歳代と比較して有意に高かったことは、70歳代の対象者の代表性の問題と関連しているかもしれない。

そうした点を考慮すれば、インターネット利用ではない調査方式を用いることも今後の課題として検討すべきであろう。

さらに、主体的な学び態度尺度の項目を見直すことも、今後の課題として最後にあげておきたい。同

尺度の因子的妥当性の議論のところでもふれたが、異なる対象者で実施した調査を因子分析したところ、1項目ではあるものの、下位尺度の所属が変わる項目が存在することがわかった。信頼性のある尺度として、今後も使い続けるのであれば、項目の更新や追加、あるいは取捨選択等を行うことが求められるだろう。

注

- 1) 公教育システムが普及する以前、19世紀初め頃のイギリスにおいては、モニトリウムシステムと呼ばれる教育方法が採用されていた。数百人の生徒を集めた学校で一人の教師が教えたことを、年長の子どもがモニターとして担当する子どもに反復して教えるという方法であり、「当時の工場生産の論理を反映して、効率・能率本位の画一的生徒管理と個人・集団間の競争原理を教育に持ち込むものであった」（勝野, 2016, p.12）。公教育制度が整備される際、モニトリウムシステムの形式そのものが引き継がれることはなかったが、安価で効率的に3R'sを教えるという基本的な考え方は、公教育制度に確実に取り入れられていった。
- 2) 主体的学び態度を研究対象として取り上げるべきと考える理由には、今日における社会の側からの要請をあげることもできる。今日のように、技術革新が激しく社会のありようが素早く変化する時代においては、そうした時代の変化に主体的に対応していくことができる学習者の主体的な学びの態度が求められるようになってきているのである。求められる新しい世代の特徴像は、均質で常識的な知識をもち組織や集団に従順に適応できるような人というより、主体的に学び自ら考え判断するような人が想定されていると言えるだろう（例えば、文部科学省, 2012）。
- 3) Seligman (2011) においては、幸福 (happiness) という語が避けられ、ウェルビーイング (well-being) という語が強調して用いられている。以前の著作で Seligman (2002) は、主観的幸福感を一元的なものとして捉える考え方を取っていたが、2011年の著作においては、主観的な幸福感だけではとらえきれないウェルビーイングに焦点をあて

るべきだと主張するようになった。ウェルビーイングは多面的であり、PERMA と称される5つの要素によって構成されるものである。そうした点を考慮すると、本研究において、幸福の指標として人生満足感尺度のみを使用したことと、Seligman (2011) を立論や考察に用いていることとは、いささか齟齬をきたしているともいえる。真の幸福ともいえる良き状態 (well-being) をどのように測定するのかについても、今後検討を加えるべき課題である。

- 4) 本研究における調査対象者から学生を除いたのは、主体的学び態度尺度を作成した竹内 (2021) で対象となったのが学生だったからである。すなわち、異なる属性の対象者でも、この尺度の有効性を確認するため、対象者を学生以外としたものである。
- 5) 質問紙調査において同一選択肢を連続して選んでしまうような回答はストレートライン回答 (straight line response) と呼ばれ、まじめに調査に対応していない可能性が高いため分析から除外されることがある。本研究でも、調査を委託した(株)クロス・マーケティングの勧めに従い、第1調査、第2調査ともに、こうしたストレートライン回答を除外して分析を行った。

もちろん、回答者が真摯に調査に臨み回答した結果、同一選択肢を選び続ける可能性もないわけではない。しかし、同一回答を行う調査対象者は回答指示を遵守していない傾向を示すなどの実証的知見が得られている(増田・坂上・北岡・佐々木, 2016) ことから、より信頼性の高い結果を導出するためには、やはりストレートライン回答は分析から除外すべきであると判断した。

付記

本研究の一部は、日本教育心理学会第63回総会(2021年8月21日～30日)ならびに同第64回総会(2022年8月10日～9月10日)にて発表された

引用文献

浅野志津子(2002). 学習動機が生涯学習参加に及ぼす影響とその過程—放送大学学生と一般大学学生を対象とした調査から—. 教育心理学研究, 50, 141-

- 151.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71-75.
- 江口聡(2022). 幸福論三国志に別れを告げよう. 現代社会研究科論集: 京都女子大学大学院現代社会研究科紀要, 16, 115-126.
- Gray, P. (2009). Play as a foundation for hunter-gatherer social existence. *American Journal of Play*, 1(4), 476-522.
- Gray, P. (2011). The evolutionary biology of education: How our hunter-gatherer educative instincts could form the basis for education today. *Evolution: Education and Outreach*, 4, 28-40.
- Gray, P. (2013). *Free to LEARN: Why unleashing the instinct to PLAY will make our children happier, more self-reliant, and better students for life*. Basic Books. (吉田新一郎 (訳) (2018). 遊びが学びに欠かせないわけ—自立した学び手を育てる. 築地書館.)
- Greenberg, D. (1994). *World in creation*. Sudbury Valley School. (大沼安史 (訳) (2010). 自由な学びとは—サドベリーの教育哲学. 緑風出版.)
- Greenberg, D. (2006) *Free at last*. Sudbury Valley School. (大沼安史 (訳) (2006). 世界一素敵な学校【改定新版】サドベリー・バレー物語. 緑風出版)
- 勝野正章(2016). イギリス公教育制度の成立と教育思想. 斉藤利彦・佐藤学 (編著). 新版 近現代教育史. 学文社. Pp.9-15.
- 国連開発計画 / 横田洋三・秋月弘子・二宮正人 (監修) (2011). 人間開発計画 2010 (20周年記念版): 国家の真の豊かさ—人間開発への道筋. 阪急コミュニケーションズ.
- 子安増生・楠見孝・De Carvalho Filho, M. K.・橋本京子・藤田和生・鈴木晶子・大山恭宏・Becker, C.・内田由紀子・Dalsky, D.・Mattig, R.・櫻井里穂・小島隆次(2012). 幸福感の国際比較研究—13カ国のデータ—. 心理学評論, 55 (1), 70-89.
- 増田真也・坂上貴之・北岡和代・佐々木恵 (2016). 回答指示の非遵守と反応バイアスの関連. 心理学研究, 87 (4), 354-363.
- 汀逸鶴・小塩真司 (2020). 知的好奇心の年齢差: 日本人成人の横断調査による検討. 発達心理学研究, 31 (2), 91-97.
- 文部科学省(2012). 未来を創出する大学教育の構築に向けて～生涯学び続け, 主体的に考える力を育成する大学へ～ (答申案). < https://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo4/siryo/_icsFiles/afidfile/2012/08/14/1324511_1.pdf > (2022年9月1日閲覧)
- 中坪太一郎・平野真理・綾城初穂・小嶋祐介 (2021). 幸福感尺度使用の現状と今後の展望. 淑徳大学研究紀要 (総合福祉学部・コミュニティ政策学部), 55, 141-158.
- 西川一二・雨宮俊彦 (2015). 知的好奇心尺度の作成—拡散的好奇心と特殊的好奇心—. 教育心理学研究, 63, 412-425.
- 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.
- Seligman, M. E. P. (2002). *Authentic happiness: Using the new positive psychology to realize your potential for lasting fulfillment*. Free Press. (マーティン・セリグマン, 小林裕子 (訳) (2021). ポジティブ心理学が教えてくれる「ほんものの幸せ」の見つけ方: とっておきの強みを生かす. パンローリング.)
- Seligman, M. E. P. (2011). *Flourish: A new understanding of happiness, well-being, and how to achieve them*. Nicholas Brealey. (マーティン・セリグマン, 宇野カオリ (監訳) (2014). ポジティブ心理学の挑戦: 幸福から持続的幸福へ. ディスカヴァー・トゥエンティワン.)
- 総務省 (2022). 令和3年通信利用動向調査の結果 (概要). < https://www.soumu.go.jp/main_content/000815653.pdf > (2022年9月2日閲覧)
- 竹内謙彰(2020). 主体的学びが成立するための条件の探求. 立命館産業社会論集, 56 (2), 1-20.
- 竹内謙彰(2021). 主体的学び態度尺度の作成. 立命館産業社会論集, 57 (1), 79-92.

Agentic Learning Attitude in Adulthood: Age Differences and Relationship with Life Satisfaction

TAKEUCHI Yoshiakiⁱ

Abstract : The two main objectives of this study were (1) to explore the relationship between age and agentic learning attitudes in adulthood and (2) to explore the relationship between agentic learning attitudes and sense of well-being in adulthood. Two studies were conducted in response to these purposes. The main results obtained are as follows. In the first study, the two variables of agentic learning attitudes (spontaneous learning and interpersonal learning) both tended to score higher with increasing age and with longer educational experience. In addition, the higher the household income, the higher the interpersonal learning scores. Furthermore, when we looked at age differences by gender, we found that only among males, both scores tended to be higher with increasing age. In the second study, we examined the relationship between life satisfaction, a measure of sense of well-being, and the agentic learning attitudes for each age group (20s, 40s, and 60s), and found that interpersonal learning was significantly related to life satisfaction in all age groups, while spontaneous learning was significantly related to life satisfaction only in those in their 60s. However, the partial correlation coefficient between spontaneous learning and life satisfaction, which removed the influence of interpersonal learning, showed no significant relationship even for those in their 60s. The results obtained in this research and the findings of previous studies provide insight into the role of agentic learning attitudes in adulthood.

Keywords : Agentic Learning, Attitude Scale Development, Adulthood, Age Differences, Life Satisfaction

i Professor, College of Social Sciences, Ritsumeikan University

