投稿

未就学児をもつ親における子育て経験とレジリエンスの関連

上野（ウエノ）　雄己（ユウキ）＊1　平野（ヒラノ）　真理（マリ）＊2

目的　これまでにレジリエンスへの介入や発達が注目されながらも，子育て経験を通した親自身のレジリエンスの形成や影響について検討されてこなかった。そこで，本研究では未就学児をもつ親を対象とした，子育て経験とレジリエンスの関連を明らかにすることを目的とした。

方法　調査は2021年９月に行い，分析対象者は第１子が１～５歳の未就学児をもつ日本人1,701名（男性788名，女性913名；平均年齢36.2歳，標準偏差4.7歳，範囲30～49歳）であった。分析対象項目はレジリエンスと子育て経験（「子どもに対する知識・スキル」「子育てに関する内省」「子どもとの関係」「子育てほめられ経験」），交絡要因として，社会的人口統計学的要因と子育て状況であった。

結果　レジリエンスの資質的要因と獲得的要因を目的変数，子育て経験の４種類と交絡要因（社会人口統計学的要因，子育て状況）を説明変数とした，多変量重回帰分析を行った。分析の結果，子育て経験の子どもに対する知識・スキルと子育てほめられ経験，子どもとの関係は資質的要因と獲得的要因に対し正の関連を示した。一方でレジリエンスの種類によっても違いがみられ，資質的要因に対し子育て省察が負の関連，獲得的要因では対場面的省察が正の関連を示した。

結論　以上の結果から，子どもを適切に理解し知識・スキルを高めることや，子どもを通し自身のことを内省すること，子育てにおいて他者からの肯定的な評価を経験すること，子どもとの良好的な関係を築くといった子育て経験が高い人々ほど，レジリエンスが高いことが明らかとなった。またレジリエンスの種類や子育て経験の種類の組み合わせによって変数間の関係が異なり，子育ての中で経験されるさまざまな出来事を通して，個々人のレジリエンスが形成される可能性が示唆された。

キーワード　レジリエンス，子育て経験，未就学児をもつ親

Ⅰ　はじめに

レジリエンスとは，精神的な落ち込みからの回復に影響する個人差特性である[1)2)]。こうしたレジリエンスはさまざまな要因によって構成され，持って生まれた気質との関連が強い資質的要因と発達の中で身につけやすい獲得的要因に分けられる[2)]，遺伝的な影響のみで規定されるものではなく，環境からの影響も大きいとされる[3)4)]。困難な状況の多くは偶発的に起きるため（例えば，突発的な自然災害や不慮の事故，感染症流行など），日常的にレジリエンスを高め，精神的健康の促進や精神疾患の予防に努めることが求められる。しかし，レジリエンスの発達プロセスについては，種々の要因が複雑に絡み合っていることからも，未だに明らかにさ

＊1 東京大学大学院教育学研究科附属学校教育高度化・効果検証センター特任助教

＊2 お茶の水女子大学基幹研究院人間科学系准教授

れていない部分が多い。

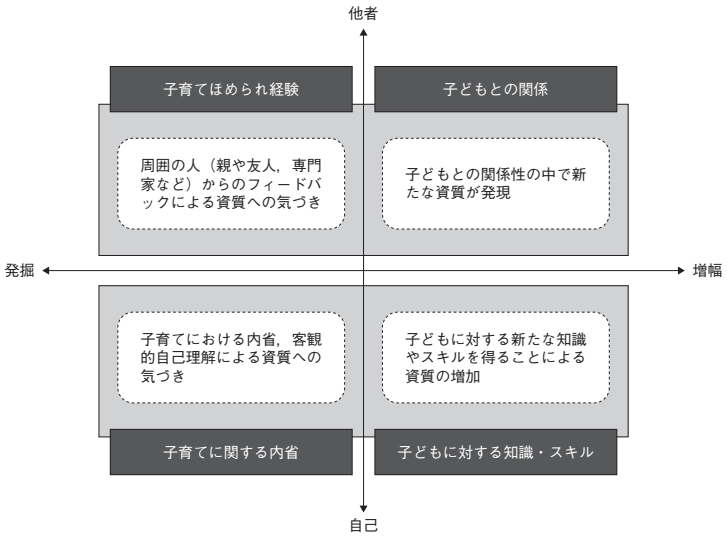
実際に，日本人のレジリエンス要因の年齢変化に注目した上野ら[5]の横断研究（N=5,133；20～69歳）では，要因によって上昇の程度が変わるものの，年齢を重ねるごとに，発達の中で身につけやすい獲得的要因だけでなく，持って生まれた気質に影響されやすい資質的要因の平均値も高くなっていくことが報告されている。この結果は，社会人口統計学的要因（教育レベルや世帯年収など）を統制した調査（N=3,779；20～70歳）においても，レジリエンス得点は年齢に伴い上昇することが確認されている[6]。こうした年齢変化が生じる原因の１つとして，ライフイベントが挙げられるが，どのようなライフイベントがそうしたレジリエンスの年齢変化に影響しているか具体的には明らかにされておらず，今後の研究課題とされている。

人間の発達を規定する要因として，標準年齢的要因（例えば，思春期や更年期，教育，初婚年齢など），標準歴史的要因（例えば，疫病や戦争，経済的不況，育児様式の変化など），非標準的要因（例えば，住所の変更や失業，離婚，大きな病気・傷害など）の３要因が挙げられている[7][8]。これらの要因が相互に組み合わさり人間の発達に及ぼすとされているが，例えば，親となる経験は成人期発達における重要なライフイベントに位置づけられている。発達心理学の領域では，親となることで柔軟さや視野の広がりを得るといった心理的な発達が促されることは，これまでに多く報告されている[9][10]。こうした研究知見を踏まえれば，個人差特性の１つであるレジリエンスもまた子育てを通した心理的な発達の中で，涵養されていく可能性が考えられる。

これまでにレジリエンスを高めるためのプログラムは，認知行動療法にもとづいた，自己に対するさまざまな内省作業を中心としたワークで構成されている[11][12]。一方で，平野[13]はこれまでの知見を踏まえ，レジリエンスの拡がりには，①自己（自らの学びや気づきによる促進）―他者（関係を通した促進）と，②増幅（学びやスキルの習得）―発掘（すでに保有している力への気づき）の２つの軸から考えられるとし，他者を通した新たな発現の重要性も指摘されている。こうした平野[13]の理論は実際の介入プログラムにも応用されており[14][15]，このモデルに子育て経験をあてはめれば，次のような４つの広がりのプロセスが仮説として考えられる（**図１**）。

１つ目は，子どもへの理解を通した新たな知識やスキルの醸成による資質の増加である（自己－増幅；子どもに対する知識・スキル）。２つ目は，子育てにおける内省を通した客観的自己理解による資質の気づきである（自己－発掘；子育てに関する内省）。３つ目は，子どもとの関係の中で新たな資質が発現される（他者－増幅；子どもとの関係）。４つ目は，周囲の人からのフィードバックによる資質への気づきである（他者－発掘；子育てほめられ経験）。これまでに資質拡張のプロセスやレジリエンスに関連する要因はいくつか

図１　子育て経験を通したレジリエンスの涵養



注　平野[13]の図を改変

報告されているが[16)17)]，子育て経験とレジリエンスとの関連は検討されていないこと，また子育ての中で経験する４つの出来事がレジリエンスにどのような影響をもたらすか明らかにされていない。

以上を踏まえ，本研究では子育て経験とレジリエンスの関連を検討することを目的とする。子どもの年齢によって子育て状況が異なるため，本研究では第１子が１～５歳の未就学児をもつ30～49歳の中年期の母親と父親を対象とする。具体的な仮説として，社会的人口統計学的要因や子育て状況を統制しても，レジリエンス要因の種類に関係なく，上述した４種類の子育て経験が高い人々はレジリエンスが高いことが考えられる。

Ⅱ 方　　法

（１） 分析データ

1） 調査手続き

2021年９月，アイブリッジ株式会社が提供しているウェブ調査サービスであるFreeasyに登録している日本全国の調査モニターを対象にオンライン調査を実施した。調査はアイブリッジ株式会社の個人情報保護方針の規定にのっとり，倫理的配慮について匿名にて行われ，調査票の冒頭に明記し，同意を得た上で回答を依頼した。なお，調査は東京大学の倫理審査専門委員会の承認（承認番号：21-149，承認日：2021年７月13日）を得て行われた。スクリーニング調査では子どもの人数，第１子に関する項目について回答を依頼し，本研究の対象基準に該当した者に対して，本調査の依頼を行った。

2） 分析対象者

本研究の調査対象者を抽出するために，全国47都道府県30～49歳8,000名（男女各4,000名）を対象にスクリーニング調査を行った結果，第１子が１～５歳の未就学児をもつ日本人は2,380名であった（男性1,127名，女性1,253名；平均年齢36.2歳，標準偏差4.7歳，範囲30～49歳）。この対象者に対し，男女各1,000名を上限とし本調査を実施した（平均年齢36.4歳，標準偏差4.7歳）。その後，不適切な回答態度の者を除外するために，Directed Questions Scale[18)]（以下，DQS；この項目に対しては，「あまりあてはまらない」を選んでください）を使用し，299名（全サンプルのうち15.0％）を除外した，1,701名（男性788名，女性913名；平均年齢36.2歳，標準偏差4.7歳，範囲30～49歳）を分析対象とした。なお，尾崎ら[19)]の不適切回答者の調査を行った研究で報告しているDQSへの違反率は13.2～23.8％であり，本研究と同程度であり，DQSの違反率に関しては許容範囲と判断した。

（２） 分析項目

1） レジリエンス

気質に影響されやすい資質的要因（α ＝0.85；平均値3.30，標準偏差0.62）と性格に影響されやすい獲得的要因（α ＝0.75；平均値3.53，標準偏差0.53）の２因子から構成される二次元レジリエンス要因尺度[2)]21項目を５件法（１：全くあてはまらない－５：よくあてはまる）で用いた。

2） 子育て経験

子育て経験の測定は，「子どもに対する知識・スキル」「子育てに関する内省」「子どもとの関係」「子育てほめられ経験」の４つであり，各概念に当てはまるように尺度と項目を選定した。なお，過去から現在までの子育て経験を総合的にかんがみて，回答を求めた。

① 子どもに対する知識・スキル（自己－増幅）

改訂版の産褥期育児生活肯定感尺度[20)]より，子どもへの理解，育児行動に関する自信や知識，スキルを測定する「親としての自信（α ＝0.82；平均値3.45，標準偏差0.71）」の５項目（項目例：私は，子どもが泣いたとき，何をしてほしいかがよくわかる；私は子どもの世話が上手である）を５件法（１：全くそう思わない－５：とてもそう思う）で用いた。

② 子育てに関する内省（自己－発掘）

親自身に関する省察尺度[21)]より，自己の子育てをふり返り内省（因子名が重複するため，本

研究では「子育てに関する内省」を「子育て省察」の因子名に変更した）を測定する「子育て省察（α＝0.87；平均値3.25，標準偏差0.87）」の６項目（項目例：自分の子育ての方針をふり返り改善すべきところを考えることがある；親としての自分の長所・短所を考えることがある）と子どもと向き合う前や，その場での自己の子育ての意識を測定する「対場面的省察（α＝0.87；平均値3.31，標準偏差0.92）」の４項目（項目例：子どもに何か伝える前に，自分の伝え方について考えることがある；子どもに対する自分の言動に気をつけることがある）を５件法（１：まれに－５：いつも）で用いた。

③　子どもとの関係（他者－増幅）

育児幸福感尺度[22]より，子どもとの関係を通し感じられた親としての自覚や心構えを測定する「親としての成長（α＝0.89；平均値4.17，標準偏差0.76）」の７項目（項目例：子どもによって自分の心が変わり，強くたくましくなった；子どもを育てることによって自分のあり方を考えさせられる）を５件法（１：あてはまらない－５：あてはまる）で用いた。

④　子育てほめられ経験（他者－発掘）

教師や看護学生におけるほめられ経験の質問項目[23)24)]を参考に，「子育てほめられ経験（α＝0.95；平均値2.61，標準偏差0.99）」を測定する10項目を作成し，５件法（「１：ない－５：頻繁に言われた）で用いた。なお，項目は，未就学児をもつパーソナリティ，臨床心理学を専門とする研究者男女２名による合議のもと設定された。カイザー，スクリー，MAP基準より，１因子構造が妥当とされ，因子分析の結果，因子負荷量はすべて0.40以上であった。以上より，本研究では子育てほめられ経験を測定する10項目（１：積極的に取り組んでいる，２：よく頑張っている，３：能力がある，４：「さすが○○さん」，５：楽しんで育児しているね，６：子どものことをよく理解できている，７：子どもと遊ぶのが上手，８：子どもをしつけるのが上手，９：子どもの考えや気持ちを汲み取るのが上手，10：子どもの世話（寝かしつけ，お風呂に入れること，食介など）が上手）を分析に使用した。なお，教示文は「親や友人，専門家など周囲の人から，～とほめられた」であった。

表１　分析対象者の特性

変数	カテゴリ	平均値（標準偏差）	*N*（%）
社会人口統計学的要因			
性別	男性（０）		788(46.3)
	女性（１）		913(53.7)
年齢		36.2(4.7)	
学歴	中学校（０）		49(2.9)
	高等学校（１）		378(22.2)
	専門学校（２）		268(15.8)
	短期大学･高等専門学校（３）		190(11.2)
	大学（４）		726(42.7)
	大学院（５）		90(5.3)
就労の有無	就労なし（０）		338(19.9)
	就労あり（１）		1 363(80.1)
１日の平均労働時間		8.0(2.2)	
婚姻状況	未婚（０）		57(3.4)
	既婚（１）		1 644(96.6)
世帯年収	０～200万未満（０）		50(2.9)
	200～400万未満（１）		276(16.2)
	400～600万未満（２）		554(32.6)
	600～800万未満（３）		441(25.9)
	800～1 000万未満（４）		204(12.0)
	1 000万以上（５）		176(10.3)
子育て状況			
子どもの人数	１人		794(46.7)
	２人		707(41.6)
	３人		152(8.9)
	４人		27(1.6)
	５人		21(1.2)
第１子の性別	男の子（０）		880(51.7)
	女の子（１）		821(48.3)
第１子の年齢	１歳		293(17.2)
	２歳		256(15.0)
	３歳		332(19.5)
	４歳		325(19.1)
	５歳		495(29.1)
通園状況	通っていない（０）		342(20.1)
	保育園（１）		850(50.0)
	幼稚園（２）		509(29.9)
子育て関与			
全般的子育て関与		3.62(0.63)	
具体的子育て関与		3.38(0.47)	
子どもと関わる時間		0.81(0.88)	

注　１日の平均労働時間の数値に就労なし（338名）は含まない。カテゴリ（　）の数値は分析時に使用した。

3） 交絡要因

交絡要因として，社会人口統計学的要因と子育て状況を用いた。社会人口統計学的要因は，年齢，性別，学歴，就労の有無，１日の平均労働時間，世帯年収であった。また子育て状況は，子どもの人数，第１子の性別，第１子の年齢，通園状況，子育て関与，子どもと関わる時間であり，各変数のカテゴリおよびダミー変数化の詳細は**表１**に示した。なお，子育て関与の全般的子育て関与１項目への回答は４件法（１：ほとんどしていない－４：いつもしている」），具体的子育て関与10項目は４件法（１：あてはまらない－４：あてはまる）であった[25]。具体的子育て関与（$\alpha=0.82$）については本研究の対象者ならびに研究目的に従い，２項目の文言（食料品や日常品の買い物に行く；幼稚園・保育園・習い事などに子どもを送っていく（迎えに行く））に変更した。また当調査は新型コロナウイルス感染拡大期に実施したものであり，そうした影響を受け子どもとの関わりも変わっている可能性がある[26]。そのため，感染拡大前後での「子どもと関わる時間」について「とても減った（－２点）」から「とても増えた（２点）」の５件法で回答を求めた。

（３） 分析手続き

子育て経験とレジリエンスの関連を検討するために，独立変数に子育て経験と交絡要因，従属変数にレジリエンスとした多変量重回帰分析を行った。統計解析プログラムにはHAD17.105[27]を使用し，有意水準を５％とした。

Ⅲ 結　　果

多変量重回帰分析の結果，モデルはデータと適合しており（$R^2=0.39$，F（38，3362）＝23.48，$p<0.001$），各レジリエンス要因の決定係数（$R^2_{adj}=0.28$ to 0.29，F（19，1681）＝35.21 to 37.65，$ps<0.001$）ならびに説明変数それぞれの標準偏回帰係数も有意であった（**表２**）。具体的には，資質的要因と獲得的要因の両要因に対して子どもに対する知識・スキルと

表2　レジリエンスに対する子育て経験の関連

説明変数	資質的要因				獲得的要因			
	β	95％信頼区間		p	β	95％信頼区間		p
		下限	上限			下限	上限	
社会人口統計学的要因								
性別	−0.14	−0.20	−0.08	<0.001	−0.13	−0.19	−0.07	<0.001
年齢	−0.04	−0.08	0.00	0.079	−0.01	−0.06	0.03	0.525
学歴	0.01	−0.03	0.06	0.563	0.01	−0.03	0.06	0.528
婚姻状態	−0.01	−0.05	0.03	0.548	−0.01	−0.05	0.03	0.653
就労の有無	−0.01	−0.08	0.07	0.899	−0.06	−0.14	0.02	0.141
１日の平均労働時間	0.13	0.04	0.22	0.004	0.09	0.00	0.17	0.046
世帯年収	0.07	0.03	0.11	0.002	0.03	−0.02	0.07	0.258
子育て状況								
子どもの人数	0.04	−0.01	0.08	0.105	0.01	−0.03	0.06	0.565
第１子の年齢	−0.01	−0.06	0.04	0.691	0.00	−0.05	0.06	0.879
第１子の性別	0.01	−0.03	0.05	0.754	0.01	−0.03	0.05	0.706
通園状況	−0.03	−0.08	0.02	0.276	−0.00	−0.05	0.05	0.920
全般的子育て関与	−0.10	−0.16	−0.04	0.002	−0.05	−0.11	0.01	0.108
具体的子育て関与	0.09	0.03	0.15	0.002	0.14	0.08	0.20	<0.001
子どもと関わる時間	0.07	0.03	0.12	0.001	0.03	−0.01	0.08	0.113
子育て経験								
子どもに対する知識・スキル	0.21	0.15	0.26	<0.001	0.26	0.20	0.31	<0.001
子育てに関する内省								
子育て省察	−0.07	−0.12	−0.01	0.015	−0.03	−0.09	0.02	0.261
対場面的省察	0.06	0.00	0.11	0.052	0.12	0.07	0.18	<0.001
子どもとの関係	0.16	0.11	0.21	<0.001	0.21	0.17	0.26	<0.001
子育てほめられ経験	0.20	0.15	0.25	<0.001	0.06	0.02	0.11	0.007
R^2_{adj}			0.28	<0.001			0.29	<0.001

子育てほめられ経験，子どもとの関係が正の関連を示した。一方で資質的要因は子育て省察が負の関連，獲得的要因では対場面的省察が正の関連が確認された。なお，Variance Inflation Factor（分散拡大係数）は1.01から4.65であり，多重共線性の問題は示されなかった。

Ⅳ 考　　察

本研究の結果から，社会人口統計学的要因や子育て状況を統制しても，子どもに対する知識・スキル，子育てほめられ経験，子どもとの関係は，いずれのレジリエンス要因にも正の関連が示された。生まれ持った気質に影響されやすいレジリエンス要因であっても，発達とともに身につけられないわけでない[2)5)6)14)15)]。子育て経験もそうしたレジリエンス要因に関連するとされ，子育ての中で子どもへの対処を獲得し，子どもを理解し，新たに子どもに対する知識やスキルを身につけることや，子どもとの肯定的な関係を築くこと，そしてそうした子育てをほめられることは，親自身のレジリエンスの高さを説明する要因となることが明らかとなった。さらに，対場面的省察（例えば，自己の言動の注意や伝え方の再考など）[21)]が多い人々は，自己理解や他者理解などに関連する獲得的要因の得点が高く，レジリエンス要因によって関連する子育て経験の内容に違いがみられる可能性が考えられた。

レジリエンスへの介入研究によれば，個人活動よりも他者との共同活動の方がより強くレジリエンス要因を促すとされている[15)]。このことは子育て経験においても同様であり，自己内省の作業よりも，子どもや周囲の人とのつながり，またフィードバックをもらう中で，新たなレジリエンスの形成や，これまでのレジリエンスの拡張に寄与する可能性がある。特に，当事者が評価していなかった／気づいていなかった資質・強みを具体的な根拠を添えて評価されることはレジリエンスの拡張・増幅をもたらす上で重要であることが報告されている[28)]。また能力や努力などの個人や行動に関するほめられ経験が高い人々ほど，自尊感情や有能感が高いことが明らかにされている[23)24)]。すなわち，子育てにおけるさまざまな場面（例えば，子どもとの遊びやしつけ，世話など）を他者から肯定的に評価してもらえることで，自尊感情や有能感などのポジティブな感情が高まり，結果として，新たな資質の獲得につながるのかもしれない[16)]。

一方で，気質に影響されやすい資質的要因は子育て省察と負の関連があり，子育て内省（例えば，子育て方針を振り返ることや親としての長所・短所を考えるなど）[21)]が多い人々は，レジリエンス得点が低かった。ネガティブな内省は自己否定やネガティブな反すうはつながることや，結果として，抑うつとも関連することが指摘される[29)]。また乳幼児期の子育ては心的負担も多く[21)30)]，状況によっては，子育てを振り返ることでネガティブな表出も考えられる。レジリエンス・プログラムにおいては過去を振り返り，自己を見つめ直すものとして内省作業のワークを使用されることが多い[11)12)]。しかし，そうした内省作業は，対象者が置かれる状況によってはネガティブな内省につながることもあり[31)]，自身の内面と向き合った結果，特定のレジリエンス要因の低さに関連することは，十分に留意すべき点である。

以上のことから，子育て経験とレジリエンスの関係について明らかにすることができた。子どもを適切に理解し知識・スキルを高めることや，子どもを通し自身のことを内省すること，子育てにおいて他者から肯定的な評価を経験すること，そして子どもとの良好的な関係を築くことなど，こうした子育て経験で経験しうる出来事は，親自身のレジリエンスの形成において重要な要因になると思われる。一方で，本研究において，子育て経験内容の測定方法や調査参加者が限定的であったこと，さらに追跡調査による変化は捉えられていないなど，結果の解釈ならびに因果関係の方向性や標準偏回帰係数の値の大きさには留意する点は多い。また属性（例えば，性別や社会的経済地位など）による違いや，未就学児をもつ親を対象にした実践・介入につなげていく上で，具体的な状況や場面

設定された子育て経験の項目との関連も検討することが望まれる。そして，レジリエンスの発達にもたらす子育て経験は生涯の中で一部の経験にしか過ぎず，心理的な発達を予測するさまざまな要因[7)8)]との関連から，今後レジリエンスにおける子育て経験の位置づけを捉えることが必要であろう。

付記

追加分析として，各レジリエンス要因に対する，性別による子育て経験の影響の違いを検討するために，階層的重回帰分析を行った。結果として，性別と４種類の子育て経験の交互作用項を投入したステップにおいて，決定係数の有意な変化量は認められなかった（$\Delta R^2 = 0.004$ to 0.005，$p = 0.051$ to 0.106）。そのため，本研究で着目した子育て経験の４種類の内容とレジリエンスの関係は性別によって違いはみられないことが示されたが，本研究の目的とは異なる視点のため，結果の解釈には十分留意し，今後の研究知見の蓄積が求められる。

謝辞

本研究は，JSPS科研費21K13689（レジリエンスの生涯発達を促進させる因子の解明と介入プログラムの開発）および23K02958（レジリエンスを促進する対話的関係を支援する臨床心理学的アプローチ）の助成を受けて実施された。また本論文は，日本教育心理学会第64回大会（2022）にて発表された内容を加筆修正したものである。本論文に関連し，開示すべき利益相反関係にある企業などはない。

文　献

1）小塩真司，中谷素之，金子一史，他．ネガティブな出来事からの立ち直りを導く心理的特性－精神的回復力尺度の作成－．カウンセリング研究　2002；35（１）：57-65.

2）平野真理．レジリエンスの資質的要因・獲得的要因の分類の試み－二次元レジリエンス要因尺度（BRS）の作成－．パーソナリティ研究　2010；19（２）：94-106.

3）Amstadter AB, Myers JM, Kendler KS. Psychiatric resilience：Longitudinal twin study. The British Journal of Psychiatry　2014；205（４）：275-80.

4）平野真理．中高生における二次元レジリエンス要因尺度（BRS）の妥当性－双生児法による検討．パーソナリティ研究　2011；20（１）：50-2.

5）上野雄己，平野真理，小塩真司．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　2018；89（５）：514-9.

6）Ueno Y, Hirano M, Oshio A. Resilience and socio-demographic characteristics：Results from a large cross-sectional study in Japan. Asian Pacific Journal of Disease Management 2021；10：25-31.

7）Baltes PB. Life-span developmental psychology：Observations on history and theory revisited. In R. M. Lerner（Ed.）, Developmental psychology：Historical and philosophical perspectives. Hillsdale, NJ：Erlbaum，1983；79-111.

8）Baltes PB, Reese HW, Lipsitt LP. Life-span developmental psychology. Annual Review of Psychology 1980；31：65-110.

9）柏木惠子，若松素子．「親となる」ことによる人格発達－生涯発達的視点から親を研究する試み－．発達心理学研究　1994；5（１）：72-83.

10）吉野純．「親の発達」の概念分析．日本小児看護学会誌　2014；23（２）：25-33.

11）Joyce S, Shand F, Tighe J, et al. Road to resilience：a systematic review and meta-analysis of resilience training programmes and interventions. BMJ Open 2018；8（６）：e017858.

12）Liu JJ, Ein N, Gervasio J, et al. Comprehensive meta-analysis of resilience interventions. Clinical Psychology Review 2020；82：101919.

13）平野真理．資質を涵養する－パーソナリティ心理学－．臨床心理学　2017；17（５）：669-72.

14）上野雄己，平野真理．個人と集団活動を通したレジリエンス・プログラムの効果検討．日本ヘルスサポート学会年報　2019；4：17-24.

15）上野雄己，平野真理．個人と集団活動を通したレジリエンス・プログラムの再検証．教育心理学研究　2020；68（３）：322-31.

16）Fredrickson BL. The role of positive emotions in

positive psychology：The broaden-and-build theory of positive emotions. American Psychologist 2001；56（３）：218-26.

17）Lepore SJ, Revenson TA. Resilience and posttraumatic growth：Recovery, resistance, and reconfiguration. In L. G. Calhoun & R.G. Tedeschi（Eds.）, Handbook of posttraumatic growth：Research & practice. Lawrence Erlbaum Associates Publishers, 2006；24-46.

18）Maniaci MR, Rogge RD. Caring about carelessness：Participant inattention and its effects on research. Journal of Research in Personality 2014；48：61-83.

19）尾崎幸謙，鈴木貴士．機械学習による不適切回答者の予測．行動計量学　2019；46（２）：39-52.

20）島田真理恵，恵美須文枝，長岡由紀子，他．産褥期育児生活肯定感尺度改訂に関する研究．日本助産学会誌　2003；16（２）：36-45.

21）朴信永，杉村伸一郎．幼児を育てている親の子育てに関する省察の３層モデルの検討．発達心理学研究　2009；20（２）：99-111.

22）清水嘉子，関水しのぶ，遠藤俊子，他．母親の育児幸福感－尺度の開発と妥当性の検討－．日本看護科学会誌　2007；27（２）：15-24.

23）浅沼美里，山本奨．教師からのほめられ経験・叱られ経験がその後の自己効力感に与える影響．岩手大学大学院教育学研究科研究年報　2018；2：49-57.

24）日高優．ほめられた経験が看護学生の学習動機づけに及ぼす影響．医学教育　2016；47（３）：161-9.

25）島崎志歩，田中奈緒子．父親の生活実態と発達－就労・家庭状況，子育て関与との関連－．昭和女子大学生活心理研究所紀要　2008；10：109-17.

26）国立成育医療研究センター．コロナ×こどもアンケート－第４回調査報告書－．（https://www.ncchd.go.jp/center/activity/covid19_kodomo/report/CxC4_finalrepo_20210210.pdf）2021.9.9.

27）清水裕士．フリーの統計分析ソフトHAD－機能の紹介と統計学習・教育，研究実践における利用方法の提案－メディア・情報・コミュニケーション研究　2016；1：59-73.

28）平野真理．他者をほめること・他者からほめられることを通した自己の肯定的評価－日本人女子大学生に効果的なレジリエンス教育にむけて－．東京家政大学研究紀要　2019；59：61-70.

29）西川大志，松永美希，古谷嘉一郎．反すうが自動思考と抑うつに与える影響．心理学研究　2013；84（５）：451-7.

30）本田真大，新井邦二郎．幼児をもつ母親の子育ての悩みに関する援助要請行動に影響を与える要因の検討．カウンセリング研究　2010；43（１）：51-60.

31）Carr W, Bradley D, Ogle AD, et al. Resilience training in a population of deployed personnel. Military Psychology 2013；25（２）：148-55.