

主観的健康感に及ぼす小児期の被養育体験、特性不安、 ライフイベントの相互作用の検討

中 島 淳^{1,4)} 内 田 由 寛^{1,2,5)} 片 山 成 仁³⁾
井 上 猛¹⁾
指導者名 : 井 上 猛

¹⁾ 東京医科大学精神医学分野

²⁾ 東京医科大学茨城医療センター メンタルヘルス科

³⁾ 医療法人社団 成仁病院

⁴⁾ 埼玉こころの在宅診療所

⁵⁾ 順天堂大学医学部精神医学講座

【要旨】 小児期の被養育体験、特性不安、ライフイベントがどのように相互作用して主観的健康感に影響するか、構造方程式モデリングにより検討した。

2014年1月から8月までの期間において、同意と有効回答が得られた一般成人404人を対象とした。Parental Bonding Instrument (PBI)、State-Trait anxiety Inventory Form Y (STAI-Y)、Life Experience Survey (LES)、Subjective Well-Being Inventory (SUBI)の4つの質問紙を使用し、それらのスコアの関連について構造方程式モデリングを用いて解析した。

小児期の被養育体験のうち、養護は主観的健康感を直接的に増強させ、特性不安の低下を介して主観的健康感を間接的にも増強させた。養護は特性不安の低下を介してライフイベントの否定的評価を間接的に減弱した。過保護は主観的健康感に直接的な影響を及ぼさなかったが、特性不安増強を介して間接的に低下させた。過保護は特性不安増強を介してライフイベントの否定的評価を間接的に増強した。

本研究の結果は、小児期の被養育体験が特性不安を介して間接的に主観的健康感、ライフイベントの否定的評価に影響を与えていることを明らかにした。小児期の被養育体験と成人期の主観的健康感には長い期間が存在するため、両者の関連にはなんらかの媒介因子が働いていると考えられるが、特性不安が媒介因子の一つであることが示唆された。

緒 言

厚生労働省が実施した患者調査によると、日本の気分障害患者数は1996年には43.3万人、1999年には44.1万人とほぼ横ばいだったが、2002年には71.1万人、2005年には92.4万人、2008年には104.1万人と、著しく増加している。さらに、近年

の報告ではわが国におけるうつ病の12ヶ月有病率は2.7%と高く、今後もさらに社会全体への影響が大きくなることが予想される¹⁾。しかし、未だにうつ病を含めた精神疾患患者数の増加の理由はほとんどわかっていない。

最近の研究により、遺伝、パーソナリティ特性、小児期の虐待・養育体験、成人期のストレスなどの

令和3年7月21日受付、令和3年12月1日受理

キーワード：被養育体験、特性不安、ライフイベント、主観的健康感、媒介作用

(別冊請求先：〒343-0813 埼玉県越谷市越ヶ谷1-3-26 光ビル2階 埼玉こころの在宅診療所)

TEL：048-940-3067 FAX：048-940-3068 E-mail：a2c_4221@yahoo.ne.jp

多因子が複合的に作用してうつ病が発症することが明らかになってきた。環境因子としては小児期虐待のほか、小児期における両親の養育態度や成人期のライフイベントもうつ病発症に関与している²⁻⁵⁾。我々はこれまで「調整作用」「媒介作用」という解析概念⁶⁾を取り入れて多因子の複雑な相互関係を研究し、小児期の虐待や被養育体験が一般成人の抑うつ症状に影響し、これらの効果が神経症傾向、感情気質、特性不安などのパーソナリティ特性によって媒介されることを報告してきた⁷⁻¹⁰⁾。

一方、世界保健機関（WHO）は「健康とは単に病気がないことだけではなく、身体的、精神的、社会的に完全に幸福な状態である」と定義しており、うつ病、うつ症状を介入、治療の標的とするだけでは不十分で、主観的健康感（well-being）に着目することの重要性が指摘されている¹¹⁻¹³⁾。陽性感情としての主観的健康感健康は健康の重要な心理社会的マーカーとして位置づけられている。メンタルヘルスに影響を与える可能性のあるさまざまな要因の影響を、否定的な影響だけでなく、肯定的な影響についても調査する必要がある。そのため、WHOが開発した主観的健康感に対する自記式質問票；Subjective Well-being Inventory (SUBI) においては、「主観的健康感 = well-being」（陽性感情、心の健康度）と「主観的不健康感 = ill-being」（陰性感情、心の疲労度）は独立して評価される。抑うつ症状といった陰性感情についてはさまざまな研究が行われているが、幸福つまり陽性感情に関する研究は未だにほとんど行われていないのが現状である。我々はこれまでに小児期虐待が感情気質への影響を介して主観的健康感に影響することを報告してきた¹⁴⁾。さらに、包括的人格モデルを用いて、両親の養護が直接のおよび気質・性格を介して間接的に主観的健康感を高めること、逆に両親の過保護は気質・性格を介して間接的に主観的健康感を低下させることを明らかにした¹⁵⁾。

しかし、小児期の被養育体験が特性不安を介して主観的健康感にどのような影響を及ぼすかは未だにわかっていない。そのため、本研究では小児期の被養育体験（養護、過保護）が特性不安を介して、成人期のストレスや主観的健康感に影響を与えるという仮説を立て、成人ボランティアを対象として共分散構造分析を用いて検討した。

研究対象および方法

1. 対象

本研究は2014年1月から2014年8月までの期間に実施された大規模調査の一部である¹⁴⁾。一般募集した成人ボランティア853名に自記式質問紙を配布した。大学内の掲示等で一般人へ調査の協力を依頼し、アンケート用紙を配布した。質問用紙には個人を特定する個人情報は含まれず、アンケートは完全無記名で実施された。853名のボランティアのうち47.4%にあたる404名（男性220名、女性184名、年齢42.3±11.9歳）が本研究への参加に同意し、アンケートに回答した。

2. 自記式質問紙による調査

被験者全員に以下の説明を書面で行い、同意を得た。(1) 本研究への参加や質問への回答は強制ではなく、個人の自由意志で決定できること、(2) 本研究への参加に同意しない場合でも不利益を被ることはないこと、(3) 本研究のデータは個人を特定できないよう暗号化して管理すること、(4) 個人情報が外部に流出することはないこと、などを文書で説明し、同意した者のみを調査対象とした。本研究は、ヘルシンキ宣言に基づき、東京医科大学（SH3308）と北海道大学医学部附属病院（010-0041）の医学倫理委員会の承認を得て実施した。

3. 質問紙

1) 主観的健康感 (Subjective Well-Being Inventory, SUBI)

SUBIは世界保健機構（WHO）によって主観的な健康感と不健康感を評価するために開発された自己報告式質問紙である¹¹⁾。回答者は40項目の質問に対して各々3段階で回答するように求められる。質問には主観的健康感を示す陽性感情あるいは心の健康度（19項目、達成感、自信など）と主観的不健康感を表す陰性感情あるいは心の疲労度（21項目、社会的つながりの不足、人生に対する失望感など）が含まれる。両方のサブスケールにおいて、得点が高ければ高いほど回答者の良い状態を表す。本研究で使用した日本語版SUBIの信頼性と妥当性は藤南らにより報告されており¹⁶⁾、そのうち主観的健康感得点を本研究の解析に用いた。

2) 小児期の被養育体験 (Parental Bonding Instrument, PBI)

PBIは被験者からみた小児期における両親の養育

態度についての主観的評価スケールである¹⁷⁾。被験者は、16歳までに経験した養護（12項目）と過保護（13項目）に関する25項目の質問に回答した。本研究で使用した日本語版PBIは、北村と鈴木によって開発され、その妥当性と信頼性が確認されている¹⁸⁾。父親と母親からうけた養育体験について、養護と過保護のそれぞれの項目を4件法（0～3点）で評価し、合計点を計算した。すなわち、父親の養護、母親の養護、父親の過保護、母親の過保護の4つの変数を解析に用いた。

3) 状態・特性不安 (State-Trait Anxiety Inventory Form Y, STAI-Y)

STAI-Yは状況によって変動する一過性の不安を表す「状態不安」と、個人において比較的安定した性格特性としての不安を示す「特性不安」の40項目からなる自己記入式尺度である¹⁹⁾。STAI Y-1 (状態不安)は20の質問で構成されており、回答者は各質問について4段階（1=全くあてはまらない、2=いく分あてはまる、3=かなりよくあてはまる、4=非常によくあてはまる）で「たった今」どのように感じているかを回答する。STAI Y-2 (特性不安)も20の質問で構成されており、回答者が「ふだん、どう感じているか」を4段階（1=ほとんどない、2=ときどきある、3=たびたびある、4=ほとんどいつも）で回答する。STAI-Yの状態不安と特性不安のスコアは20～80点の範囲で示される。

4) ライフイベントの肯定的・否定的な影響の強度 (Life Experiences Survey, LES)

LESはSarasonらによって開発された57項目の自己記入式質問紙である²⁰⁾。回答者は各項目の人生上の出来事について過去1年間の経験の有無とそれらの心理的影響の強度を否定的(-3)から肯定的(+3)までの7段階で評価した。さらに、肯定的な出来事の影響を合計した肯定的変化スコア（肯定的評価）と否定的な出来事の影響を合計した否定的変化スコア（否定的評価）を算出した。本研究で使用したLES日本語版は中井らによって作成され、その妥当性が検証されている²⁰⁾。

4. 構造方程式モデルの作成

SUBI主観的健康感、PBI、STAI-Y特性不安、LESを用いて以下の2つの構造方程式モデルを作成した。SUBI主観的健康感を目的変数として、PBIにおいては「父親の養護」「母親の養護」「父親の過

保護」「母親の過保護」の重項目の得点を観測変数とした。「父親の養護」と「母親の養護」の2つの観測変数から潜在変数「養護」を構成した。また同様に、「父親の過保護」と「母親の過保護」の2つ観測変数から潜在変数「過保護」を構成した。さらに、STAI-Y特性不安、LESの肯定的変化スコアと否定的変化スコアを観測変数とした。

モデル A

小児期の「養護」は特性不安や人生上の出来事の否定的変化スコアを低下させ、間接的および直接的に主観的健康感を向上させる。さらに、特性不安は人生上の出来事の否定的変化スコアと主観的健康感に直接的な影響を及ぼし、また、人生上の出来事の否定的変化スコアは直接的に主観的健康感に影響を与える。このような仮説を立てて構造方程式モデルを作成した。

モデル B

小児期の「過保護」は特性不安や人生上の出来事の否定的変化スコアを増強し、間接的および直接的に主観的健康感を低下させる。さらに、特性不安は人生上の出来事の否定的変化スコアと主観的健康感に直接的な影響を及ぼし、また、人生上の出来事の否定的変化スコアは直接的に主観的健康感に影響を与える。このような仮説を立てて構造方程式モデルを作成した。

5. 統計解析

Pearsonの相関係数とStudentのt検定 (SPSS version 24, SPSS Inc., Chicago, IL, USA) を使用して、変数間の相関を計算し、人口統計学的特性の2つのカテゴリ間 (例えば男性対女性) で変数の平均値を比較した。さらに主観的健康感を従属変数としたステップワイズ重回帰分析 (変数減少法) を行った。各質問紙から得られた年齢、性別、現在の婚姻状況、子供の有無、単身生活の有無、教育年数、雇用状況、身体疾患の併存の有無、精神疾患の併存の有無、精神疾患既往歴、精神疾患家族歴、PBI (父と母による養護、過保護)、LES肯定的・否定的変化スコア、STAI-Y特性不安の得点を18の独立変数として使用した。

Mplusバージョン7.3を用いて、共分散構造分析ロバスト最尤推定法によって構造方程式モデルを

解析した。共分散構造分析とは、直接観測できない潜在変数を導入し、潜在変数と観測変数との間の因果関係を同定するための統計学的手法である。近年では構造方程式モデル (Structural Equation Modeling: SEM) と呼ばれることが多い。共分散構造分析を行う場合、モデルの適合性を判断する絶対的な基準が存在しないため、複数の適合度指標を組み合わせて総合的に判断する。このため本研究においては、Comparative Fit Index (CFI)、Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) を適合度指標として使用した。CFIが0.95以上、RMSEAが0.08以下の時に acceptable fit、また、CFIが0.97以上、RMSEAが0.05以下の時に good fitを表す²²⁾。共分散構造分析の係数はすべて標準化して示した (最高値+1から最小値-1まで)。*p*値が0.05未満の場合を統計学的に有意であるとした。

結 果

1. 調査対象集団の人口統計学的特徴と SUBI、PBI、STAI-Y、LES の得点

404名の被験者の人口統計学的特徴と各質問紙の得点、およびそれらがSUBI主観的健康感総得点に及ぼす影響をTable 1に示す。年齢、教育年数は主観的健康感総得点に有意に相関した。一方、性別、就業状況、子供の有無 (子供の人数)、同居人の有無、身体疾患の併存症、精神疾患の併存症、精神疾患の治療歴、第一度親族の精神疾患家族歴の有無は、主観的健康感総得点と関連を認めなかった。PBI母親の養護・過保護、PBI父親の養護・過保護、STAI-Y状態不安および特性不安、LES肯定的変化スコアと否定的変化スコアはそれぞれSUBI主観的健康感総得点と有意な相関を認めた。

Table 1. Characteristics, SUBI, PBI, STAI-Y, and LES scores of subjects, and their correlation with and effects on well-being scores of the SUBI

Characteristics or measures	Number or mean \pm SD	Correlation with well-being scores (<i>r</i>) or effect on well-being scores (mean \pm SD, <i>t</i> -test)
Age (years)	42.3 \pm 11.9	<i>r</i> = -0.156**
Sex (men/women)	220 : 184	Men 39.4 \pm 6.6 vs women 38.8 \pm 6.2, ns (<i>t</i> -test)
Years of education	15.2 \pm 2.0	<i>r</i> = 0.164**
Employment status (employed/unemployed)	341 : 56	Employed 39.0 \pm 6.3 vs unemployed 39.6 \pm 7.4, ns (<i>t</i> -test)
Current marital status (married/single)	287 : 114	Married 39.3 \pm 6.3 vs single 38.4 \pm 6.4, ns (<i>t</i> -test)
Presence of offspring (yes/no)	270 : 131	Yes 39.5 \pm 6.4 vs no 38.1 \pm 6.4, ns (<i>t</i> -test)
Number of offspring	1.3 \pm 1.2	<i>r</i> = 0.004
Living alone (yes/no)	295 : 101	Yes 38.8 \pm 6.6 vs no 39.2 \pm 6.3, ns (<i>t</i> -test)
Comorbidities (yes/no)	81 : 319	Yes 38.2 \pm 6.3 vs no 39.4 \pm 6.4, ns (<i>t</i> -test)
Psychiatric comorbidities (yes/no)	40 : 362	Yes 37.7 \pm 7.1 vs no 39.3 \pm 6.3, ns (<i>t</i> -test)
History of psychiatric illness (yes/no)	18 : 386	Yes 36.5 \pm 7.8 vs no 39.2 \pm 6.3, ns (<i>t</i> -test)
First-degree relative with psychiatric illness (yes/no)	40 : 362	Yes 37.7 \pm 7.1 vs no 39.3 \pm 6.3, ns (<i>t</i> -test)
Well-being score in SUBI	39.1 \pm 6.4	
PBI (subscale score)		
Maternal care	27.7 \pm 6.7	<i>r</i> = 0.278**
Paternal care	23.9 \pm 7.2	<i>r</i> = 0.245**
Maternal overprotection	10.2 \pm 6.8	<i>r</i> = -0.156**
Paternal overprotection	9.5 \pm 6.1	<i>r</i> = -0.126*
STAI-Y state anxiety	40.3 \pm 10.3	<i>r</i> = -0.474**
STAI-Y trait anxiety	41.7 \pm 9.8	<i>r</i> = -0.616**
LES (changes score)		
Negative	1.7 \pm 3.1	<i>r</i> = -0.166**
Positive	1.7 \pm 3.0	<i>r</i> = 0.151**

Data are presented as means \pm SD or numbers. *r* = Pearson correlation coefficient. **p* < 0.05, ***p* < 0.01
SUBI, Subjective Well-Being Inventory ; PBI, Parental Bonding Instrument ; STAI-Y, State-Trait Anxiety Inventory Form Y ; LES, Life Experiences Survey ; SD, standard deviation ; ns, not significant.

2. SUBI 主観的健康感総得点についてのステップワイズ法（変数減少法）による重回帰分析

Table 2 は SUBI 主観的健康感総得点のステップワイズ法（変数減少法）を用いた重回帰分析の結果である。主観的健康感総得点を従属変数として、18 個の独立変数を選択して分析した。13 個の独立変数がこのモデルから除外された。5 個の独立変数、すなわち STAI-Y 特性不安、年齢、子供の有無、PBI 母親の過保護、現在治療中の精神疾患の有無が主観的健康感総得点を有意に予測した（調整済み $R^2 = 0.455$ 、 $F = 63.562$ 、 $p < 0.001$ ）。VIF は 1 前後であることから、この重回帰分析では多重共線性は否定された。

3. 養護の構造方程式モデルの解析（Figure 1 A 養護）

構造方程式モデル A（養護）では PBI の重項目である「父親の養護」「母親の養護」を観測変数とし、その 2 項目全体を潜在変数「養護」とした。さらに主観的健康感、特性不安、ライフイベントの肯定的・否定的変化スコア（評価）を観測変数として、ロバスト最尤推定法による構造方程式モデルにより検討した。その結果、ライフイベントの肯定的評価は主観的健康感を直接的に増強した（0.102, $p < 0.01$ ）。また、養護は主観的健康感を直接的に増強した（0.226, $p < 0.001$ ）。他方、養護は特性不安の低下を介して主観的健康感を間接的に増強した（0.156, $p < 0.001$ ）。さらに、養護は特性不安の低下を介してライフイベントの否定的評価を間接的に減弱した（-0.086, $p < 0.001$ ）。CFI=0.978、RMSEA=0.058 であることから本モデルの適合度は良好であり、一般成人の主観

的健康感の変動の 44.0% を説明した。

4. 過保護の構造方程式モデルの解析（Figure 1 B 過保護）

構造方程式モデル B（過保護）では PBI の重項目である「父親の過保護」「母親の過保護」を観測変数とし、その 2 項目全体を潜在変数「過保護」とした。さらに主観的健康感、特性不安、ライフイベントの肯定的・否定的変化スコア（評価）を観測変数として、ロバスト最尤推定法による構造方程式モデルにより検討した。その結果、ライフイベントの肯定的評価は主観的健康感を直接的に増強した（0.115, $p < 0.01$ ）。他方、過保護は主観的健康感に直接的な影響を及ぼさなかったが、特性不安の増強を介して間接的に主観的健康感を低下させた（-0.114, $p < 0.01$ ）。また、過保護は特性不安の増強を介してライフイベントの否定的評価を間接的に増強した（0.057, $p = 0.010$ ）。CFI=0.989、RMSEA=0.045 であることから本モデルの適合度は良好であり、一般成人の主観的健康感の変動の 39.6% を説明した。

考 察

本研究は、日本人の一般成人ボランティア 404 名における共分散構造分析により、小児期の被養育体験が特性不安を介して間接的に主観的健康感、ライフイベントの否定的評価に影響を与えていることを明らかにした、我々が知る限りでは最初の報告である。緒言でも述べた通り、我々はこれまでに、「調整作用」「媒介作用」という解析概念⁶⁾を取り入れて多因子の複雑な相互関係を研究してきたが⁷⁻¹⁰⁾、小児期の被養育体験のライフイベントの否定的評価

Table 2. The results of stepwise multiple regression analysis of the SUBI well-being score

Independent factors selected by stepwise regression	Standardized partial regression coefficient beta	P-value	VIF
STAI-Y trait anxiety	-0.579	< 0.001	1.060
Age (years)	-0.263	< 0.001	1.291
Presence of offspring	0.169	< 0.001	1.291
PBI maternal care	0.156	< 0.001	1.051
Psychiatric illness currently being treated	-0.088	0.023	1.019
Adjusted $R^2 = 0.455$	$F = 63.562, p < 0.001$		

VIF, variance inflation factor.

The 18 independent variables tested were as follows: age, sex (men=0, women=1), years of education, presence of offspring (yes=1, no=0), living alone (yes=0, no=1), employment status (unemployed=0, employed=1), current marital status (single=0, married=1), comorbidities (yes=1, no=0), psychiatric illness currently being treated (yes=1, no=0), history of psychiatric illness (yes=1, no=0), first-degree relative with psychiatric illness (yes=1, no=0), STAI-Y trait anxiety, PBI (maternal care, paternal care, maternal overprotection, and paternal overprotection), LES changes scores.

A 養護

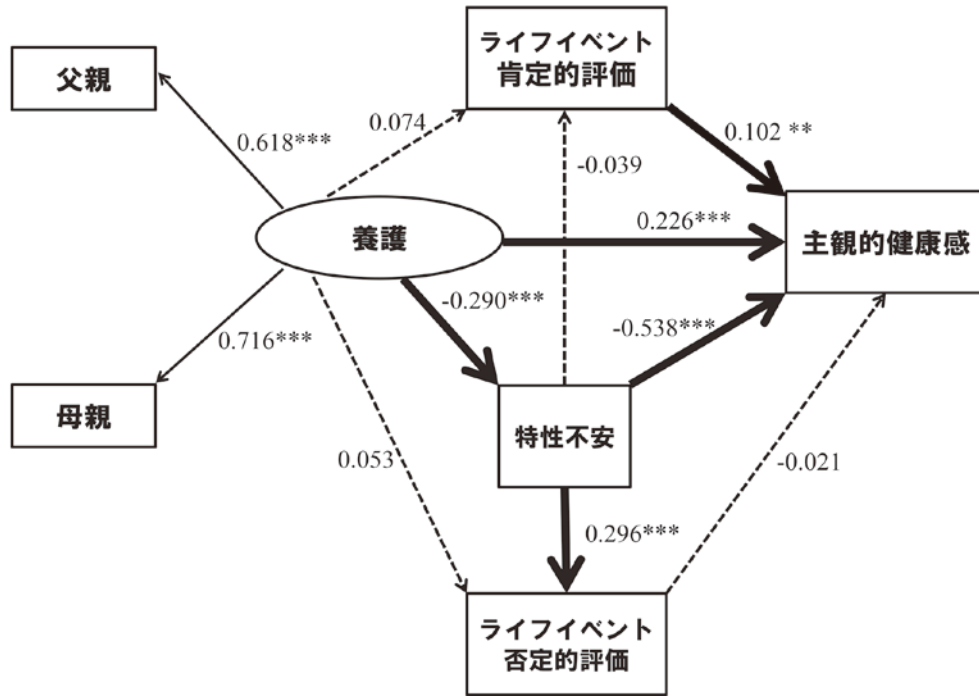


Figure 1A

B 過保護

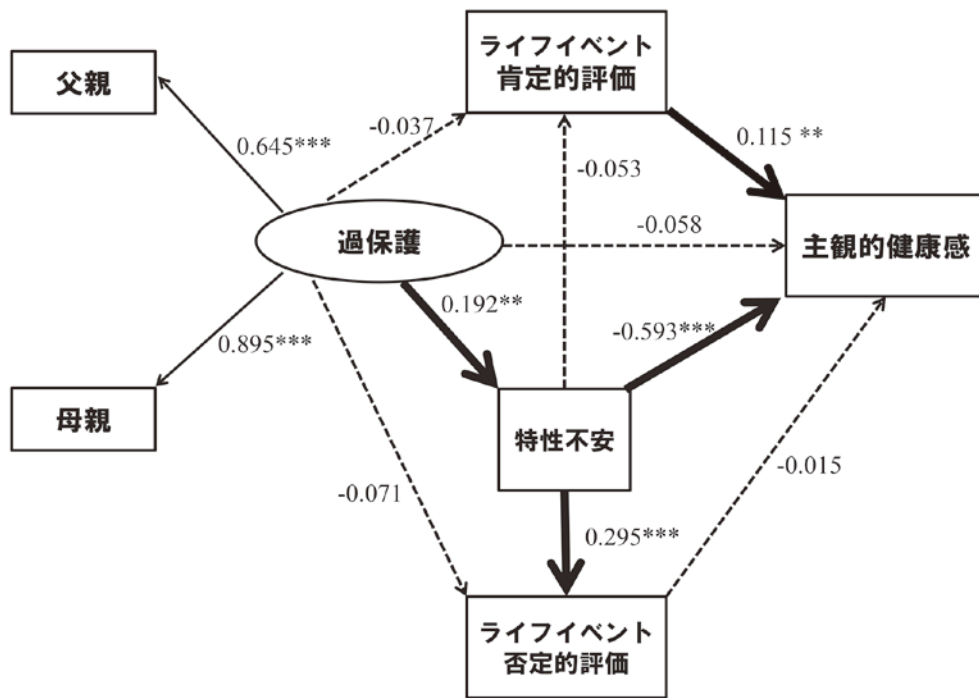


Figure 1B

と主観的健康感への影響において特性不安が媒介作用を有することを解明した点が本研究の特筆すべき点である。

興味深いことに、重回帰分析のみを行った場合に

は、小児期の被養育体験のうち、母親の養護のみしか主観的健康感に対する有意な影響は認められなかった。しかし、構造方程式モデリングによる分析によって、小児期の被養育体験のうち、過保護につ

いても主観的健康感に対する間接的な影響を同定することが可能となった。構造方程式モデリングによる分析がなければ、われわれの研究は、小児期の被養育体験のうち過保護は主観的健康感と関連していないという誤った結論につながった可能性がある。このように間接的な影響を特定することができる点が、構造方程式モデリングによる分析の利点である。本研究の結果と一致して、過去の研究でも、親の養護は主観的健康感を高くし、親の非関与と統制は主観的健康感を低くすることに関係し、これらの関係を外向性と神経症傾向が媒介していたが²³⁾、多変量解析による検証は行われず、また特性不安の媒介効果については検討されたことがなかった。

パーソナリティ特性と主観的健康感の関連については、以前からいくつかの研究が報告されている²⁴⁻²⁹⁾。自己志向は主観的健康感と強く関連していたが、損害回避は主観的健康感と負の相関を認めた²⁵⁾²⁸⁾。我々もこれまでに、損害回避、自己志向、報酬依存と主観的健康感¹⁵⁾、感情気質と主観的健康感¹⁴⁾の関連について検討し、これらのパーソナリティ特性が小児期体験と主観的健康感の関係を媒介していることを報告した。特性不安と主観的健康感の関連については報告がない。

いくつかの研究が、小児期の被養育体験とパーソナリティ特性との相関関係を指摘してきた。低養護は高い損害回避と低い自己志向と関連し、過保護は高い損害回避と関連していた²⁹⁾³⁰⁾。我々もこれまでに小児期の被養育体験と神経症傾向⁹⁾、自尊心³¹⁾³²⁾、損害回避、自己志向、報酬依存¹⁴⁾の関連性について報告してきた。本研究において、小児期の被養育体験のうち養護は特性不安の低下に、過保護は特性不安の増強に関与していることが明らかになったが、これまで小児期被養育体験と特性不安の関連については報告されたことがなかった。

不安や抑うつといった否定的な感情とは対照的に、さまざまな幸福の指標の1つである主観的健康感に対する、小児期および成人期のストレスへの影響はほとんど調査されてこなかった。メタアナリシス研究では、失業が人生の満足度と夫婦または家族の満足度を低下させる結果を示した³³⁾。重回帰分析を用いた以前の大規模な研究の結果では、負のライフイベントの欠如が主観的健康感と正の相関があることが示された³⁴⁾。本研究でも過去の研究結果と同様に、成人期のライフイベントの肯定的評価が主観

的健康感を増強したが、意外なことにライフイベントの否定的評価は主観的健康感に影響を与えず、以前の研究と一致しなかった³⁴⁾。文化的な背景の差が結果の相違に関連している可能性がある。

単回帰分析で主観的健康感に有意な相関関係を示した人口統計学的情報は年齢と教育年数のみであり、重回帰分析では年齢と子供の有無のみであった。スウェーデンで重回帰分析を用いて実施された以前の大規模研究によると、男性、高年齢、同居人数、良好な幼少期の状態、友人からの支援、健全な経済状況、および否定的なライフイベントの欠如は主観的健康感と正の相関を示し、教育や出身国は関係しないことが示されている³⁴⁾。興味深いことに、我々の以前の研究と同様に¹⁴⁾、本研究では、先行研究の結果とは反対に、年齢は主観的健康感に負の影響を与えていた。言い換えると年齢は主観的健康感を悪化させた。先行研究はスウェーデンで実施された研究であるため、先行研究の結果と本研究の結果との相違には国や文化の違いが関与している可能性は否定できない。

本研究にはいくつかの限界がある。第一に、本研究では、小児期の被養育体験を週及的に調査しているので、この調査の想起バイアスを考慮する必要がある。しかし、小児期の経験における記憶のある程度の正確性は、以前のレビュー³⁵⁾および20年間にわたるPBIの長期安定性³⁶⁾によって保証されている。第二に、本研究は横断的な調査であるため、因果関係は不確実である。この研究のモデルにおける因果関係を確認するためには、小児期からの追跡を行う長期コホート研究が必要となるであろう。第三に、PBIにおいて、被験者は16歳までに経験した両親の養護と過保護について回答した。つまり、離婚や死別している場合も、それよりも以前の父親、母親の養育態度を振り返って質問紙に回答している。ゆえに、どの時点まで両親ともに健在だったのか、父子・母子家庭が全体のどのくらいの割合なのかは不明であるため、さらなる検討が必要である。第四に、853名のボランティアのうち47.4%にあたる404名がこの研究への参加に同意し、他の質問紙とも合わせてPBI(父と母による養護、過保護)に完全な回答を提供しており、これは、選択バイアスにつながる可能性が考えられる。

結 論

本研究の結果は小児期の被養育体験が特性不安を介して間接的に主観的健康感、ライフイベントの否定的評価に影響を与えていることを明らかにした。小児期の被養育体験と成人期の主観的健康感には長い期間が存在するため、両者にはなんらかの媒介因子が働いているはずであるが、特性不安が媒介因子の一つであることが示唆された。

COI (conflicts of interest) 申告開示

本研究に利益相反はない。

謝 辞

アンケートにご協力いただいた一般の方々に深く感謝する。

文 献

- 1) 川上憲人：精神疾患の有病率等に関する大規模疫学調査研究：世界精神保健日本調査セカンド、2016 [cited 2021 May. 15]。Available from : <http://wmhj2.jp/WMHJ2-2016R.pdf>.
- 2) Caspi A, Sugden K, Moffitt TE, Taylor A, Craig LW, Harrington HH, McClay J, Mill J, Martin J, Braithwaite A, Poulton R : Influence of life stress on depression : moderation by a polymorphism in the 5-HTT gene. *Science* **301** : 386-389, 2003
- 3) Kendler KS, Kuhn J, Prescott CA : The interrelationship of neuroticism, sex, and stressful life events in the prediction of episodes of major depression. *Am J Psychiatry* **161** : 631-636, 2004
- 4) Parker G : Parental affectionless control as an antecedent to adult depression. A risk factor delineated. *Arch Gen Psychiatry* **40** : 956-960, 1983
- 5) Sakado K, Kuwabara, H, Sato T, Uehara T, Sakado M, Someya T : The relationship between personality, dysfunctional parenting in childhood, and lifetime depression in a sample of employed Japanese adults. *J Affect Disord* **60** : 47-51, 2000
- 6) Baron RM, & Kenny DA : The moderator-mediator variable distinction in social psychological research : Conceptual, strategic, and statistical considerations. *J Per Soc Psycho* **51** : 1173-1182, 1986
- 7) Nakai Y, Inoue T, Toda H, Toyomaki A, Nakato Y, Nakagawa S, Kitaichi Y, Kameyama R, Hayashishita Y, Wakatsuki Y, Oba K, Tanabe H, Kusumi I : The influence of childhood abuse, adult stressful life events and temperaments on depressive symptoms in the nonclinical general adult population. *J Affect Disord* **158**, 101-107, 2014
- 8) Ono K, Takaesu Y, Nakai Y, Shimura A, Ono Y, Murakoshi A, Matsumoto Y, Tanabe H, Kusumi I, Inoue T : Associations among depressive symptoms, childhood abuse, neuroticism, and adult stressful life events in the general adult population. *Neuropsychiatr Dis Treat* **13** : 477-482, 2017
- 9) Ono Y, Takaesu Y, Nakai Y, Ichiki M, Masuya J, Kusumi I, and Inoue T : The influence of parental care and overprotection, neuroticism and adult stressful life events on depressive symptoms in the general adult population. *J Affect Disord* **217** : 66-72, 2017
- 10) Uchida Y, Takahashi T, Katayama S, Masuya J, Ichiki M, Tanabe H, Kusumi I, and Inoue T : Influence of trait anxiety, child maltreatment, and adulthood life events on depressive symptoms. *Neuropsychiatr Dis Treat* **14** : 3279-3287, 2018
- 11) Sell H, Nagpal R : Assessment of subjective Well-being. World Organization, 1992
- 12) World Health Organization : Definition of Health in Preamble to the Constitution of the World Health Organization. Geneva, 1946
- 13) Cloninger CR : Fostering spirituality and well-being in clinical practice. *Psychiatric Annals* **36** : 1-6, 2006
- 14) Kanai Y, Takaesu Y, Nakai Y, Ichiki M, Sato M, Matsumoto Y, Ishikawa J, Ono Y, Murakoshi A, Tanabe H, Kusumi I, Inoue T : The influence of childhood abuse, adult life events, and affective temperaments on the well-being of the general, nonclinical adult population. *Neuropsychiatr Dis Treat* **12** : 823-832, 2016
- 15) Murakoshi A, Mitsui N, Masuya J, Fujimura Y, Higashi S, Kusumi I, and Inoue T : Personality traits mediate the association between perceived parental bonding and well-being in adult volunteers from the community. *Biopsychosoc Med* **14** : 28, 2020
- 16) 藤南佳代、園田明人、大野 裕 : 主観的健康感尺度 (SUBI) 日本語版の作成と、信頼性、妥当性の検討。日本健康心理学会 **8** : 12-19, 1995
- 17) Parker G, Hilary T, Brown LB : A Parental Bonding Instrument. *Br J Med Psychol* **52** : 1-10, 1979
- 18) Kitamura T, Suzuki T : A validation study of the Parental Bonding Instrument in a Japanese population. *Jpn J Psychiatry Neurol* **47** : 29-36, 1993
- 19) Spielberger CD : Manual for the State-Trait Anxiety Inventory STAI (form Y). Palo Alto, Consulting Psychologists Pres, 1983
- 20) Sarason IG, Johnson JH, Siegel JM : Assessing the impact of life changes : development of the life experiences survey. *J Consult Clin Psychol* **46** : 932-946, 1978
- 21) 中井幸衛、戸田裕之、井上 猛、豊巻敦人、田中輝明、中川 伸、仲唐安哉、亀山梨絵、北市雄士、朴 秀賢、大宮友貴、小山 司 : 日本語版 Life Experiences Survey の妥当性・信頼性に関

- する研究。第108回日本精神神経学会ポスター発表(2012)
- 22) Schermelleh-Engel K, Moosbrugger H, Muller H: Evaluating the fit of structural equation models: tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *MPR online* **8**: 23-74, 2003
- 23) Huppert FA, Abbott RA, Ploubidis GB, Richards M, Kuh D: Parental practices predict psychological well-being in midlife: life-course associations among women in the 1946 British birth cohort. *Psychol Med* **40**: 1507-1518, 2010
- 24) Cloninger CR, Zohar AH: Personality and the perception of health and happiness. *J Affect Disord* **128**: 24-32, 2011
- 25) Garcia D, Nima AA, Archer T: International note: temperament and character's relationship to subjective well-being in Salvadorian adolescents and young adults. *J Adolesc* **36**: 1115-1119, 2013
- 26) Josefsson K, Cloninger CR, Hintsanen M, Jokela M, Pulkki-Raback L, Keltikangas-Jarvinen L: Associations of personality profiles with various aspects of well-being: a population-based study. *J Affect Disord* **133**: 265-273, 2011
- 27) Moreira PA, Cloninger CR, Dinis L, Sa L, Oliveira JT, Dias A, Oliveira J: Personality and well-being in adolescents. *Front Psychol* **5**: 1494, 2014
- 28) Spittlehouse JK, Vierck E, Pearson JF, Joyce PR: Temperament and character as determinants of well-being. *Compr Psychiatry* **55**: 1679-1687, 2014
- 29) Oshino S, Suzuki A, Ishii G, Otani K: Influences of parental rearing on the personality traits of healthy Japanese. *Compr Psychiatry* **48**: 465-469, 2007
- 30) Reti IM, Samuels JF, Eaton WW, Bienvenu OJ, 3rd, Costa PT, Jr., Nestadt G: Influences of parenting on normal personality traits. *Psychiatry Res* **111**: 55-64, 2002
- 31) Shimura A, Takaesu Y, Nakai Y, Murakoshi A, One Y, Matsumoto Y, Kusumi I, Inoue T: Childhood parental bonding affects adulthood trait anxiety through self-esteem. *Compr Psychiatry* **74**: 15-20, 2017
- 32) Hayashida T, Higashiyama M, Sakuta K, Masuya J, Ichiki M, Kusumi I, Inoue T: Subjective social status via mediation of childhood parenting is associated with adulthood depression in non-clinical adult volunteers. *Psychiatry Res*: 352-357, 2019
- 33) Mckee-Ryan F, Song Z, Wanberg CR, Kinicki AJ: Psychological and physical well-being during unemployment: a meta-analytic study. *J Appl Psychol* **90**: 53-76, 2005
- 34) Hansson A, Hilleras P, Forsell Y: Well-being in an adult Swedish population. *Soc Indic Res* **74**: 313-325, 2005
- 35) Brewin CR, Andrews B, Gotlib IH: Psychopathology and early experience: a reappraisal of retrospective reports. *Psychol Bull* **113**: 82-98, 1993
- 36) Wilhelm K, Niven H, Parker G, Hadzi-Pavlovic D: The stability of the Parental Bonding Instrument over a 20-year period. *Psychol Med* **35**: 387-393, 2005

Influence of parenting quality, trait anxiety, and adulthood life events on subjective well-being in adult volunteers in Japan

Atsushi NAKAJIMA^{1,4)}, Yoshihiro UCHIDA^{1,2,5)}, Shigemasa KATAYAMA³⁾, Takeshi INOUE¹⁾

¹⁾Department of Psychiatry, Tokyo Medical University

²⁾Department of Psychiatry, Tokyo Medical University, Ibaraki Medical Center

³⁾Department of Psychiatry, Seijin Hospital

⁴⁾Department of Psychiatry, Saitamakokorono Clinic

⁵⁾Department of Psychiatry, Juntendo University

Abstract

Structural equation modeling was used to examine how childhood experience of parenting, trait anxiety, and negative or positive life events interact to affect subjective well-being. The subjects were 404 adults who gave their consent and valid responses during the period from January to August 2014. Using four questionnaires, Parental Bonding Instrument (PBI), State-Trait Anxiety Inventory Form Y (STAI-Y), Life Experiences Survey (LES), and Subjective Well-Being Inventory (SUBI), the relationship between their scores was analyzed using structural equation modeling. Among the parenting quality, 'care' directly increased subjective well-being and indirectly increased it through a decrease in trait anxiety. 'Care' indirectly decreased a negative effect of life events through a decrease in trait anxiety. Overprotection did not affect subjective well-being, but indirectly decreased it through an increase in trait anxiety. Overprotection indirectly increased a negative effect of life events through an increase in trait anxiety. The results of this study indicated that parenting quality in childhood indirectly influences subjective well-being and negative effect of life events through the effect on trait anxiety.

The long interval between childhood experiences and subjective well-being in adulthood can be linked by trait anxiety, a personality trait, as a mediator in this study.

〈Key words〉 : parenting quality, trait anxiety, life events, subjective well-being, mediation
