



Title	日本における家族特性評価尺度の作成
Author(s)	杭瀬, 智子; 三澤, 咲美
Citation	臨床死生学年報. 2003, 8, p. 30-49
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/3945
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

The University of Osaka

日本における家族特性評価尺度の作成

杭 瀬 智 子*
三 澤 咲 美*

key words : 家族, 家族形態の変化

要 約

近年、日本の家族形態は多様に変化している。そのため、現代の家族は一昔前の家族とは異なる様相を呈してきているといえる。そのような変化の中でも、現代の家族の持つ特性を正確に把握することは重要だと考えられる。

しかしながら、現在日本で用いられている代表的な家族機能評価尺度は異なる文化圏で作成された尺度を日本語に訳したものにすぎず、日本の家族特性を正確に把握できる尺度であるとはいえない。したがって本研究では、現在の日本の家族特性を把握するのに適切な項目を抽出し、既存のものよりも簡便な尺度を作成することを目的とした。

研究Ⅰにおいて、「円満」因子・「情緒的結合」因子・「共同活動」因子・「規律」因子・「自立」因子の5因子から構成され、総項目数26項目という簡便な尺度が作成された。

また、研究Ⅱでは作成された尺度の妥当性が確認された。そして、他尺度との関連を検討したところ、自立、円満両因子と充実感の間に、また情緒的結合、自立両因子と抑うつとの間に関連があることが分かった。

さらに作成した尺度を用いて属性をもとに平均値の差の検定をおこなったところ、祖父母と同居しているかどうか、被験者が就学前に幼稚園に通っていたか保育所に通っていたかで有意な差が見られた。また、同胞の有無では差が見られなかった。

今後は、家族のサブ・システムの影響をどのように測定するかを検討していく必要があるといえる。

I. 序論

I-1. 人口動態統計に見られる家族形態の変化

近年、家族の形態は様々な側面で変化してきている。厚生労働省の発表する統計によると、出生率は全国的に昭和49年から急激な減少が始まり、現在も減少の一途をたどっている（厚生労働省, 2002b）。一方で平均寿命は延びる傾向にあり、昭和50年には男性で71.73歳、女性で76.89歳であったのが、平成13年にはそれぞれ78.07歳、84.93歳となっており（厚生労働省, 2002c）、まさに少子高齢化社会が実現している。この他にも平均初婚年齢は昭和50年では男性で27.0歳、女性で24.7歳であったのが、平成13年ではそれぞれ29.0歳、27.2歳と

*大阪大学人間科学部人間科学科

著しい上昇が見られ（厚生労働省，2002a）、晩婚化に拍車がかかりつつある。また、離婚は平成13年に組数、率ともに過去最高を記録している（厚生労働省，2002a）。

世帯に目を向けると、一世帯当たりの平均構成人員は減少し、拡大家族は姿を消すようになった。平成13年には、核家族が全体の58.9%を占め、三世代家族は10.6%にとどまっている（厚生労働省，2002d）。また、核家族の中でも夫婦と未婚の子どもで構成されるものの割合が一番多い（55.3%）が、夫婦のみで構成されるものが35%もの割合を占めている（厚生労働省，2002d）。さらに高齢者世帯の増加が著しく、昭和50年と平成13年を比較すると世帯総数は1.4倍増加しているのに対し、高齢者世帯は6.1倍となっている（厚生労働省，2002d）。

このような少子化、高齢化、晩婚化、離婚の増加、核家族化など、人口動態統計上の様々な変容が見られる状況下で、現代の家族は一昔前の家族とは異なる様相を呈してきているといえる。

I-2. 既存の尺度

家族機能の評価に関する研究は数多くおこなわれている。しかしながら多くは海外におけるものである。特にアメリカでは、家族機能評価の前提となる家族モデル理論とそれに基づく家族機能の評価する尺度が数多く開発されている（野口・斉藤・手塚・野村，1991）。

一方、欧米に比べれば日本における実証的家族研究の展開は未だ不十分な側面が多い（佐伯・飛鳥井・三宅・箕口・山脇，1997）。そのような側面の一つとして、家族の特性をより客観的、定量的に測定する方法論が日本にはきわめて乏しいことがあげられる（佐伯ら，1997）。日本で用いられている代表的な尺度としては、FES（Family Environment Scale；Moos，1974）、FAD（Family Assessment Device；Epstein，Baldwin & Bishop，1983）が挙げられ、それぞれ日本語版が作成されている。

a) FES（Family Environment Scale）

FESは1974年にMoosによって作成され、3つの次元と10の下位尺度から成り立っている。個々の下位尺度にはそれぞれ9問の項目が含まれ、計90問がFESの総項目数である。このFESについては野口ら（1991）によって日本語版が作成されている。

b) FAD（Family Assessment Device）

FADはEpsteinらによって1983年に開発された。7つの下位尺度からなり、全60項目で構成されている。このFADについても佐伯ら（1997）によって日本語版が作成されている。

I-3. 既存の尺度の問題点

a) 日米間の文化の差異

前述のFES、FADはそれぞれ日本語版が作成され、日本において用いられている代表的な家族機能評価尺度であるといえる。しかしながら、これらはいずれもアメリカにおいて開発された尺度を日本語に訳したもので、その内容にいくつかの問題を抱えている。たとえば、尺度項目として欧米の家族においては重視されるが日本ではそれほど重視されない事柄、宗教行事に関することなどが含まれていることである。FESには「道徳宗教性」という因子があり、そこには聖書、教会、日曜学校など、宗教色の強い内容が含まれている。しかし、日本人は基本的に無宗教であり（阿満，1996）、宗教と生活が密にかかわり合うアメリカほどは宗教に重要

性を見出していないと考えられる。野口ら（1991）は翻訳にあたり、日本人の通常の生活習慣にそぐわない質問に関しては、尺度が測定しようとしている内容の方を重視して、個々の項目の言い回しには多少の改変を加える作業を施した。しかしながら、翻訳の正確さと日本語としての自然さという二つの要件がしばしば両立しないことがあり、結果的に日本語としての不自然さの残る項目を含むことになったと述べている（野口ら，1991）。

また、野口ら（1991）の研究においては、凝集性、表出性、葛藤性、独立性、達成志向性、知的文化的志向性、活動娯楽志向性、道徳宗教性、組織性、統制性の10の下位尺度のうち、凝集性はCronbachの α 係数が.79と高い信頼性を示したのに対し、表出性と凝集性は低い値を示した。特に独立性に関しては、.34と極端に低い値を示した。このような結果になったことの原因として野口ら（1991）は、凝集性の概念は日本の社会規範および集団原理の特徴に呼応していて、日本人にとって理解しやすく、回答しやすいものであったこと、一方で欧米流の個人主義と密接な関係にある独立性の概念が日本人にとって特に理解しづらいものであったことを述べている。また、独立性は他の下位尺度（凝集性、知的文化的志向性、統制性）と.20以上の相関を示していることを報告しており、米国人には独立性を意味するものとして理解される項目が、日本ではこれらの概念にひきずられて拡散してとらえられていると指摘している。

FESのような自己記入式質問紙は、回答者が項目を理解できるかどうかという問題をはらんでいるため（Saito, Nomura, Noguchi & Tezuka, 1996）、質問項目の中に理解しにくいものがあると、項目の内容が多義的に解釈されてしまい、妥当性に問題が生じる可能性が考えられる。この他にも、Nomura, Noguchi, Saito & Tezuka（1995）によると、日米間の差異は、スコアにおいても、下位尺度間の相関関係においても生じている。このことから、異なる文化圏で作られた尺度の翻訳版を日本で使用することには問題があることがわかる。

b) 家族内のサブ・システムの影響を特定する項目の欠如

佐伯ら（1997）によると、FADは項目内容がごく日常的なもののばかりで日本人にも回答しやすいこと、文化的背景の相違によって回答結果に反映される相違が少ないことなど、FES日本版に見られた問題点は解消されているといえる。しかし、FADは夫婦関係、親子関係、同胞関係といった家族内のサブ・システムが家族機能に及ぼす影響については特定することができないという限界を有している（佐伯ら，1997）。FESの項目の中にもサブ・システムについての記述はないことから、この点についてはFESも同様の問題を抱えていると考えられる。

このサブ・システムの問題は日米間の文化の差異と切り離して考えることのできない問題でもある。Keeney（1983）によると、西洋文化の認識論の根底には物事を部分に分けて理解しようとする還元主義（reductionism）があり、人間個人のあり方にしても環境や他の人間とは基本的に分離されるべきものという認識が基本になるという。また、家族のひとりひとりが独立して自立していることが健康な家族の非常に大切な要素となる（Skynner, 1987; Lewis, Beavers, Gossett & Phillips, 1976）。さらに、アメリカ社会では世代間の境界は明確に区切られるべきものとされ、大人になれば家から出て独立することが当然とされる。依存（dependency）、つまり二者が親密な関係を保ち、独立できない状態はこの価値体系に反するものである（McGoldrick, 1989）。

一方、Bell（1989）によると、日本では個人を上位システムとの関連性の中で捉える考え方があるという。彼によると個人ひとりの幸せを追求しても意味がなく、幸福はシステム全体

(グループ、家族)の統合性(バランス)がとれたときに達成されるという通念がある。また、個人ひとりの過度の要求や権利を主張することは全体の調和を乱すこととされ、むしろ他人とうまくやっていけるということが美德とされるのである。

ここで争点となるのは個人主義のアメリカと、集団主義の日本という対立構図である。田村(1992)によると、西洋では若者が巣立てばもう原家族からは離脱し、別の家族に属すると考えられるが、それが日本の場合、一生原家族から離脱することはないという。たとえ家を出て経済的、心理的に独立しても実家との心理的な関係は密接に保たれる(田村, 1992)。これらのことから考えると、サブ・システムの関係に置かれる重要性が日本と欧米では異なることが容易に予測できる。つまり文化的な特性を考えると、日本においては家族内のサブ・システムの関係に重きが置かれ、家族の特性を評価する際にもポイントとなる可能性が考えられる。しかしながら、FADもFESもそのような文化的な特性を持たない欧米で開発された尺度であるため、それを日本語訳したものではサブ・システムが家族機能に及ぼす影響について特定できないということである。

日本の家族においてサブ・システムの関係性が重要だと考えられる事例はいくつか挙げられる。まず、家族関係の話をする時に第二次対戦以前には必ずといっていいほど嫁姑関係が挙げられる。この関係は現代においても形や内容において一部の變化こそあれ、婚姻において嫁を出す側と受け入れる側双方の重要関心事であることには変わりはない(野口, 1974)。また、元来日本の家庭では父親が主役であり、父親たちの権威を家父長的な社会全体が秩序づけた(石川, 1990)。この流れの中では父親から長男へ、孫の男の子へという関係が重視されたが、それとは別に母子間の強い絆が存在していたということも多く、多くの学者が指摘している(石川, 1990)。つまり、日本においては古くから家族内でサブ・システム間に様々な関係が生じていたということが分かる。

この他にも、岩館(1997)によると家族を子育てという主要機能と、夫婦・親子等の関係構造を持つシステムと捉えた場合、夫婦・親子・兄弟それぞれが、サブ・システムとしてどのような関わり方、結び付き方をしているかが、家族の働きや有り様を大きく左右する重要なポイントになると考えられるという。

I-3. 本研究の目的

これまで述べてきたとおり、日本において用いられている代表的な家族機能評価尺度のFESやFADは日本の文化的背景にそぐわない内容を含み、それゆえに信頼性の低下、サブ・システムについての項目の欠如といった問題を抱えていることが考えられる。一方、FES、FADの他にもいくつか家族機能の評価する尺度は作成されているが、それぞれ構成概念の定義や理論的根拠、信頼性、妥当性などの面で不十分な点があり、議論の余地を多分に残したものであるといえる。

以上のことを考慮して本研究では集団性の強い日本の文化に立脚し、日本人に理解しやすい概念からなり、分かりにくい項目や信頼性の低い項目を含まない尺度を作成する。さらに、サブ・システムの関係性を表す項目など、既存の尺度には存在していないが日本の家族の特性を評価する上で必要だと考えられるものを備え、簡便なものを作成することを目的とする。さらに、その尺度を用いて得られた得点を被験者の属性をもとに比較検討し、人口動態統計に見られる変化が現在の家族の特性にどのように反映されているかについて考察する。

II. 研究 I

II-1. 目的

個人主義の強いアメリカとは対照的に集団性を重視する日本の文化に基づき、現在の日本の家族特性を把握するのに適切な項目を抽出し、簡便で独自の尺度を作成することを目的とする。翻訳版では、日本人にとって理解しにくい、または多義的に解釈される可能性がある項目も含まれていたことをもとに、信頼性や妥当性の観点からも内容的に理解しやすい家族特性を把握する尺度を作成する。また、同時にサブ・システムに関連した項目を抽出することも目的とする。

II-2. 方法

1. 対象と調査手続き

研究 I は主に大阪を中心とする近畿圏に住む大学生、大学院生 255 名を調査対象とし、回答が途中までのものやフェイスシートが記入されていないものを除いた 250 名（平均年齢 19.64 ± 2.40 歳）を分析対象とした（有効回答率 98.0%）。回答者のうち、男性は 92 名（36.8%、平均年齢 20.08 ± 1.70 歳）、女性が 158 名（63.2%、平均年齢 18.72 ± 0.94 歳）であった。調査は質問紙法を用いた。

2. 尺度項目の作成

尺度となる項目を収集するために、大学生を対象に「いい家族」と聞いて連想する文章、または単語をできるだけ多くあげてもらうという自由記述形式の予備調査をおこなった。予備調査の結果 42 名から回答が得られ、単語、文章の合計 142 項目を収集することができた。収集された 142 項目をそれぞれ内容の類似性にしたがって分類したところ、「イベント・レジャー・外出」や「役割分担」といった形でまとめられ、最終的には 17 のグループに分類できた。この分類をもとに、質問項目を作成した。項目作成にあたって、単語のみで記述されていたものについては、その単語の意味する内容が変わらないよう配慮した上で文章に修正した。文章で記述されたものも、そのままでは項目にできないと判断したものは、質問項目にふさわしい形になるよう修正した。このような手続きを経て、85 項目からなる質問紙を作成した。それぞれの質問項目について、「あてはまらない」を 1 点、「あてはまる」を 7 点とした 7 件法で回答を求めた。

3. 調査の内容

対象者の性別、年齢、作成した 85 項目の家族特性評価尺度について回答を得た。

4. 統計解析

統計解析には汎用統計パッケージ SPSS10.0J (SPSS Inc., 2001) および SEFA2001 (Kano & Harada, 2001) を用いた。

II-3. 結果

1. 因子構造の抽出

得点分布にある程度ばらつきがあることが妥当であると考えた上で、得点分布の偏った項目

を分析から除外するため、記述統計をもとに平均値が 5.5 以上の項目、2.5 以下の項目および分散が 2.0 以下である項目を除外した。この手続きによって、「家族のことを大切に思っている」や「家族に対して感謝する気持ちを持っている」など、合計 16 項目を分析の対象外とした。また、項目間の相関を調べた上で、.83 と .81 という強い相関を持つ 2 組 4 項目に対して、それぞれ他の項目とも高い相関係数を示した一方を除外した。複数の質問項目が、同一の内容を尋ねていることは妥当ではないと判断したためである。このようにして残った 67 項目に対して最尤法、プロマックス回転を用いて探索的因子分析をおこなった。因子の内容や適合度を考慮して、5 因子解が最も適切であると判断し、採用した。

次に、どの因子にも因子負荷量が .30 以下である 13 項目を除外して、残った 54 項目に対して再び最尤法、プロマックス回転で 5 因子解を求めた。同様に、残った項目に対して最尤法、プロマックス回転を用いて、因子負荷量が .30 以下である項目を除外するという手続きを 2 回繰り返し、それぞれ 2 項目、1 項目を除外した。こうして 51 項目に絞った時点ですべての項目が .30 以上の因子負荷量を示した。

2. 項目の選定

簡便な尺度を作成するために、ステップワイズ探索的因子分析を用いて項目の選択をおこなった。この選択過程において、適合度を低くしている項目、内容的に因子を構成するのに妥当でない項目、共通性が低い項目を除外の対象とした。適合度指標として GFI (Goodness-of-Fit Index)、CFI (Comparative Fit Index)、RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) を用い、検定にあたり GFI が .90 以上、CFI が .90 以上、RMSEA が .05 以下になることを基準とした。その結果、5 因子 26 項目が採用された (Table 1)。このモデルは高い適合性を示した (GFI=.92、CFI=.98、RMSEA=.04)。

次に、因子ごとの Cronbach の α 係数は、第 1 因子が .93、第 2 因子が .87、第 3 因子が .77、第 4 因子が .61、第 5 因子が .59 であった。

3. 因子の命名

第 1 因子は因子負荷の高い順に「家族に笑顔が絶えない」、「私の家族は明るい雰囲気をもっている」、「家族の間での会話が多い」、「私の家族は仲がよい」、「親子のふれあいが多い」、「家族とのコミュニケーションがいつも取れる」で構成されており、家族の明るさ、ふれあいなどを通したまとまりを表現していると考えられる。そこで、この因子を「円満」因子と命名した。

次に、第 2 因子は因子負荷の高い順に「家族内で必要なときに適切な助言・援助が得られる」、「家族にはなんでも相談できる」、「家族の中で悩んでいる人がいるとお互いに励ましあう」、「言葉に出さなくても思いが通じることがある」、「家族に自分のことを理解してもらっていると感じる」、「家庭で起こった問題を話し合いで解決することができる」で構成されており、お互いの思いを表現できるということや、心理的な部分でのつながりを表現していると考えられる。そこで、この因子を「情緒的結合」因子と命名した。

第 3 因子は因子負荷の高い順に「家族で外出することがある」、「私の家族はそろって旅行することがある」、「家族の誕生日や結婚記念日などの記念日をみんなで祝う」、「家族みんなで食事する」で構成されており、家族が揃って何かをする、どこかへでかけるといった、まとまりでの活動性を表現している。よって、「共同活動」因子と命名した。

Table 1 家族特性評価尺度の探索的因子分析結果 (N=250)

	第1因子	第2因子	第3因子	第4因子	第5因子
第1因子：円満因子					
家族に笑顔が絶えない	.925	-.065	-.059	.048	.074
私の家族は明るい雰囲気を持っている	.917	-.035	.000	-.041	.091
家族の間での会話が深い	.853	.101	-.091	-.009	-.096
私の家族は仲がよい	.821	.048	.078	-.014	.087
親子のふれあいが深い	.613	.310	-.044	-.091	-.149
家族とのコミュニケーションがいつも取れる	.597	.206	.109	-.033	-.088
第2因子：情緒的結合因子					
家族内で必要なときに適切な助言・援助が得られる	-.040	.819	-.015	.110	-.018
家族には何でも相談できる	.038	.792	.006	-.185	.046
家族の中で悩んでいる人がいるとお互いに励ましあう	.085	.729	-.073	.078	-.086
言葉に出さなくても思いが通じることがある	.104	.591	.012	-.061	.009
家族に自分のことを理解してもらっていると感じる	.162	.532	.097	-.013	.197
家庭で起こった問題を話し合いで解決することができる	.196	.422	.024	.181	.119
第3因子：共同活動因子					
家族で外出することがある	-.025	-.027	.960	-.043	-.006
私の家族はそろって旅行することがある	-.009	-.059	.813	.004	.050
家族の誕生日や結婚記念日などの記念日をみんなで祝う	.054	.170	.355	.108	-.153
家族みんなで食事をする	.275	.065	.301	.061	-.050
第4因子：規律因子					
家事を分担しておこなっている	.082	-.059	.039	.595	.097
私の家は家庭内でルールがある	-.072	.062	-.020	.555	-.102
親が子どもに甘い	.165	.185	.046	-.485	.005
家族で会議を開くことがある	.044	.247	-.043	.428	.036
子どもが親の手伝いをする	.067	.101	.112	.342	.026
第5因子：自立因子					
家族がお互いに束縛しあわない	.080	-.001	.032	-.109	.655
私の家族はお互いに依存しすぎない	.122	-.232	-.011	.174	.529
私の家族は何事も他人と比較しない	-.116	.328	-.006	.091	.451
親が子どもの成績についてこだわらない	-.061	.227	-.023	-.052	.403
生活の上で親が注意をしてくることが多い	.186	-.015	.051	.193	-.359
累積寄与率(%)	31.8%	37.4%	41.1%	45.8%	49.5%
固有値	8.721	2.356	1.778	1.399	1.092
第1因子：円満因子	—	.726**	.649**	.268**	.081
第2因子：情緒的結合因子		—	.627**	.283**	.208**
第3因子：共同活動因子			—	.305**	-.042
第4因子：規律因子				—	-.023
第5因子：自立因子					—

** $p<.01$

第4因子は因子負荷の高い順に「家事を分担しておこなっている」、「私の家は家庭内でルールがある」、「親が子どもに甘い」、「家族で会議を開くことがある」、「子どもが親の手伝いをする」から構成されている。家庭内における決まりごとや、どちらかといえば親の方に権限があることを表現していると考えられる。よってこの因子を「規律」因子と命名した。

第5因子は、因子負荷の高い順に「家族が互いに束縛しあわない」、「私の家族はお互いに依存しすぎない」、「私の家族は何事も他人と比較しない」、「親が子どもの成績についてこだわらない」、「生活の上で親が注意をしてくることが多い」で構成されている。家族成員間の適度な距離感や、干渉しないことを表現していると考えられる。よって、この因子を「自立」因子と命名した。

4. 因子間相関

因子間相関を検討した結果、Table1のような結果が得られた。強い正の相関が見られたのは、円満因子と情緒的結合因子であった。また、円満因子と共同活動因子、情緒的結合因子と共同活動因子には中程度の正の相関が見られた。円満因子と規律因子、情緒的結合因子と規律因子、情緒的結合因子と自立因子、共同活動因子と規律因子の間には弱い正の相関が見られた。

II-4. 考察

本研究は、日本の家族特性を的確に把握するための尺度作成を目的とした。その結果、5因子26項目という簡便な家族特性評価尺度が作成され、信頼性が確認された。

それぞれの因子の内容を吟味していくと、円満因子は明るい雰囲気やふれあいの多さなど、家族のだんらんにつながる項目や、家族が集まった状態を表現する項目から構成されている。個人主義ではなく、他者との関係を重視する傾向が表れた結果であると考えられる。この因子は、日本人の集団主義を表していると考えられることからアメリカで作成された既存の尺度とは異なると思われる。

また、情緒的結合因子は主に家族のお互いの思い、考えなどの内面的なことを表現する項目から構成されている。家族には自分の弱さでさえもさらけ出すことができ、家族というのは信頼し、安心できる存在であると考えている傾向が見られる。この因子は、日本独特の家族との密な心理的つながりを表す項目から構成されており、日本の家族特性の重要な部分を占めていると考えられる。

共同活動因子は家族で何らかの行事や行動がなされることを表す項目から構成されている。旅行や記念日に言及した項目は、既存の尺度には見られないことから、日本の家族特性を把握するために新たに抽出された項目であるといえる。日本の家族は個人主義傾向の強いアメリカの家族とは異なり、他者との関係に価値が置かれていると考えられる。

規律因子は家庭内の決まりごとや習慣などを表す項目から構成されている。家族という社会集団で生活をしていく中で、ある程度の決まりごとは生活の枠組みとなり、適度な秩序を保つものとしてその重要性は高い。親子というサブ・システムに関係した項目が2つ抽出されていることから、既存の尺度では見られなかった項目を含む因子であるといえるであろう。

自立因子は束縛しない、比較しないなど個人の自由を尊重していると思われる項目から構成されている。家族というまとまりを重視しているとともに個人の行動にも自由が認められていることがわかる。これは自由であるということには責任も伴うということが家族内で認識され

ているためであると考えられる。アメリカの個人主義と異なり、家族のまとまりと個人の自由の両方を共存させるかたちであるところが、日本の家族特性を的確に表しているのではないかと考えられる。

次に、因子間相関について考察する。円満因子と情緒的結合因子の間に強い正の相関が見られた。このことから、家族が集まり、明るい雰囲気である状態と家族が相談したり、励まし合ったりすることには関連があることが示唆される。家族が集まると自然に会話が始まり、自分の内面に踏み込んだ話もできるということを表していると考えられる。家族を信頼し、また家族が安心できる存在であるからこそ、お互いに相談し、理解し合うことができると考えられる。また、家族がだんらんの場を設けるということは、自分の話を聞いてほしい、意見を聞きたいなどといった自発的な思いがあるからではないかと推測される。このような点から、家族が集合することと、内面的なつながりには強い相関関係があると思われる。

また、円満因子と共同活動因子の間には中程度の正の相関が見られた。このことから、家族が集まることと家族全体での行事や行動との間には関連があると示唆される。仲がよく、明るい雰囲気を持つ家族においては、家族で揃って外出や旅行をすることがあるということが考えられる。また、家族が揃って活動すること自体が家族が顔を合わせている時間の増加になるため、それによって会話を始めとするコミュニケーションの機会が増えることにつながるということも考えられる。

そのほかにも、情緒的結合因子と共同活動因子との間にも中程度の相関が見られた。このことから、情緒的なつながりと、家族全体揃っておこなう行動との間には関連があると示唆される。家族成員がお互いに理解し合う仲であることから、一緒に行動することも多く、誕生日を祝うことや旅行などといったいわゆる家族行事もおこなわれるのではないかと考えられる。また、揃って行動することから、情緒的なつながりもより一層深まっていくのではないだろうか。以上の3つの相関は、円満因子、情緒的結合因子、共同活動因子の間に見られた、中程度または高度の相関である。それぞれの間に相関が見られたことから、家族が集まること、内面的なつながり、家族での行事や行動には関連があることが示唆される。これらは現在の日本の家族特性を把握するために、重要なものであるといえるであろう。

また、規律因子は、円満因子、情緒的結合因子、共同活動因子との間に弱い正の相関が見られた。このことから、家庭内における決まりごとや親子関係に影響を与える事柄が、家族で集まること、心理的な部分でのつながり、家族全員での行動との間に関連があることが分かる。このことは、家族内における信頼のもとにルールや会議を始めとする規律が成り立っていることを表していると考えられる。また、規律の存在が家族のまとまりや、家族揃って活動することに関連する要素だということも解釈できる。

さらに、情緒的結合因子と自立因子の間にも弱い正の相関が見られた。このことから、情緒的なつながりと家族成員間に適度な距離感あることには関連があるといえる。情緒的なつながりがあるということは、家族間の過度な甘えや依存とは異なるものであるということを示唆していると考えられる。

これまで述べたように、研究Ⅰではそれぞれの因子の内容、構成が既存のものとは異なる部分があること、因子間相関について考察をした。妥当性については研究Ⅱで検討する。

Ⅲ. 研究Ⅱ

Ⅲ－１. 目的

研究Ⅰにおいて５因子 26 項目からなる家族特性評価尺度を作成し、信頼性を確認することができた。研究Ⅱでは研究Ⅰで得られた尺度の妥当性を検討することを第 1 の目的とする。また、先行研究を参考にして他尺度との関連を見ることで、家族特性評価尺度の持つ性質について検討することを第 2 の目的とする。本研究では大野（1984）による充実感尺度から 2 因子 16 項目および抑うつ尺度である CES-D（Center for Epidemiologic Studies Depression Scale; Radloff, 1977）の日本語版（島・鹿野・北村・浅井, 1985）の 4 因子 20 項目を用い、それぞれと家族特性評価尺度との因果関係を検討する。

内閣府が全国の成年を対象におこなった国民生活に関する世論調査（2002）によると、充実感を感じるのは主にどのような時かという質問に対し、「家族だんらんの時」と答えた者の割合が 44.7%と最も多い結果となった。家族のだんらんによって充実感を感じられるという点から、本研究で作成した家族特性評価尺度と充実感の間にも関連がある可能性が考えられる。また CES-D についても、福川・坪井・新野・安藤・小杉・下方（2002）の研究によると、家族との肯定的交流による抑うつ低減効果と、否定的交流による抑うつ増大効果が示されている。また、西出・夏野（1997）は、中学生の子供が自分の家族が機能的であると評価していると、抑うつ感が減じられることを報告している。このことから本研究で作成した家族特性評価尺度の得点が CES-D の得点を左右する可能性があると考えられる。

さらに第 3 の目的として、属性による家族特性評価尺度の尺度得点の比較をおこなう。それにより、人口動態統計に見られる変化が現在の家族の特性にどのように反映されているかについて調べる。

Ⅲ－２. 方法

１. 対象と調査手続き

主に大阪を中心とする近畿圏に住む大学生、大学院生 88 名を調査対象とし、すべてを分析対象とした（平均年齢 20.28 ± 1.34 歳）。回答者のうち、男性が 37 名（42.0%、平均年齢 20.32 ± 1.53 歳）、女性が 51 名（58.0%、平均年齢 20.25 ± 1.20 歳）であった。調査は質問紙法を用いた。

２. 調査内容

研究Ⅰで作成した家族評価尺度 26 項目と FES の「凝集性」・「表出性」・「達成志向性」・「活動娯楽志向性」・「統制性」の 5 因子 45 項目、大野（1984）の充実感尺度から「充実感気分—退屈・空虚感」・「連帯—孤立」の 2 因子 16 項目、島・鹿野・北村・浅井（1985）による CES-D 日本語版 4 因子 20 項目の合計 107 項目を含む質問紙を用いた。なお、研究Ⅰで作成した 5 因子 26 項目の内容を吟味したところ、FES の「葛藤性」・「独立性」・「知的文化志向性」・「道徳宗教性」・「組織性」因子にあてはまるような項目は含まれていないと考えられた。したがって、これらの下位尺度と作成した 26 項目の相関については検討する意義が乏しいと判断し、除外した。また、充実感尺度の「自立・自信—甘え・自信のなさ」・「信頼・時間的展望—不信・時間的展望の拡散」因子については項目の内容を吟味した結果、関連を検討する意義に乏しいと判断したため除外した。なお、フェイスシートでは性別、年齢、家族構成、就学前の

教育形態について尋ねた。

3. 統計解析

統計解析には汎用統計パッケージ SPSS10.0J (SPSS Inc., 2001) を用いた。

Ⅲ-3. 結果

妥当性の検討のために、FES の「凝集性」・「表出性」・「達成志向性」・「活動娯楽志向性」・「統制性」の 5 因子の尺度得点と、研究 I によって作成した家族特性評価尺度の各下位尺度の尺度得点との相関係数の値を以下の Table 2 に示す。

Table 2 FES と家族特性評価尺度との相関 (N=88)

	円満	情緒的結合	共同活動	規律	自立
凝集性	.67**	.74**	.55**	.44**	.20
表出性	.64**	.57**	.43**	.08	.40**
達成志向性	.28**	.23*	.32**	-.06	.42**
活動娯楽志向性	.38**	.38**	.43**	.22*	.27*
統制性	.45**	.41**	.31**	-.16	.58**

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

「円満」因子は FES の凝集性、表出性、活動娯楽志向性、統制性と中程度の、達成志向性と弱い正の相関を示した。同様に「情緒的結合」因子は凝集性と強い、表出性、活動娯楽志向性、統制性と中程度の、達成志向性と弱い正の相関が見られた。「共同活動」因子は FES のすべての因子と中程度の正の相関が見られた。「規律」因子は凝集性と中程度の、活動娯楽志向性と弱い正の相関が見られた。「自立」因子は表出性、達成志向性、統制性と中程度の、活動娯楽志向性と弱い正の相関が見られた。

次に、家族特性評価尺度の 5 因子の尺度得点を独立変数に、充実感尺度の得点を従属変数にして重回帰分析をおこなった結果、自立因子と円満因子が正の影響を与えていることが明らかとなった。(Table 3)。また、CES-D の得点を従属変数として重回帰分析をおこなった結果、情緒的結合因子、自立因子が負の影響を与えていることが明らかとなった (Table 4)。

次に、属性をもとにして被験者を 2 群に分け、平均値の差の検定をおこなった。その結果を Figure 1～3 に示す。検定の結果、祖父母が同居していない群と祖父母のどちらかあるいは両方と同居している群との間において、共同活動因子の得点に有意差が見られた ($t(86)=2.06$, $p<.05$, Figure 1)。また、小学校入学前の就学形態について保育園だけに通っていた群と幼稚園だけに通っていた群とで平均値の差の検定をおこなったところ、共同活動因子の得点に有意差が見られた ($t(76)=1.90$, $p<.05$, Figure 2)。一方、同胞の有無で平均値の差の検定をおこなった結果、有意差は見られなかった (Figure 3)。

Table 3 充実感尺度と家族特性評価尺度との重回帰分析 (N=88)

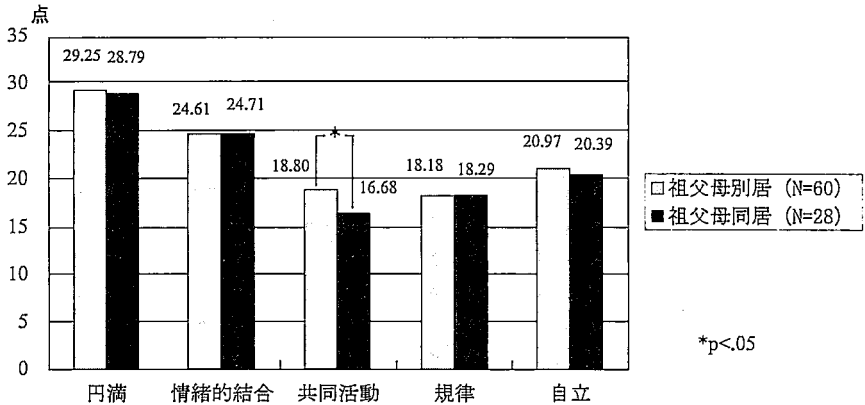
	標準偏回帰係数	相関係数
自立	.29*	.36
円満	.28*	.35
共同活動	.10	.15
規律	.08	.16
情緒的結合	.05	.41
R2 乗	.20	
調整済み R2 乗	.19	

*p<.05

Table 4 CES-D と家族特性評価尺度との重回帰分析 (N=88)

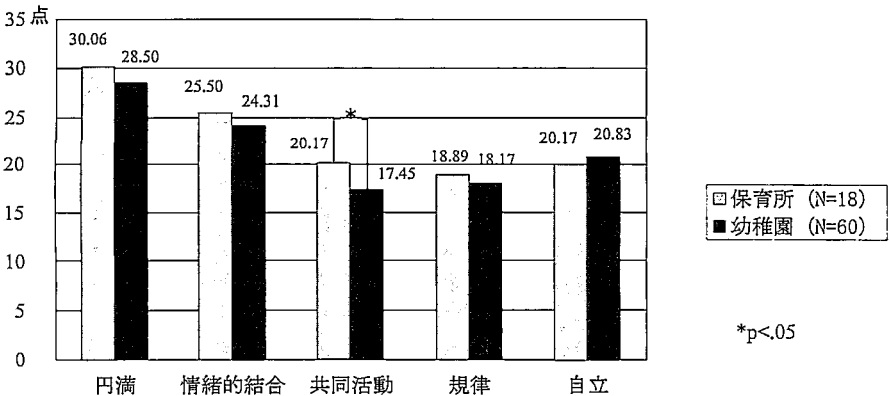
	標準偏回帰係数	相関係数
情緒的結合	-.35*	-.41
自立	-.21*	-.31
円満	-.15	-.39
共同活動	-.13	-.15
規律	-.04	-.11
R2 乗	.21	
調整済み R2 乗	.19	

*p<.05



*p<.05

Figure 1 祖父母と同居しているか別居しているかによる検定結果 (N=88)



*p<.05

Figure 2 就学前の教育形態の違いによる検定結果 (N=88)

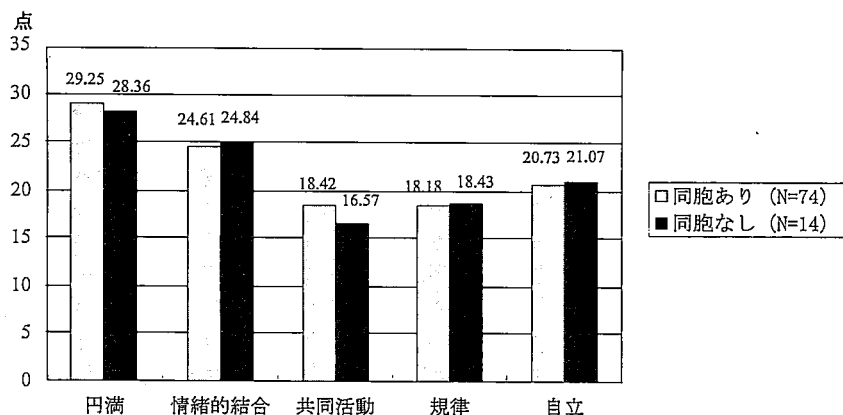


Figure 3 同胞の有無による検定結果 (N=88)

Ⅲ-4. 考察

a) 妥当性

今回作成した家族特性評価尺度と FES との間に相関関係が認められたことから、この尺度が家族特性を評価する尺度であることが確認できた。野口ら (1991) の研究では、米国では統制を強めると凝集性が弱くなる一方、日本では統制を強めると凝集性が強くなるという結果が確認された。この結果と、本研究で FES の凝集性と強い正の相関関係にある円満因子、情緒的結合因子が FES の統制性と中程度の正の相関関係を示したという結果を考慮しても、今回作成された尺度の基準関連妥当性を確認することができたといえるであろう。

b) 家族特性評価尺度の持つ性格

因子のまとまり方を考えると既存のものとは異なる様相が見られる。まず、FES 日本版において独立性因子が低い信頼性を示したが、今回作成した尺度には独立性と似た内容を表す因子は存在しない。また、FES の凝集性因子との相関関係を検討したところ、円満因子、情緒的結合因子、共同活動因子が比較的強い相関を示した。このことは、FES では凝集性という領域で表現されるものが、今回作成した尺度では3つの領域に分かれて表現されているということである。このことは今回作成した尺度が、日本において重視されている集団主義を、円満因子で家族の全体的な雰囲気の良いまとまりを、情緒的結合因子で心理的な面でのまとまりを、共同活動因子でまとまった状態での行動を、という形でそれぞれが集団主義の中の異なった側面を表現していると考えられることができる。

また、FES の表出性因子との相関関係を検討したところ、円満因子と情緒的結合因子が比較的強い相関を示した。このことは、FES では表出性という領域で表現されるものが、今回作成した尺度では2つの領域に分かれて表現されているということである。このことは、日本の家族における感情表現は、家族でのまとまり、心的なつながりと強い関係があることを表現していると考えられる。

したがって、独立性と関連すると思われる因子が抽出されなかった一方で、集団主義に関連した因子が3つ抽出されていること、感情表現に関連した因子が2つ抽出されていることが、

今回作成した尺度の特徴であるといえる。

次に、自立因子、円満因子が充実感尺度に正の影響を与えていたということから、自立因子と円満因子において高い評定を示した人は充実感を感じている傾向にあることが分かる。研究Ⅰで抽出された項目の内容から判断すると、円満因子は明るい雰囲気や触れ合いの多さ、家族のまとまった状態を表すものであった。このことから考えると、円満因子が充実感に正の影響を与えていたという点は先行研究の結果と一致するものである。また、自立因子の内容は家族がそれぞれ孤立していることを表しているものではなく、家族がまとまっている上で個人を尊重していることを表していると考えられるため、この因子の得点が充実感に正の影響を与えていることは解釈可能なことである。

次に、情緒的結合因子と自立因子が CES-D に負の影響を与えていたということから、情緒的結合因子と自立因子において高い評定を示した人は抑うつを感じる傾向が弱いということが示された。この結果も先行研究における結果を支持するものである。このことから、家族における心理的な面でのつながりは抑うつを低減する効果があることが分かる。抽出された項目の内容から考えると、家族内で助言や援助が得られること、何でも相談できること、家族には自分のことを理解してもらっていることなど、情緒的結合因子は家族から得られるサポートを表しているということも考えられる。このことから家族との情緒的なつながりを感じ、サポートを得ることで抑うつが低減されることが予測できる。また、自立因子が負の影響を与えたということから、家族というまとまりの中での個人の尊重が抑うつ低減につながるということが考えられる。

以上のことから、今回作成した尺度の基準関連妥当性を確認することができた。また、自立、円満という特性が充実感を高めること、また情緒的結合、自立という特性が抑うつ傾向を弱めることが示された。

c) 属性による比較

また、平均値の差の検定結果からいくつかの見解が得られた。まず、祖父母と同居している群よりも同居していない群の方が共同活動因子の尺度得点が高かったことから、祖父母と同居していない方が旅行、外出などの活動が活発であるという傾向が読み取れる。このことは核家族が好まれ、増加している現在においては祖父母と同居することが一緒に何かをする機会の減少につながるということを示唆していると考えられる。このような結果になった原因を考えるには、まず家族成員数の問題を考慮する必要があるだろう。祖父母と同居しているとそれだけ家族成員も多くなるため、家族が少ない場合よりも全員揃うことが物理的に困難なことが予想される。このことは共同活動因子の尺度得点を左右する一因になっていると考えられる。また、酒井（1984）によると同居によって祖父母世代と両親世代でどちらが主導するかといった問題が生じるということがあり、この問題も同居の場合において共に活動をしにくくしていることの原因と考えられる。

次に被験者の就学前の教育形態の違いによる平均値の差の検定結果から、保育園に通っていた群の方が幼稚園に通っていた群よりも、共同活動因子の尺度得点が高いことが分かった。柏木・蓮香（2000）は、就学前幼児を保育園に預けて働いている母親（有職群）と、仕事をもたずに子どもを養育し幼稚園に通わせている母親（無職群）とを対象に研究をおこなった。その結果、子どもと分離していることに対する否定的な感情は無職群の方が強かったのに対し、逆

に肯定的な感情は有職群において有意に強かった。また、有職群は実際に保育園に子どもを預けることで体験する分離によって、子どもとの関係がむしろ充実することを実感しているという。このことから、保育園に通っていた群では幼稚園に通っていた群よりも適度な分離時間によって親子関係が充実し、それが積極的な共同活動へとつながっていったのではないかと予想される。調査対象者が幼い頃に形成された家族の習慣、方針などの延長に今回表された家族の特性に対する評定に関係していると考えられる。

最後に同胞の有無についてであるが、吉田(1987)によると同胞がいるということは、家族集団の中で多種多様な人間関係を経験することにつながり、子どもの社会的技能が向上され、成長後の社会適応にもプラスに作用しやすい。その一方でひとりっ子は家族集団内での人間関係を経験する機会が少ない上、わがまま、協調性の欠如、依頼心が強い、情緒不安定、早熟といった特徴を備えやすい(清水, 1986)。また、ひとりっ子は同胞を持つ子と比べて、依存性が強い(Bohannon, 1988; Wang, Chuanwen, Fan, Cunren, Lin & Guobin, 1984)、社会性が劣る(依田, 1967; 渡辺, 1982; Jiao, Shulan, Ji Guiping & Jing Qicheng, 1986)などの特徴を有すると指摘されている。このように同胞を持つ場合と比べてひとりっ子の持つ性質に着目し、検定をおこなった。しかし有意差は見られなかった。有意差が見られなかったことの原因としては、現在は二人きょうだいが多くなっており、その二人きょうだいという構成も親や外部の者が二人の成績や性格などを比較してしまうなど、好ましくないとされる性質を持つことが挙げられる(清水, 1986)。つまり、ひとりっ子の持つ性質が好ましくないと考えられる一方で、実際には二人きょうだいが多いというのが現状であり、その二人きょうだいも別の形で好ましくないとされる性質を有しているため、同胞の有無では家族特性の尺度得点に差が生じなかったのではないかと考えられる。

IV. 総合考察

本研究では5因子26項目からなる独自の尺度を作成することができた。この尺度は既存の尺度にはない簡便さがあり、信頼性が高い。信頼性については既存の尺度で代表的なFES日本版において、日米間の文化に違いがあるために高いものが得られなかったという欠点があり、その点を改善することを念頭において研究を進めた。その結果、現代の日本の家族特性を評価するのに適した信頼性の高い尺度が作成されたといえる。

尺度の個々の因子に着目してみると、独立性より家族という集団を重視した因子が抽出されたことは、やはり日本とアメリカの文化や習慣に違いがあるためであると考えられる。自立因子は個人の自由を求める内容を含んではいるが、FESの独立性のように強い独立心を持つことや、一人で何かをするという内容を含んだ個人主義をあらわす因子とは概念的に異なる。この因子は家族という集団を重視し、まとまって生活していくことを前提とした上で、過度に密接した関係にならない程度に適度な個人の自由を認めていることを表現したものであると解釈できる。このような点も今回作成した尺度の独自の部分であるといえる。

また、祖父母が同居しているか否かによって、共同活動因子の尺度得点に差が生じたという結果は、昔とは違う現代の家族のあり方を感じさせるものである。この結果から、現代において、拡大家族が減少しつつある理由の一つに、祖父母世代との同居は家族がそろって活動しにくいということがあげられるのではないだろうか。また、現在は夫婦の多くが恋愛によって結ばれ、二人だけの新婚家庭から家族生活を開始する傾向が強まり、仮に親と同居するとしても

親の日常生活に支障が出てからでよい、と考える人が増えてきたことがある（春日，1994）。また、三世代が同居すると「イエ」が継承されていくという強い確信、ひとつの財布で金銭管理をせざるをえない家計状況、母と息子の間の強い情緒的絆、そして何より「嫁」の立場にある女性は低い地位にならざるをえない状態になる可能性があり、このようなことから、嫁・姑問題が生じる（春日，1994）。また、鈴木・グループわいふ（1989）は日本的な住居では二組の夫婦のプライバシーを保つのは難しいということを示唆している。拡大家族においては嫁・姑もしくは婿・舅という気を遣いあわなければならない義理の親子関係が存在し、それが共同で活動をおこなう際の障害になっているとも考えられる。したがって、拡大家族では核家族に比べて共同活動因子の得点が有意に低い結果になったと予想される。しかし、円満因子などには有意差が見られなかったことから、一概に核家族の方が好ましい家族像であるという解釈はできない。鈴木・グループわいふ（1989）がおこなったアンケート調査では、嫁の立場である女性から祖父母世代と同居していることへの不満がいくつか挙げられた一方で、「子どもを見てもらえる」「自分がいろいろなことを学べる」など、同居の利点も多く挙げられている。また、経済企画庁（1992）の「平成4年度国民生活選好度調査」によると、「理想の家族像とはどのようなものですか」という問いに対して、「夫婦と子供のみで住んでいるが、親の近くに住む」が46.3%、「親、子、孫等が同居している大家族」が32.6%となっている。このように意識の上では、理想とする家族形態は、親の近くに住む核家族や、親、子、孫等が同居する大家族が望まれる傾向にある。したがって、実際には核家族が多いものの、大家族であることを否定的に捉えているわけではないと考えられるため、共同活動因子以外の4因子には、差が見られなかったのではないかと考えられる。今回の結果は、拡大家族が家族みんなで行動するうえではマイナスになると捉えられた結果が共同活動因子の尺度得点の差をもたらすことになったと考えられる。

また、就学前の教育形態の違いによる検定結果からも新しい家族のあり方についての見解が得られた。核家族化が進む中で、女性の社会進出が進んで共働き家庭が増えているが（岩館，2002）、保育園は0歳児から預けることができる上、保育時間も比較的長いいため、両親が共働きの場合でも仕事をしている時間中ずっと預けておくことが可能である。しかし、それは両親と子どもの分離時間が長いということを意味している。柏木・蓮香（2000）によると、従来はとく「母子が分離すること」が否定的に捉えられていたが、実際の研究結果では保育園に子どもを預けることで適度な分離時間があった方が母子双方にとってよいというものであった。このことを本研究に還元すると、保育園に預けられていたことで適度な母子、親子の距離感があった家庭は、分離していない時間においては相互に充実したかわりあいをしていたということが考えられる。これは伝統的な両親共働きに対する批判的な考え方に対し、一方で適度な分離時間が親子関係の充実につながるという肯定的な側面を提示している。しかし、必ずしも保育園に子どもを預けている家庭が共働き家庭だとは限らないこと、平均年齢20歳前後の調査対象者に昔のことを尋ねていることなどを考慮すると断言することはできないが、今回の結果をもたらしたひとつの重要な要素として考えておきたい部分である。

同胞の有無による検定は、吉田（1987）や清水（1986）のひとりっ子の問題点に焦点を当てた見解に基づいておこなったが、実際にはひとりっ子の抱える性質が家族特性の評価に影響を及ぼすという結果は得られなかった。現在は出生率が低下する中、ひとりっ子が珍しくない状況になっているだけでなく、同胞がいる場合でも二人きょうだいが大半を占める時代である

(清水, 1986) ため、そのようなことから考えると今回の検定結果に有意差が生じなかったことは妥当なことだといえる。

さらに充実感尺度と CES-D との因果関係を見たことで、今回作成した尺度の持つ性格について検討することができた。充実感尺度との関連を見て家族のだんらんが充実感を高めるといいう先行研究を支持する結果が得られたことに関しては、家族形態が変わりつつあるといわれている現代にあっても、改めて日本の家族でだんらんの時が大切にされているということを認識することができた。また、情緒的な結合や自立という特性が抑うつを低減するという結果は、今回作成した尺度を用いて家族成員の抑うつ度を予測できるということを示している。心理的な面でのつながりや家族内での個々の尊重が、抑うつ低減という形で家族成員の個人的な精神的健康に寄与するという見解が得られたことは、非常に意義深いことであると考えられる。

以上のことから本研究においては、日本の家族特性を的確に把握する独自の家族特性評価尺度が作成されたと考えられる。さらに、5 因子 26 項目からなる簡便さも既存のものには見られない長所である。現代の家族は伝統的な観点から見れば非難される点があるのかもしれない。しかし、たとえば就学前の教育形態をもとにした今回の検定結果から考えてみると、子どもを保育園に長時間預けて働く共働き家庭は伝統的には否定的に捉えられているにもかかわらず、そのような家庭の肯定的な側面が認められたのである。したがって、これからも続いていくであろう家族形態の変遷も一義的な観点からのみではなく、様々な角度から眺めていくことが必要になるであろう。

しかしながら、今回は被験者の属性をもとに核家族であるか拡大家族であるか、被験者の就学前の教育形態がどうであったか、同胞がいるかどうかで比較し、検定をおこなったが、フェイスシートから得られた属性の情報は量的なものであった。つまり質的な部分については検討できていないため、検定の結果についても日本の家族の特性を十分に表していると判断するのは、尚早かもしれない。この点については今後研究を進めていく上で、調査方法を吟味する必要がある。たとえば、質問紙の回答と面接の両方をおこなうことで、被験者自身からより詳細に情報を得ることができれば、その家族の特性をより正確に把握できるようになるであろう。

また、本研究過程においては当初想定したような家族を構成するサブ・システムの関係性を表す因子は抽出されなかった。しかし、項目としては、親子関係を表す項目は抽出することができた。Erikson (1946) によると、親子関係は家族システムのサブ・システムであるが、子どもにとってはただの家族関係の一部のカテゴリー以上の意味を持つという。このことから考えると、親子関係の家族成員における重要性は高く、このような項目が抽出できたことはサブ・システムに関する項目の抽出を目指した今回の研究成果の一部であるといえよう。

今回は自由記述形式の調査から得られた回答をもとに質問項目を作成したが、父親や母親、兄弟姉妹、祖父母といった特定の人物を表す項目は、家族内にそのような人物が存在しない人にとっては、質問に答えようがないという問題が考えられたため、特定の人物を表す記述を含むものを質問項目として採用することを断念した。つまりサブ・システムを表す言葉を具体的に挙げるのが困難であり、その結果、実際の質問紙ではサブ・システムについての記述が親子などにとどまってしまった。このことがサブ・システムに関する因子が抽出されなかったことの原因として挙げられる。今回のように一種類の質問紙でのデータ収集方法では、今後家族形態が変化し続ける中でサブ・システムの関係が家族に与える影響を測定することは難しいと考えられる。従って、サブ・システムについての項目を抽出するためには新たな方法でデータ

を収集する必要があるであろう。たとえば、今回のように家族全員を想定して質問に回答するのではなく、回答する際にある一人を想定して回答できるように、被験者の家族構成に合わせて複数の質問紙を用意し、回答してもらうということが考えられる。また、日本の家族の現状を表した結果として解釈するためには、より多くのサンプル数を確保することも必要になるであろう。この点については今後さらに研究を進めていく上で検討していきたい。

V. 引用文献

- 阿満利麿 1996 日本人はなぜ無宗教なのか ちくま新書
- Bell, L. 1989 Song without words. *Family Therapy Networker*, 13 (2), 48-53.
- Bohannon, E.W. 1898 The only child in a family. *The Ped. Sem*, 5.
- Epstein, N.B., Baldwin, L.M. & Bishop, D.S. 1983 The McMaster Family Assessment Device. *Journal of Marital and Family Therapy*, 9, 171-180.
- Erikson, E.H. 1946 Ego Development Historical Change. *The Psychoanal. Study of the Child*. 2, 396.
- 福川康之・坪井さとみ・新野直明・安藤富士子・小杉正太郎・下方治史 2002 中高年のストレスおよび対人交流と抑うつとの関連：家族関係の肯定的側面と否定的側面. 発達心理学研究, 第13巻1号,
- 石川 元 1990 臨床心理学体系 第4巻 家族と社会 特論2 日本人の家族観 金子書房
- 岩館憲幸 1997 医療法人和楽会ホームページ シリーズ家族 家族のまとめり
<http://www.fuanclinic.com/kazoku/kazoku03.htm>
- 岩館憲幸 2002 医療法人和楽会ホームページ シリーズ家族 共働き ～子育ては？～
http://www.gld.mmtr.or.jp/~panic/v2002_h/vol_29d.htm
- Jiao, Shulan, Ji Guiping & Jing Qicheng 1986 Comparative study of behavioral qualities of only children and sibling children. *Child Development*, 57 (2), 357-361.
- Kano, Y. & Harada, A. 2001 Stepwise Variable Selection in Exploratory Factor Analysis (SEFA2001)
- 柏木恵子・蓮香園 2000 母子分離＜保育園に子どもを預ける＞についての母親の感情・認知－分離経験および商業の有無との関連で－. 家族心理学研究, 第14巻第1号, 61-74.
- 春日キスヨ 1994 家族の条件-豊かさのなかの孤独 岩波書店
- 経済企画庁 1992 平成4年度国民生活選好度調査
<http://wp.cao.go.jp/zenbun/seikatsu/wp-pl92/wp-pl92bun-1-3-29z.html>
- Keeney, B.P. 1983 Aesthetics of Change. New York, Guilford Press.
- 厚生労働省 2002a 平成13年人口動態統計月報年計（概数）の概況
<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/geppo/nengai01/index.html>
- 厚生労働省 2002b 平成13年人口動態統計の年間推計
<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/suikai01/index.html>
- 厚生労働省 2002c 平成13年簡易生命表 1 主な年齢の平均余命
<http://www.dbtk.mhlw.go.jp/toukei/data/020/2001/gaikyou/0003803/g160.html>
- 厚生労働省 2002d 官報資料版 平成13年国民生活基礎調査の概況 I 世帯構造及び世帯類型の状況

- <http://wwwdbtk.mhlw.go.jp/toukei/data/030/2001/gaikyou/0003814/g165.html>
- Lewis, J.M., Beavers, W.R., Gossett, J.T., & Phillips, V.A. 1976 No single thread. Psychological health in family system. New York : Brunner/Mazel. (本田裕・国谷誠朗ほか訳：織りなす綾—家族システムの健康と病理。国際医書出版, 1979)
- McGoldrick, M. 1989 Ethnicity and the family life cycle. In Carter, B., & McGoldrick, M. (eds.) The changing family life cycle. A framework for family therapy. Boston; Allyn and Bacon.
- Moos, R. 1974 Family Environment Scale and Preliminary Manual. Consulting Psychologist Press, Palo Alto, CA.
- 内閣府 2002 国民生活に関する世論調査 1. 現在の生活について
<http://www8.cao.go.jp/survey/h14/h14-life/index.html>
- 西出隆紀・夏野良司 1997 家族システムの機能状態の認知は子どもの抑鬱感にどのような影響を与えるか. 教育心理学研究, 第45巻第4号, 456-463.
- 野口武徳 1974 講座家族 第四章家族内の人間関係 第五節嫁姑関係 弘文堂
- 野口裕二・斎藤学・手塚一朗・野村直樹 1991 FES (家族環境尺度) 日本版の開発：その信頼性と妥当性の検討. 家族療法研究, 第8巻第2号, 147-158.
- Nomura, N., Noguchi, Y., Saito, S., & Tezuka, I. 1995 FAMILY CHARACTERISTICS AND DYNAMICS IN JAPAN AND THE UNITED STATES: A PRELIMINARY REPORT FROM THE FAMILY ENVIRONMENT SCALE. *International Journal of Intercultural Relations*, Vol.19 (1), 59-86.
- 大野 久 1984 現代青年の充実感に関する一研究 —現代日本青年の心情モデルについての検討—. 教育心理学研究, 第32巻第2号, 100-109.
- Radloff, L.S., 1977 The CES-D Scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Appl. Psychol. Meas.*, 1, 385-401.
- 佐伯俊成・飛鳥井望・三宅由子・箕口雅博・山脇成人 1997 Family Assessment Device (FAD) 日本語版の信頼性と妥当性. 精神科診断学, 8 (2), 181-192.
- 酒井美意子 1984 長男と結婚するとき読む本 上手な交際法から結婚生活のコツまで この新常識を知らないと失敗する 主婦と生活社
- Saito, S., Nomura, N., Noguchi, Y., & Tezuka, I. 1996 Translatability of Family Concepts into the Japanese Culture : Using the Family Environment Scale. *Family Process*, 35, 239-257.
- 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 巻 6 号, 717-723.
- 清水弘司 1986 講座人間関係の心理 第4巻家族の人間関係 (I) 総論 第5章きょうだい関係. ブレーン出版
- Skyenner, A.C.R. 1987 Framework for viewing the family as a system. In Bentovim, A., Gorrel-Barnes, G., & Cooklin, A. (eds.). Family therapy : Complementary frameworks of theory and practice. London : Academic Press.
- SPSS Inc. 2001 *SPSS 10.0 for Windows*. SPSS Inc.:Chicago
- 鈴木由美子・グループわいふ 1989 三世代同居 有斐閣

- 田村 毅 1992 日本と西洋の家族の比較文化的考察（第1報）：関連性と分離性. 家族療法研究, 9 (2), 125-135.
- 渡辺言夫 1982 ひとりっ子の育てかた 成美堂出版 51-52.
- 依田明 1967 ひとりっ子・すえっ子 大日本図書, 166-170.
- 吉田俊和 1987 家族関係の社会心理学 第4章第1節 福村出版