

論文

親子コミュニケーション測定尺度の 因子構造と項目構成に対する再検討

姜 民護[†]

要約：本研究は子どものウェルビーイングの向上を狙いに、既存の親子コミュニケーション測定尺度の因子構造と項目構成への再検討を目的とした。調査対象は韓国 A 市の 8 校の小学生 3,000 名であり、留め置き法による質問紙調査を実施して 2,385 名の調査票が回収できた。調査内容は性別と学年、親子コミュニケーション測定尺度で構成した。統計解析では欠損値のない 1,760 名のデータを用い、探索的因子分析で因子構造を抽出した上で、その因子構造のデータに対する適合度を確認的因子分析で検討した。その結果、「気楽なコミュニケーション」「不愉快なコミュニケーション」「気が重いコミュニケーション」を第一因子とし、「統合型親子コミュニケーション」を第二因子とする 13 項目 3 因子二次因子構造が成り立った (RMSEA : 0.081, CFI : 0.954, TLI : 0.942)。考察では肯定的な親子コミュニケーションの活用方法について述べた。

キーワード：親子コミュニケーション測定尺度、因子構造、項目構成、探索的因子分析、確認的因子分析

目次

1. 緒言
2. 研究方法
 - 2-1. 調査方法と倫理的配慮
 - 2-2. 調査内容
 - 2-3. 解析方法
3. 研究結果
 - 3-1. 調査対象の属性分布
 - 3-2. 親子コミュニケーション測定尺度の因子構造及び項目構成への再検討
4. 考察
 - 4-1. 研究方法としての妥当性
 - 4-2. 従来の研究における本研究の位置づけ
 - 4-3. 社会福祉実践現場への示唆

[†]同志社大学社会学部嘱託講師

*2019 年 6 月 27 日受付, 2019 年 7 月 22 日掲載決定

1. 緒言

子どものウェルビーイングを考える際に、必ず付いてくるキーワードが「親子関係」である。社会福祉、とりわけ子ども家庭福祉という実践現場における肯定的な親子関係の向上、あるいは否定的な親子関係の改善は、多様な技法を通じて図られており、その一つの切口が「親子コミュニケーション測定尺度」である。

従来の研究において親子間のコミュニケーションが子どもの発達や心理的・精神的健康にとって重要である（Cava ら 2014；Eoh 2015；小田島 2016）ことは明らかになっている。例えば、Cava ら（2014）は、親子間のコミュニケーションと生活の満足度との間に正の関係があると報告しており、Jeong（2015）と kwon ら（2015）はスマートフォン依存症やパソコンゲーム依存症との関係を明らかにしている。抑うつとの関係を検討している研究（Kim ら 2011；Lee ら 2009）もなされている。このように親子間のコミュニケーションは、生活の満足度や各種依存症、抑うつ等の独立変数、すなわち「原因」として取り上げられており、その際によく用いられる測定尺度が Barnes ら（1982；1985）の親子コミュニケーション測定尺度（Parent-Adolescent Communication Scale、以下、既存の親子コミュニケーション測定尺度という）である。

前述したように、親子コミュニケーション測定尺度は、心理学や病理学、社会学、メディア学など多岐にわたって用いられており、実践的アプローチという側面から「社会福祉学」との関係も深い。実際に韓国では保育園や総合社会福祉館、健康家庭支援センター等で、日本では保育園や児童養護施設、母子生活支援施設、地域子育て支援センター等で「親子のコミュニケーション方法」に関する教育や指導が行われている。

上記のように実践現場において適切な親子のコミュニケーションを促進するための教育や指導は行われているものの、目の前にいる親子のコミュニケーション状態を把握することは決して簡単ではない。その理由の一つとして、その道具である「既存の親子コミュニケーション測定尺度」の因子の抽象度があまりにも高いことが挙げられる（姜 2018）。具体的には、既存の親子コミュニケーション測定尺度は、その因子として「開放型コミュニケーション」と「問題型コミュニケーション」を想定しているため、この尺度を用いて親子のコミュニケーション状態を把握したとしても「具体的な介入方法」を提示することが困難である。また、測定尺度は妥当性並びに信頼性を担保しなければならないが、既存の親子コミュニケーション測定尺度の場合は信頼性の検討にとどまっている（Barnes ら 1985）。妥当性、中でも構成概念妥当性の検討は、近年の尺度開発領域において必須と言ってもよいほど重要視されており、社会福祉学領域においてもその重要性は指摘されている（濱田 2015：93）。構成概念妥当性が検討されていないこと

は、測定内容の概念的次元性が欠けている可能性を示唆し、こうした意味で「既存の親子コミュニケーション測定尺度」にて親子のコミュニケーション状態を把握するのは、不適切な介入方法の提示というリスクを伴う。実際に姜（2018）は、既存の親子コミュニケーション測定尺度の構成概念妥当性を確認的因子分析で検討したところ、異常値が生じることを報告しながら、既存の親子コミュニケーション測定尺度の因子構造及び項目構成に対する再検討の必要性を指摘している。

そこで、本研究では、子どものウェルビーイングの向上に資する基礎資料を得ることをねらいに、既存の親子コミュニケーション測定尺度の因子構造及び項目構成への再検討を目的とする。

2. 研究方法

2-1. 調査方法と倫理的配慮

本研究では、韓国 A 市に所在している児童福祉機関が提供した「調査データ」⁽¹⁾を取り扱っているため、所属機関の倫理委員会による倫理審査は受けていない。しかし、調査研究において「倫理的配慮」は不可欠であり、守るべきであるために調査プロセスを精査した。その結果、この調査は「同志社大学『人を対象とする研究』倫理審査申請を必要としない研究に関する申合せ」の「1）既に取得された情報で、連結不可能匿名化された情報を用いる場合で、取得時に取得目的以外の使用に関し、同意を得ている研究」に該当し、日本社会福祉学会の研究倫理指針に従っていた。

調査は小学校1年生から6年生に在学している子どもを対象とし、留め置き法による質問紙調査を行っており、サンプリングとして有意抽出法を採用している。具体的には、児童福祉機関の職員は教育福祉士⁽²⁾が常駐している A 市所在の小学校 97 校に対して調査目的や方法、データの保護等の趣旨が記載されている公文書を送り、全 8 校から調査協力の許諾を得た。その後、各小学校に訪問し、学校長及び担任先生による事前説明が済んだクラスの子どもの対象に調査趣旨を説明し、調査同意欄が設けられている調査票を配布した。その時に、調査への参加は任意であり、不参加による不利益は生じないことを強調した。また、調査票への記入は、必ず保護者の同意サインをもらった後に行うこと、保護者は同意したとしても本人が記入したくなければ行わなくてもよいこと、記入した調査票は担任先生に提出することを伝えた。

以上の調査方法に沿って 2017 年 3 月 27 日から同年 3 月 31 日の間に 3,000 名の子どもにも調査票を配布し、2,385 名から回収することができた（回収率：79.5%）。

2-2. 調査内容

調査内容は、性別と学年、親子コミュニケーション測定尺度で構成した。

親子コミュニケーション測定尺度は、Barnes ら（1985）が開発したものであり、本研究では、Min（1992）によって翻案されたものを使用した。この測定尺度は、開放型コミュニケーションに関連した10項目と問題型コミュニケーションに関連した10項目（逆転項目）、全20項目となっている。また、この測定尺度は、「父親版」と「母親版」となっており、これらの質問項目は同様である。回答は「1点：全くそう思わない」「2点：そう思わない」「3点：どちらとも言えない」「4点：そう思う」「5点：とてもそう思う」の5件法で求めている。

2-3. 解析方法

本研究では、子どもの健全な発達における肯定的な親子コミュニケーションの重要性及び既存の親子コミュニケーション測定尺度の不完全性という学術的背景を踏まえ、既存の親子コミュニケーション測定尺度の因子構造と項目構成を再検討した。前述したように、この測定尺度は父親版と母親版となっているため、調査対象の子どもは「父親」と「母親」に対して、それぞれに回答している。そこで、本研究では、父親版と母親版両方の全てに回答しているデータのみを取り扱って父親と母親を統合した、すなわち「保護者（父親、または母親）」を想定して測定することができる「統合型親子コミュニケーション測定尺度」の因子構造と項目構成を検討した。具体的な解析方法は、次の通りである。

第一に、潜在変数（因子）と観測変数（質問項目）との関係に対する検討、すなわち「親子コミュニケーション」の因子構造を明らかにするため、重み付け最小二乗法の拡張法（WLSMV）による探索的因子分析（プロマックス回転）を行った。因子数は、固有値1以上を基準とするガットマン基準と固有値が相対的に大きく下がる手前の因子数を妥当とするスクリープロット基準に基づき判断した。また、観測変数、すなわち質問項目の構成は、因子パターンに着目して①因子負荷量が0.40以上であること（0.40未満の項目は削除）、②0.40以上の因子負荷量が二つ以上の因子にまたがっていないこと（またがっている項目は削除）という基準に即した。また、相関関係に着目して③質問項目間の相関係数は0.70未満であること（0.70以上の相関係数を示す項目の中で一つは削除）、④0.70以上の相関関係にある項目が複数の場合には、項目削除後に想定される全ての因子構造の適合度指標（下記の「第二」のプロセスで検討）を参考としつつ、最終的には「因子の解釈可能性」を考慮して削除する項目を決めた。相関関係の算出には、多分相関係数を用いた。

第二に、前記方法に従って検討した「親子コミュニケーション」の因子構造は、構造

方程式モデリングによる確認的因子分析にて測定内容の概念的次元性の側面からみた構成概念妥当性と内的整合性の側面からみた信頼性を検討した。構成概念妥当性は、パラメータの推定法として重み付け最小二乗法の拡張法（WLSMV）を用い、Root Mean Square Error of Approximation（以下、RMSEA）と Comparative Fit Index（以下、CFI）、Tucker-Lewis Index（以下、TLI）という適合度指標にて評価した。一般的に RMSEA は 0.1 以下、CFI と TLI は 0.90 以上であれば、因子構造がデータに適合していると判断される（豊田 2003:123-124）。また、因子構造の標準化推定値（パス係数）の有意性の判断は、非標準化推定値を標準誤差で除した値の絶対値が 1.96 以上（5% 有意水準）であること、という基準に依拠した（小杉ら 2014:41）。信頼性は、cronbach's α 信頼性係数を用いて 0.8 以上を基準とした。

本研究では、上記のように、探索的因子分析と確認的因子分析にて親子コミュニケーションの因子構造と項目構成を再検討している。ところが、前記二つの因子分析による統計指標は絶対的な基準でなく、どの段階においても最終的な判断基準を「因子の解釈可能性」とした。また、本研究における因子への命名は、探索的因子分析によって抽出した因子構造の構成概念妥当性が確認的因子分析によって検討される段階で行った。そこで、本研究では、一般的に因子パターンとともに示す因子ごとの信頼性係数を示していない。それは、確認的因子分析にて構成概念妥当性を検討する段階においても、項目の削除及び因子間の移動が生じるためである。

統計解析には「IBM SPSS Statistics 24.0」と「M-plus 7.4」を使用した。なお、統計解析には回収された 2,385 名の調査票のうち、欠損値を有さない 1,760 名のデータを使用するが、1,760 名の子どもが「父親」と「母親」それぞれに記入しているデータを使用することから実際のデータ数は「3,520」となる。また、逆転項目の問題型コミュニケーションに関連した 10 項目は、逆転処理を行った。

3. 研究結果

3-1. 調査対象の属性分布

調査対象の属性分布（クロス集計）を表 1 に示した。性別ごとにみると、1,760 名のうち、男は 833 名、女は 927 名であった。学年別にみると、男女ともに、回答の多い順から 4 年生が最も多く、次は 5 年生、6 年生、3 年生、2 年生、1 年生であった。

表1 調査対象の属性分布 単位：名（％）

| 区分 | 1年生 | 2年生 | 3年生 | 4年生 | 5年生 | 6年生 | 合計 |
|----|-------------|-------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| 男 | 6 (0.3) | 24 (1.4) | 149 (8.5) | 239 (13.6) | 211 (12.0) | 204 (11.6) | 833 (47.3) |
| 女 | 5 (0.3) | 22 (1.3) | 176 (10.0) | 269 (15.3) | 253 (14.4) | 202 (11.5) | 927 (52.7) |
| 小計 | 11 (0.6) | 46 (2.7) | 325 (18.5) | 508 (28.9) | 464 (26.4) | 406 (23.1) | 1760 (100) |

注：％は、四捨五入のために100%にならない場合がある。

3-2. 親子コミュニケーション測定尺度の因子構造及び項目構成への再検討

3-2-(a) 親子コミュニケーション測定尺度の回答分布

親子コミュニケーション測定尺度の回答分布は表2に示した。まず、開放型コミュニケーションに関連した10項目（xa1・xa3・xa6・xa7・xa8・xa9・xa13・xa14・xa16・xa17）の平均値は全て3.0を超えており、その中で平均値の最も高い3つは、次の通りである。父親の場合は「xa14 親は私のことを理解するために努力している（4.14）」が最も高く、次は「xa3 親は私の話をよく聞いてくれる（4.13）」、その後は「xa13 親は私が何かを聞いたら、率直に答えてくれる（4.09）」であった。母親の場合は「xa3 親は私の話をよく聞いてくれる（4.25）」が最も高く、次は「xa7 私は親と話し合うのが楽しい（4.22）」、その後は「xa14 親は私のことを理解するために努力している（4.2）」であった。

次いで、問題型コミュニケーションに関連した10項目（xa2・xa4・xa5・xa10・xa11・xa12・xa15・xa18・xa19・xa20）の平均値は全て3.1以下であり、その中で平均値の最も低い3つは、次の通りである。「父親」と「母親」ともに、「xa11 私は親と話し合うことに迷う（父親：2.1, 母親：2.03）」が最も低く、次は「xa19 親は私のことをバカにしながら叱る（父親：2.23, 母親：2.28）」、その後は「xa5 親は私が分かっていることを、あえて言って気分を悪くする（父親：2.32, 母親：2.36）」であった。

3-2-(b) 統合型親子コミュニケーション測定尺度の因子構造及び項目構成への検討

前述したように「統合型親子コミュニケーション測定尺度」の因子構造と項目構成を検討するため、父親版及び母親版のデータを用いて探索的因子分析を行った上で、確認的因子分析を実施した。

表2 親子コミュニケーション測定尺度の回答分布

単位：名（％）

| 質問項目 | | 回答カテゴリ | | | | | 平均値 | 標準偏差 |
|--------------------------------------|----|--------------|------------|---------------|------------|-------------|------|------|
| | | 全くそう 思わない | そう 思わない | どちらとも 言えない | そう思う | とても そう思う | | |
| xa 1 私は、迷わず親に自分の思いを言う | 父親 | 597 (33.9) | 377 (21.4) | 493 (28.0) | 170 (9.7) | 123 (7.0) | 3.66 | 1.23 |
| | 母親 | 771 (43.8) | 413 (23.5) | 389 (22.1) | 103 (5.9) | 84 (4.8) | 3.79 | 1.15 |
| xa 2 私は、時々親の話しが信じられない* | 父親 | 200 (11.4) | 242 (13.8) | 535 (30.4) | 387 (22.0) | 396 (22.5) | 2.69 | 1.27 |
| | 母親 | 171 (9.7) | 230 (13.1) | 529 (30.1) | 410 (23.3) | 420 (23.9) | 2.61 | 1.25 |
| xa 3 親は、私の話をよく聞いてくれる | 父親 | 949 (53.9) | 351 (19.9) | 295 (16.8) | 71 (4.0) | 94 (5.3) | 4.13 | 1.15 |
| | 母親 | 1049 (59.4) | 329 (18.7) | 250 (14.2) | 49 (2.8) | 86 (4.9) | 4.25 | 1.11 |
| xa 4 私は、時々親に自分の望みが言いつらい* | 父親 | 313 (17.8) | 330 (18.8) | 471 (26.8) | 350 (19.9) | 296 (16.8) | 3.00 | 1.33 |
| | 母親 | 302 (17.2) | 332 (18.9) | 476 (27.0) | 355 (20.2) | 295 (16.8) | 2.99 | 1.32 |
| xa 5 親は、私がかかっていることを、あえて言っていて気分を悪くする* | 父親 | 158 (9.0) | 173 (9.8) | 350 (19.9) | 479 (27.2) | 600 (34.1) | 2.32 | 1.28 |
| | 母親 | 171 (9.7) | 182 (10.3) | 352 (20.0) | 460 (26.1) | 595 (33.8) | 2.36 | 1.30 |
| xa 6 親は、今の私の気持ちがよく分かる | 父親 | 678 (38.5) | 435 (24.7) | 443 (25.2) | 111 (6.3) | 93 (5.3) | 3.85 | 1.16 |
| | 母親 | 814 (46.3) | 409 (23.2) | 354 (20.1) | 105 (6.0) | 78 (4.4) | 4.01 | 1.14 |
| xa 7 私は、親と話し合うのが楽しい | 父親 | 895 (50.9) | 355 (20.2) | 351 (19.9) | 79 (4.5) | 80 (4.5) | 4.08 | 1.14 |
| | 母親 | 1002 (56.9) | 339 (19.3) | 292 (16.6) | 53 (3.0) | 74 (4.2) | 4.22 | 1.09 |
| xa 8 私は、悩み事があったら、迷わず親に相談する | 父親 | 652 (37.0) | 391 (22.2) | 449 (25.5) | 152 (8.6) | 116 (6.6) | 3.74 | 1.22 |
| | 母親 | 777 (44.1) | 374 (21.3) | 389 (22.1) | 120 (6.8) | 100 (5.7) | 3.91 | 1.20 |
| xa 9 私は、親に対する自分の感情を率直に言える | 父親 | 652 (37.0) | 363 (20.6) | 458 (26.0) | 164 (9.3) | 123 (7.0) | 3.71 | 1.25 |
| | 母親 | 719 (40.9) | 374 (21.3) | 414 (23.5) | 149 (8.5) | 104 (5.9) | 3.83 | 1.22 |
| xa 10 私は、親とのトラブルがあったら、黙っている* | 父親 | 218 (12.4) | 218 (12.4) | 483 (27.4) | 432 (24.5) | 409 (23.2) | 2.66 | 1.30 |
| | 母親 | 198 (11.3) | 230 (13.1) | 456 (25.9) | 441 (25.1) | 435 (24.7) | 2.61 | 1.29 |
| xa 11 私は、親と話し合うことに迷う* | 父親 | 119 (6.8) | 135 (7.7) | 286 (16.3) | 481 (27.3) | 739 (42.0) | 2.10 | 1.22 |
| | 母親 | 119 (6.8) | 118 (6.7) | 247 (14.0) | 490 (27.8) | 786 (44.7) | 2.03 | 1.21 |
| xa 12 私は、親に口答えをする方だ* | 父親 | 141 (8.0) | 223 (12.7) | 558 (31.7) | 388 (22.0) | 450 (25.6) | 2.56 | 1.22 |
| | 母親 | 164 (9.3) | 266 (15.1) | 581 (33.0) | 353 (20.1) | 396 (22.5) | 2.69 | 1.24 |
| xa 13 親は、私がかかっているのを、率直に答えてくれる | 父親 | 885 (50.3) | 379 (21.5) | 348 (19.8) | 65 (3.7) | 83 (4.7) | 4.09 | 1.12 |
| | 母親 | 926 (52.6) | 381 (21.6) | 320 (18.2) | 61 (3.5) | 72 (4.1) | 4.15 | 1.09 |
| xa 14 親は、私のことを理解するために努力している | 父親 | 934 (53.1) | 366 (20.8) | 316 (18.0) | 58 (3.3) | 86 (4.9) | 4.14 | 1.12 |
| | 母親 | 980 (55.7) | 361 (20.5) | 287 (16.3) | 52 (3.0) | 80 (4.5) | 4.20 | 1.10 |
| xa 15 私は、親と相談したくない悩みがある* | 父親 | 330 (18.8) | 277 (15.7) | 563 (32.0) | 278 (15.8) | 312 (17.7) | 3.02 | 1.33 |
| | 母親 | 334 (19.0) | 256 (14.5) | 572 (32.5) | 282 (16.0) | 316 (18.0) | 3.01 | 1.34 |
| xa 16 私は、悩み事や心配事があったら、迷わず親に言える | 父親 | 668 (38.0) | 366 (20.8) | 472 (26.8) | 141 (8.0) | 113 (6.4) | 3.76 | 1.22 |
| | 母親 | 737 (41.9) | 371 (21.1) | 428 (24.3) | 129 (7.3) | 95 (5.4) | 3.87 | 1.19 |
| xa 17 私は、親に本音が言える | 父親 | 593 (33.7) | 360 (20.5) | 500 (28.4) | 185 (10.5) | 122 (6.9) | 3.63 | 1.24 |
| | 母親 | 655 (37.2) | 386 (21.9) | 466 (26.5) | 155 (8.8) | 98 (5.6) | 3.76 | 1.20 |
| xa 18 親は、私に小言が多い* | 父親 | 224 (12.7) | 231 (13.1) | 566 (32.2) | 376 (21.4) | 363 (20.6) | 2.76 | 1.27 |
| | 母親 | 271 (15.4) | 292 (16.6) | 561 (31.9) | 341 (19.4) | 295 (16.8) | 2.94 | 1.28 |
| xa 19 親は、私のことをバカにしながら叱る* | 父親 | 155 (8.8) | 140 (8.0) | 324 (18.4) | 468 (26.6) | 673 (38.2) | 2.23 | 1.28 |
| | 母親 | 164 (9.3) | 163 (9.3) | 331 (18.8) | 452 (25.7) | 650 (36.9) | 2.28 | 1.30 |
| xa 20 私は、親に本音が言いつらい* | 父親 | 202 (11.5) | 206 (11.7) | 448 (25.5) | 373 (21.2) | 531 (30.2) | 2.53 | 1.33 |
| | 母親 | 191 (10.9) | 196 (11.1) | 436 (24.8) | 377 (21.4) | 560 (31.8) | 2.48 | 1.33 |

注1：％は、四捨五入のために100％にならない場合がある。

注2：*の付いてある質問項目は、逆転項目である。注3：記述統計の際には、逆転処理を行っていない。

(1) 探索的因子分析による検討

まず、ガットマン基準とスクリープロット基準を基に、3つの因子を抽出することができた。この3因子構造に関する因子パターンは表3に示した。

質問項目のうち、「xa 1 私は迷わず親に自分の思いを言う」「xa 3 親は私の話をよく聞いてくれる」「xa 6 親は今の私の気持ちがよく分かる」「xa 7 私は親と話し合う

表3 親子コミュニケーションの因子パターン

(n=3,520)

| 質問項目 | 因子負荷量 | | | | |
|-----------------------------------|--------|--------|--------|-------|-------|
| | 1 因子 | 2 因子 | 3 因子 | 共通性 | |
| xa 1 私は、迷わず親に自分の思いを言う | 0.701 | -0.060 | 0.238 | 0.552 | |
| xa 3 親は、私の話をよく聞いてくれる | 0.747 | 0.216 | -0.087 | 0.612 | |
| xa 6 親は、今の私の気持ちがよく分かる | 0.717 | 0.147 | -0.033 | 0.537 | |
| xa 7 私は、親と話し合うのが楽しい | 0.703 | 0.234 | 0.019 | 0.549 | |
| xa 8 私は、悩み事があったら、迷わず親に相談する | 0.757 | -0.068 | 0.288 | 0.660 | |
| xa 9 私は、親に対する自分の感情を率直に言える | 0.711 | -0.088 | 0.321 | 0.616 | |
| xa 13 親は、私が何かを聞いたら、率直に答えてくれる | 0.683 | 0.261 | -0.111 | 0.547 | |
| xa 14 親は、私のことを理解するために努力している | 0.724 | 0.275 | -0.116 | 0.613 | |
| xa 2 私は、時々親の話しが信じられない | -0.045 | 0.492 | 0.141 | 0.264 | |
| xa 5 親は、私がかかっていることを、あえて言って気分を悪くする | 0.051 | 0.645 | 0.145 | 0.440 | |
| xa 11 私は、親と話し合うことに迷う | 0.205 | 0.440 | 0.283 | 0.316 | |
| xa 12 私は、親に口答えをする方だ | -0.013 | 0.527 | 0.040 | 0.279 | |
| xa 18 親は、私に小言が多い | -0.069 | 0.624 | 0.014 | 0.394 | |
| xa 19 親は、私のことをバカにしながら叱る | 0.084 | 0.709 | 0.007 | 0.510 | |
| xa 4 私は、時々親に自分の望みが言いづらい | -0.135 | 0.265 | 0.418 | 0.263 | |
| xa 15 私は、親と相談したくない悩みがある | -0.062 | 0.269 | 0.555 | 0.384 | |
| xa 20 私は、親に本音が言いづらい | 0.202 | 0.302 | 0.438 | 0.324 | |
| xa 10 私は、親とのトラブルがあったら、黙っている | 0.064 | 0.344 | 0.364 | 0.255 | |
| xa 16 私は、悩み事や心配事があったら、迷わず親に言える | 0.672 | -0.119 | 0.489 | 0.705 | |
| xa 17 私は、親に本音が言える | 0.660 | -0.135 | 0.510 | 0.714 | |
| | 因子寄与 | 5.101 | 2.689 | 1.574 | 9.364 |
| | 寄与率 | 25.5 | 13.4 | 7.9 | 46.8 |
| | 固有値 | 8.942 | 2.166 | 1.296 | |
| 因子間の相関係数 | 1 因子 | 1 | | | |
| | 2 因子 | 0.431 | 1 | | |
| | 3 因子 | 0.297 | 0.372 | 1 | |

注1：重み付け最小二乗法の拡張法（WLSMV）、プロマックス回転

のが楽しい」「xa 8 私は悩み事があったら、迷わず親に相談する」「xa 9 私は親に対する自分の感情を率直に言える」「xa 13 親は私が何かを聞いたら、率直に答えてくれる」「xa 14 親は私のことを理解するために努力している」という8つの項目が一つの因子として固まった。また、「xa 2 私は時々親の話しが信じられない」「xa 5 親は私がかかっていることを、あえて言って気分を悪くする」「xa 11 私は親と話し合うことに迷う」「xa 12 私は親に口答えをする方だ」「xa 18 親は私に小言が多い」「xa 19 親は私のことをバカにしながら叱る」という6つの項目が一つの因子として固まった。最後に、「xa 4 私は時々親に自分の望みが言いづらい」「xa 15 私は親と相談したくない悩みがある」「xa 20 私は親に本音が言いづらい」という3つの項目が一つの因子として固まった。

しかし、「xa 10 私は親とのトラブルがあったら、黙っている」は、いずれかの因子

表4 親子コミュニケーションの質問項目間の相関係数

| 区分 | xa 1 | xa 2 | xa 3 | xa 4 | xa 5 | xa 6 | xa 7 | xa 8 | xa 9 |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| xa 1 | | | | | | | | | |
| xa 2 | 0.179 | | | | | | | | |
| xa 3 | 0.634 | 0.262 | | | | | | | |
| xa 4 | 0.19 | 0.305 | 0.097 | | | | | | |
| xa 5 | 0.331 | 0.438 | 0.407 | 0.315 | | | | | |
| xa 6 | 0.564 | 0.215 | 0.654 | 0.135 | 0.355 | | | | |
| xa 7 | 0.600 | 0.290 | 0.703 | 0.151 | 0.432 | 0.665 | | | |
| xa 8 | 0.688 | 0.191 | 0.618 | 0.192 | 0.340 | 0.634 | 0.686 | | |
| xa 9 | 0.656 | 0.210 | 0.575 | 0.226 | 0.327 | 0.597 | 0.636 | 0.741 | |
| xa 11 | 0.424 | 0.362 | 0.490 | 0.339 | 0.525 | 0.412 | 0.552 | 0.456 | 0.413 |
| xa 12 | 0.165 | 0.292 | 0.246 | 0.123 | 0.389 | 0.220 | 0.298 | 0.119 | 0.167 |
| xa 13 | 0.530 | 0.284 | 0.667 | 0.117 | 0.401 | 0.608 | 0.635 | 0.575 | 0.531 |
| xa 14 | 0.546 | 0.258 | 0.694 | 0.106 | 0.415 | 0.646 | 0.692 | 0.601 | 0.589 |
| xa 15 | 0.278 | 0.303 | 0.200 | 0.350 | 0.402 | 0.198 | 0.270 | 0.326 | 0.327 |
| xa 18 | 0.150 | 0.281 | 0.226 | 0.228 | 0.403 | 0.232 | 0.261 | 0.195 | 0.175 |
| xa 19 | 0.286 | 0.343 | 0.415 | 0.254 | 0.546 | 0.374 | 0.431 | 0.353 | 0.328 |
| xa 20 | 0.438 | 0.298 | 0.413 | 0.338 | 0.445 | 0.412 | 0.440 | 0.491 | 0.500 |
| 区分 | xa 11 | xa 12 | xa 13 | xa 14 | xa 15 | xa 18 | xa 19 | | |
| xa 12 | 0.339 | | | | | | | | |
| xa 13 | 0.416 | 0.249 | | | | | | | |
| xa 14 | 0.454 | 0.313 | 0.707 | | | | | | |
| xa 15 | 0.389 | 0.295 | 0.211 | 0.210 | | | | | |
| xa 18 | 0.251 | 0.366 | 0.262 | 0.260 | 0.271 | | | | |
| xa 19 | 0.460 | 0.380 | 0.416 | 0.447 | 0.307 | 0.530 | | | |
| xa 20 | 0.540 | 0.281 | 0.371 | 0.425 | 0.468 | 0.314 | 0.469 | | |

注1：この相関関係系には、「xa 10・16・17」は省略している。

においても0.4以上の因子負荷量を示していないため、削除した。また、「xa 16 私は悩み事や心配事があったら、迷わず親に言える」と「xa 17 私は親に本音が言える」は、2つの因子にまたがって0.4以上の因子負荷量を示しているため、削除した。「xa 10・xa 16・xa 17」を削除した後、質問項目間の相関係数を検討したところ、0.7以上の相関関係にある項目が6つあった（表4）。具体的には「xa 3 親は私の話をよく聞いてくれる」と「xa 7 私は親と話し合うのが楽しい」が0.703、「xa 8 私は悩み事があったら、迷わず親に相談する」と「xa 9 私は親に対する自分の感情を率直に言える」が0.741、「xa 13 親は私が何かを聞いたら、率直に答えてくれる」と「xa 14 親は私のことを理解するために努力している」が0.707であった。

(2) 確認的因子分析による検討

表5 項目削除後に想定される全ての因子構造の適合度指標

| 区分 | 因子及び質問項目 | | | 適合度指標 | | |
|--------|-------------------|--|------------------------|-------|-------|-------|
| | 1 因子 | 2 因子 | 3 因子 | RMSEA | CFI | TLI |
| 因子構造 1 | xa 3, xa 8, xa 13 | xa 2 xa 5 xa 11 xa 12 xa 18 xa 19 | xa 4 xa 15 xa 20 | 0.084 | 0.944 | 0.931 |
| 因子構造 2 | xa 3, xa 8, xa 14 | | | 0.086 | 0.943 | 0.930 |
| 因子構造 3 | xa 3, xa 9, xa 13 | | | 0.085 | 0.940 | 0.927 |
| 因子構造 4 | xa 3, xa 9, xa 14 | | | 0.086 | 0.941 | 0.927 |
| 因子構造 5 | xa 7, xa 8, xa 13 | | | 0.083 | 0.945 | 0.933 |
| 因子構造 6 | xa 7, xa 8, xa 14 | | | 0.086 | 0.945 | 0.932 |
| 因子構造 7 | xa 7, xa 9, xa 13 | | | 0.084 | 0.942 | 0.928 |
| 因子構造 8 | xa 7, xa 9, xa 14 | | | 0.086 | 0.943 | 0.929 |

上記のように、質問項目のうち「xa 3 と xa 7」「xa 8 と xa 9」「xa 13 と xa 14」が 0.7 以上の相関関係を示している。そこで、項目削除後に想定される全ての因子構造の適合度指標と因子の解釈可能性を判断基準とし「xa 3・xa 8・xa 13」を採用し、「xa 7・xa 9・xa 14」は削除した。具体的には、0.7 以上の相関関係にある質問項目のうち、一つずつを削除すると、表 5 のように 8 つの因子構造が想定できることから、この 8 つの因子構造に対して確認的因子分析を行った。この因子構造は「1 因子」「2 因子」「3 因子」を第一因子とし、「統合型親子コミュニケーション」を第二次因子とする 3 因子二次因子構造である。その結果、「因子構造 5」の適合度は RMSEA が 0.083, CFI が 0.945, TLI が 0.933 で、最もデータに適合していた。そこで、因子構造 5 に焦点を当てて、因子構造 5 の「1 因子」を構成する「xa 1・6・7・8・13」が一つの因子として解釈できるのかを検討した。その結果、「xa 1 私は迷わず親に自分の思いを言う」「xa 6 親は今の私の気持ちがよく分かる」「xa 8 私は悩み事があったら、迷わず親に相談する」「xa 13 親は私が何かを聞いたら、率直に答えてくれる」は行動を表している一方、「xa 7 私は親と話し合うのが楽しい」は感情を表していることが検討できた。そこで、「xa 7」の代わりに、「xa 1・6・8・13」のように行動を表している「xa 3 親は私の話をよく聞いてくれる」を採用した。これが「因子構造 1 (初期モデル)」である。因子構造 1 は、「1 因子 (5 項目)」「2 因子 (6 項目)」「3 因子 (3 項目)」を第一因子とし、「統合型親子コミュニケーション」を第二次因子とする 14 項目 3 因子二次因子構造である (図 1)。この因子構造のデータに対する適合度は RMSEA が 0.084, CFI が 0.944, TLI が 0.931 であり、cronbach's α 信頼性係数は 0.857 であった。つまり、因子構造 1 の構成概念妥当性及び信頼性は統計学的に認められた (全ての標準化推定値は有意、表 6)。

前述したように、因子構造 1 の構成概念妥当性及び信頼性が統計学的に認められたことから、因子への命名を行った。「1 因子」は「xa 1 私は迷わず親に自分の思いを言

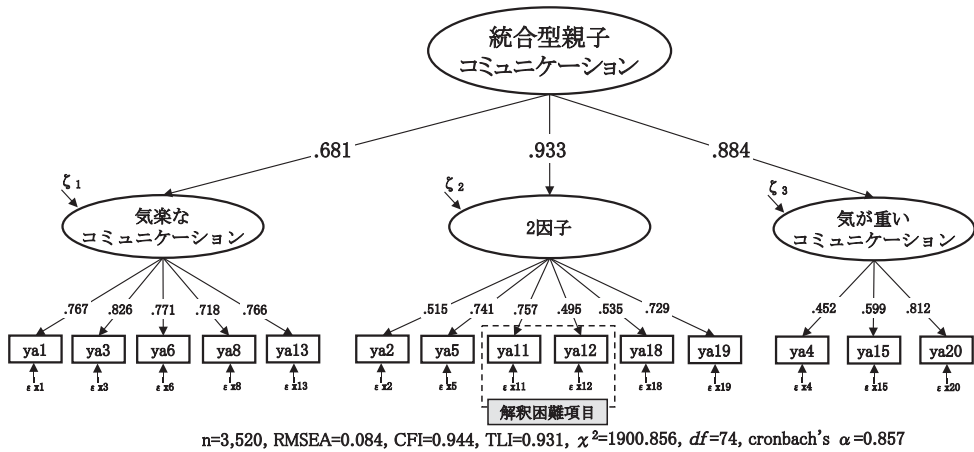


図1 因子構造1の構成概念妥当性(初期モデル)

注1: 図中のパス係数は、標準化推定値である。

表6 因子構造1における非標準化推定値

| 区分 | Estimate | S.E. | Est./S.E. | Two-Tailed P-Value |
|-------------------|----------|-------|-----------|--------------------|
| 1 因子 by | | | | |
| xa 1 | 1.000 | 0.000 | 999.000 | 999.000 |
| xa 3 | 1.077 | 0.016 | 67.258 | 0.000 |
| xa 6 | 1.006 | 0.016 | 64.738 | 0.000 |
| xa 8 | 1.067 | 0.016 | 67.540 | 0.000 |
| xa 13 | 0.999 | 0.017 | 58.945 | 0.000 |
| 2 因子 by | | | | |
| xa 2 | 1.000 | 0.000 | 999.000 | 999.000 |
| xa 5 | 1.437 | 0.042 | 34.009 | 0.000 |
| xa 11 | 1.470 | 0.044 | 33.376 | 0.000 |
| xa 12 | 0.960 | 0.035 | 27.288 | 0.000 |
| xa 18 | 1.037 | 0.036 | 29.092 | 0.000 |
| xa 19 | 1.415 | 0.042 | 33.896 | 0.000 |
| 3 因子 by | | | | |
| xa 4 | 1.000 | 0.000 | 999.000 | 999.000 |
| xa 15 | 1.325 | 0.054 | 24.379 | 0.000 |
| xa 20 | 1.797 | 0.071 | 25.371 | 0.000 |
| 統合型親子コミュニケーション by | | | | |
| 1 因子 | 1.000 | 0.000 | 999.000 | 999.000 |
| 2 因子 | 0.921 | 0.036 | 25.687 | 0.000 |
| 3 因子 | 0.765 | 0.036 | 21.216 | 0.000 |

う」「xa 3 親は私の話をよく聞いてくれる」「xa 6 親は今の私の気持ちがよく分かる」「xa 8 私は悩み事があったら、迷わず親に相談する」「xa 13 親は私が何かを聞いたら、率直に答えてくれる」という肯定的、かつフレンドリーな意味合いを持つ項目で構成されていることから、「気楽なコミュニケーション」と命名した。また、「3 因子」は「xa 4 私は時々親に自分の望みが言いつらい」「xa 15 私は親と相談したくない悩みがある」「xa 20 私は親に本音が言いつらい」という否定的、かつ心理的負担感の意味合

いを持つ項目で構成されていることから、「気が重いコミュニケーション」と命名した。しかし、「2因子」は「xa 11 私は親と話し合うことに迷う」が3因子の「気が重いコミュニケーション」に近い意味合いを持っており、「xa 12 私は親に口答えをする方だ」は他の質問項目（xa 2・5・18・19）と同様の因子として解釈が困難であることから、命名ができなかった。そのため、「xa 11」は「気が重いコミュニケーション」の項目として移動させ、「xa 12」は削除した。その後、「2因子」は「xa 2 私は時々親の話しが信じられない」「xa 5 親は私が分かっていることを、あえて言って気分を悪くす

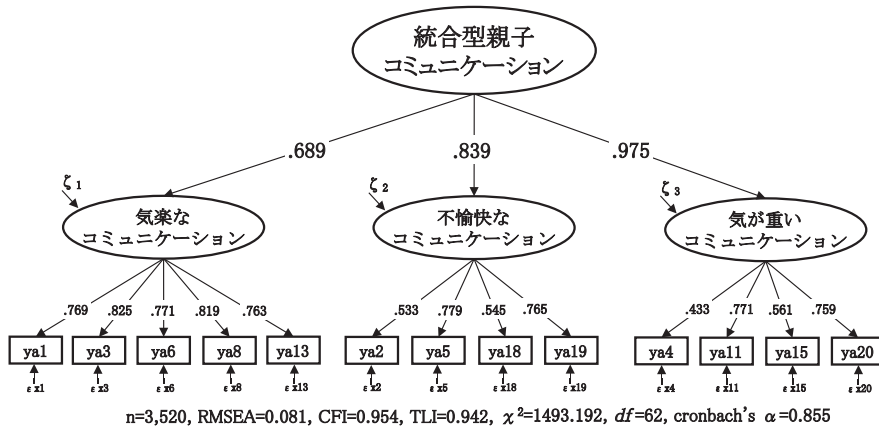


図2 統合型親子コミュニケーションの構成概念妥当性（最終モデル）

注1：図中のパス係数は、標準化推定値である。

表7 統合型親子コミュニケーション非標準化推定値

| 区分 | Estimate | S.E. | Est./S.E. | Two-Tailed P-Value |
|-------------------|----------|-------|-----------|--------------------|
| 1因子 by | | | | |
| xa 1 | 1.000 | 0.000 | 999.000 | 999.000 |
| xa 3 | 1.072 | 0.016 | 68.138 | 0.000 |
| xa 6 | 1.002 | 0.015 | 64.738 | 0.000 |
| xa 8 | 1.065 | 0.015 | 68.766 | 0.000 |
| xa 13 | 0.992 | 0.017 | 59.281 | 0.000 |
| 2因子 by | | | | |
| xa 2 | 1.000 | 0.000 | 999.000 | 999.000 |
| xa 5 | 1.461 | 0.044 | 33.004 | 0.000 |
| xa 18 | 1.022 | 0.036 | 28.514 | 0.000 |
| xa 19 | 1.434 | 0.043 | 33.295 | 0.000 |
| 3因子 by | | | | |
| xa 4 | 1.000 | 0.000 | 999.000 | 999.000 |
| xa 11 | 1.779 | 0.070 | 25.365 | 0.000 |
| xa 15 | 1.295 | 0.053 | 24.275 | 0.000 |
| xa 20 | 1.752 | 0.067 | 26.009 | 0.000 |
| 統合型親子コミュニケーション by | | | | |
| 1因子 | 1.000 | 0.000 | 999.000 | 999.000 |
| 2因子 | 0.844 | 0.032 | 26.561 | 0.000 |
| 3因子 | 0.797 | 0.038 | 20.977 | 0.000 |

る]「xa 18 親は私に小言が多い」「xa 19 親は私のことをバカにしながら叱る」という否定的、かつ不愉快感の意味合いを持つ項目で構成されていることから、「不愉快なコミュニケーション」と命名した。この「1 因子 (5 項目)」「2 因子 (4 項目)」「3 因子 (4 項目)」を第一因子とし、「統合型親子コミュニケーション」を第二次因子とする 13 項目 3 因子二次因子構造を再構築した上で、データに対する適合度を検討した (図 2)。その結果、適合度は RMSEA が 0.081, CFI が 0.954, TLI が 0.942 であり、cronbach's α 信頼性係数は 0.855 で、因子構造の構成概念妥当性及び信頼性が統計学的に認められた (全ての標準化推定値は有意, 表 7)。このことは、因子の解釈可能性に基づき因子構造を再構築する前、すなわち「因子構造 1」のデータに対する適合度よりも良い当てはまりを示す結果である。

以上のように、統計指標及び因子の解釈可能性をもとに「気楽なコミュニケーション (5 項目)」「不愉快なコミュニケーション (4 項目)」「気が重いコミュニケーション (4 項目)」を第一因子とし、「統合型親子コミュニケーション」を第二次因子とする 13 項目 3 因子二次因子構造を、最終モデルとして提示することができた³⁾。

4. 考 察

4-1. 研究方法としての妥当性

本研究では、子どものウェルビーイングの向上に資する基礎資料を得ることをねらいに、既存の親子コミュニケーション測定尺度の因子構造と項目構成を再検討した。

因子構造と項目構成への再検討のために、本研究では、探索的因子分析を行った上で、確認的因子分析を実施した。周知のように、測定可能な変数 (観測変数) から直接に観測できない変数 (潜在変数) を見出す方法である因子分析 (柳井ら 1990) は、潜在変数へのアプローチの仕方によって探索的因子分析と確認的因子分析に大別される (豊田 2003 : 13)。潜在変数へのアプローチの仕方とは、分析の初期段階において観測変数を規定する因子構造を仮定するか否かを意味する (豊田 2003 : 14 ; 小杉ら 2014 : 77)。具体的にいうと、探索的因子分析が特定の因子構造を仮定せず、観測変数から潜在変数を見出す手法である一方、確認的因子分析は先行研究などの理論的基盤に基づき因子構造を予め仮定した上で、その因子構造をデータによって検討する手法である。そこで、探索的因子分析の結果は、データに依存する性質が強い (豊田 2003 : 78) ことから、解析時に十分なデータ数 (1500 以上) を要しており (李ら 2011 : 151)、データ数が十分であるとしても「必ずしもその結果が唯一当てはまりのよいモデルとは限らない (豊田 2003 : 78)」。そのため、因子構造及び項目構成を決定する際に、ガットマン基準やスクリープロット基準、因子負荷量、相関係数などの統計指標のみならず「因子

の解釈可能性」が重要な判断基準（清水ら 2017:36）とされている。従って、「統計的に因子の違いが確認されても、各因子を構成する項目がその内容に照らして因子が表していると考える構成概念と適切に対応しているかどうか、実質科学的な観点から検討することが非常に重要（豊田 2003:94）」となってくる。こうした知見に立脚し、本研究の研究方法を考察すると、探索的因子分析を行う際に、初期段階において予め因子構造を仮定せず、3,520 という十分なデータを用いたことは、適切であったと言えよう。また、因子構造及び項目構成を決定する際に、無批判的に統計指標に従わず「因子の解釈可能性」を最終的な判断基準と設けて、データに依存した因子構造及び項目構成という探索的因子分析の限界に積極的に取り組んでいることは、評価できよう。なお、探索的因子分析は、推定法として最尤法、または最小二乗法など（豊田 2000:23）を、因子抽出の回転法として因子間の相関を認める斜交回転を採用することが望ましい（豊田 1998:280-281;2003:16）。こうした点から、本研究で推定法として重み付け最小二乗法の拡張法を、回転法としてプロマックス回転を採用したことは適切であったと判断される。

一方で、探索的因子分析を行った後、確認的因子分析を実施した本研究のプロセスは、同一データを用いて探索的因子分析と確認的因子分析を実施することは望ましくない（李ら 2011:151）という指摘からすると、議論の余地がある。こうした指摘は、データに依存する性質を持った探索的因子分析を実施するにも関わらず、十分なデータを用いず、また、因子数及び項目構成を決定するにあたって統計指標のみを考慮した研究が少なくないことを懸念したものと推察される。しかし、本研究では、前述したように、十分なデータを用いており、因子の解釈可能性を最終的な判断基準としていることから、前記指摘のような恐れはないと考える。むしろ、社会福祉学における統計論文の課題として、探索的因子分析から得られた因子構造の構成概念妥当性を確認的因子分析によって検討すること（濱田 2015:93）が指摘されていることを考慮するならば、本研究の解析プロセスは、挑戦的な試みとして意義を持つだろう。

4-2. 従来の研究における本研究の位置づけ

本研究では「気楽なコミュニケーション（5項目）」「不愉快なコミュニケーション（4項目）」「気が重いコミュニケーション（4項目）」を第一因子とし、「統合型親子コミュニケーション」を第二次因子とする 13 項目 3 因子二次因子構造を最終モデルとして提示することができた。つまり、前記因子構造の構成概念妥当性、並びに信頼性が統計学的に認められた（RMSEA:0.081, CFI:0.954, TLI:0.942, cronbach's α 信頼性係数:0.855）。この本研究の結果は、従来の研究において大きく 2 つの側面から位置づけられる。

一つ目、本研究の「親子コミュニケーション測定尺度」では、既存の親子コミュニケーション測定尺度（Barnes ら 1982；1985；黒川 1990；野口ら 2007）では検討できていない「測定内容の概念的次元性」が検討された。Barnes ら（1982；1985）と黒川（1990）は親子コミュニケーションを肯定的な側面と否定的な側面に捉えている。野口ら（2007）は黒川のを再検討して、基本的には肯定的な側面と否定的な側面に捉えているが、「親・率直コミュニケーション」「親への拒否コミュニケーション」「親からのコミュニケーション」のように、方向性を加えている。つまり、従来の研究では親子コミュニケーションの因子を 2 因子（Barnes ら 1982；1985；黒川 1990）、あるいは 3 因子（野口ら 2007）と捉えている。しかし、これらの因子は探索的因子分析でしか検討されていないため、測定内容の概念的次元性が欠けている可能性があり、こうした可能性を有したまま「測定項目の加算性」を認めているため、誤差を含んだ得点に基づく介入につながる可能性が排除できない。そうした意味で本研究の「親子コミュニケーション測定尺度」は、精度の高い得点の算出ができる。

二つ目、本研究の「親子コミュニケーション測定尺度」では、二次因子構造という、既存の親子コミュニケーション測定尺度（Barnes ら 1982；1985；黒川 1990；野口ら 2007）では確認できていない「因子構造」が検討された。前述したように、既存の親子コミュニケーション測定尺度では、2 因子（Barnes ら 1982；1985；黒川 1990）、あるいは 3 因子（野口ら 2007）を想定しているが、それらの因子構造が「二次因子構造」なのか「斜交因子構造」なのかという検討までは至っていない。それは、極端に言えば、2 因子、あるいは 3 因子を想定している既存の親子コミュニケーション測定尺度が統計学的に成り立たない可能性があることを示唆する。そのため、少なくとも研究で親子コミュニケーションを測るとし、実際には因子の「開放型コミュニケーション」と「問題型コミュニケーション」の中的一方、または両方を独立した尺度として用いている（Barnes ら 1982；1985；Eoh ら 2015；Jeong 2015；黒川 1990；野口ら 2007）。しかし、各因子を独立した尺度として用いる場合にも「一次因子構造」として成り立つのかを検討するのが望ましい。また、「一次因子構造」または「二次因子構造」でなければ認められない因子ごとの得点の合算を行っている研究もある（Cava ら 2014；Kwon ら 2015；Min 1992；Lee ら 2009）。そうした意味で本研究の「親子コミュニケーション測定尺度」が統計学的に「二次因子構造」として認められたことは、因子ごとの得点の合算が可能であることを意味し、それに基づく「総合的な親子コミュニケーションの水準」への評価ができる。

4-3. 社会福祉実践現場への示唆

適切な子育て方法は、社会福祉実践現場、特に子ども家庭福祉実践現場において非常に重要な分野であり、子どものウェルビーイングの向上においても欠かせないものである。実際に韓国では保育園を始め、総合社会福祉館や健康家庭支援センター等で子育て方法に関する教育指導を行っており、日本でも保育園や児童養護施設、母子生活支援施設、地域子育て支援センター等で子育て方法に関する教育指導を実施している。子育て方法の教育時によく取り上げられるのは「親の養育態度」であり、親の養育態度の把握のためによく用いられる道具の一つが「親子コミュニケーション測定尺度」である。ところが、検討の余地が少なくなく、その一つが「抽象度の高い因子」である。例えば、既存の親子コミュニケーション測定尺度の因子は、肯定的か否定的かに捉えられているため、尺度を用いて親子のコミュニケーション状態を把握しようとしても具体的な介入方法を提示することが困難である。しかし、本研究の統合型親子コミュニケーション測定尺度では「気楽なコミュニケーション」「不愉快なコミュニケーション」「気が重いコミュニケーション」のように、因子の抽象度を下げることによって介入の切口をより具体化している。そのため、実践現場で相談する際に、より明確なコーチングが可能となると期待できる。

離婚や未婚、死別、事故など多様な理由で「世帯の構造」が変わりつつあるなか、子どもによっては「親（養育者）の性別」を聞かれるだけで心を痛めるかもしれない。このような状況のなかで本研究の統合型親子コミュニケーション測定尺度は、父親と母親両方の全ての質問項目に欠損値を有さない大量のデータを用いて成り立っていることから、子どもに「親（養育者）の性別」を聞かなくても精度の高い結果を見出すことができる点で「倫理的配慮」という側面からも評価できよう。また、里親家庭や児童養護施設、自立支援施設など社会的養護のもとで育っている子どもとその養護者とのコミュニケーションの状態を把握する際にも有効に用いられると考える。

最後に、本研究は、次のような課題を持つ。本研究で焦点を当てている親子コミュニケーション測定尺度は、Barnes らが開発した既存のものであるため、本研究のオリジナルな質問項目は含まれていない。また、本研究では、既存の親子コミュニケーション測定尺度の因子構造と質問項目を再検討することで、測定内容の概念的次元性をもった3因子二次因子構造を提示することができた。また、因子の抽象度を下げることによって、実践現場における介入の切口を分かりやすく提示できたことも一つの成果である。ところが、如何なる要因が「親子コミュニケーション」を規定するのかという因果関係の分析までは至っていない。今後は、このような課題を踏まえて研究を進める必要があるだろう。

注

- (1) 本研究で取り扱うデータは、児童福祉機関より提供されたものであり、学術的に活用することについて許諾を得ている。
- (2) 教育福祉士とは、日本のスクールソーシャルワーカーと類似するものであるが、主に低所得層の子どもを対象とする。
- (3) 統合型親子コミュニケーションの因子構造に照らし合わせて「父子」及び「母子」のコミュニケーション測定尺度の因子構造の構成概念妥当性と信頼性を検討したところ、両方ともに統計学的に認められた（父子版の RMSEA : 0.078, CFI : 0.957, TLI : 0.946, cronbach's α 信頼性係数 : 0.857, 母子版の RMSEA : 0.081, CFI : 0.953, TLI : 0.941, cronbach's α 信頼性係数 : 0.853）。

参考文献

- Barnes, H. L., & Olson, D. H. (1982). *Parent-adolescent communication scale*. In D. H. Olson et al., *Family inventories : Inventories used in a national survey of families across the family life cycle* (pp.33-48). St. Paul : Family Social Science, University of Minnesota.
- Barnes, H. L., & Olson, D. H. (1985). Parent-adolescent communication and the circumplex model, *Child Development*, 56 : 438-447.
- Chul-Ho Lee, Jung Sook Chung, Min Kyu Rhee (2009) The Influence of Parent-Adolescent Communication on Adolescent's Depression : Mediation effect of Self-Esteem and Irrational Belief, *THE KOREAN JOURNAL OF HEALTH PSYCHOLOGY*, 14(2) : 433-448.
- 濱田悦生 (2015) 『『社会福祉学』における量的研究での統計的手法と欠損データに関する一考察』『社会福祉学』 56(3) : 88-98.
- Ha-Young Min (1992) The Relation between Juvenile Delinquency and Parent-Adolescent Communication, Family Cohesion and Adaptability, *Korean Journal of Child Studies*, 13(1) : 112-124. (Korean article)
- Hyug-Chan Kwon, Gwi Yeo Roo Ahn (2015) The Effect of Parent-Adolescent Communication on the Computer Game Overuse : Adolescent's Self Control as a Mediating Variable, *Korean Journal of Youth Studies*, 22 (5) : 255-274. (Korean article)
- Jeong, Min (2015) The structural relationship of factors associated with smartphone addiction amongst middle school students : With a focus on the ecological perspective, *Studies on Korean Youth*, 26(3) : 103-131. (Korean article)
- 姜 民護 (2018) 「親子コミュニケーション測定尺度の因子構造と項目構成に対する再検討－子ども家庭福祉実践現場への示唆に向けて－」『第 19 回日本子ども家庭福祉学会全国大会研究報告概要集』（神奈川県立保健福祉大学）。
- 清水裕士・荘島宏二郎 (2017) 『社会心理学のための統計学－心理尺度の構成と分析、心理学のための統計学 3』誠信書房。
- 小杉考司・清水裕士 (2014) 『M-plus と R による構造方程式モデリング入門』北大路書房。
- 黒川 潤 (1990) 「円環モデルに基づく尺度（和訳版）の標準化の試み－家族満足度、親－青年期のコミュニケーション、FACES Ⅲについて－」『家族心理学研究』 4(2) : 71-82。
- 李 仙恵・朴 志先・中嶋和夫・黒木保博 (2011) 「知的障害児の母親を対象とする心理的マルトリートメント測定尺度の開発」『日本保健科学学会誌』 14(3) : 144-154。
- María-Jesús Cava, Sofia Buelga, Gonzalo Musitu (2014) parental communication and life satisfaction in adolescence, *Spanish Journal of Psychology*, 17, e 98 : 1-8.
- 野口修司・若島孔文 (2007) 「青年期の親子関係における社会的勢力とコミュニケーションに関する研究」『家族心理学研究』 22(2) : 95-105。
- 小野島 萌 (2016) 「青年期の親子間コミュニケーションのあり方：青年の発達と Olson の円環モデルの視点から」『お茶の水女子大学心理臨床相談センター紀要』 18 : 37-45。
- 高橋順一・黒木保博・中嶋和夫 (2015) 「社会福祉関連 QOL 測定尺度に関する開発研究」『評論・社会科学』 112 : 1-12。

竹本与志人（2012）「量的研究の動向と課題」『社会福祉学』53(3)：87-91。

豊田秀樹（1998）『共分散構造分析「入門編」-構造方程式モデリング-』朝倉書店。

豊田秀樹（2000）『共分散構造分析「応用編」-構造方程式モデリング-』朝倉書店。

豊田秀樹（2003）『共分散構造分析「疑問編」-構造方程式モデリング-』朝倉書店。

柳井晴夫・前川真一・繁栞算男・市川雅教（1990）『因子分析-その理論と方法』朝倉書店。

Yookyung Eoh, Ansuk Jeong, Soohyun Park（2015）The Effect of Female College Students' Stress on Mental Health：Mediating Effect of Social Support and Moderating Effect of Parent-Offspring Communication, *Korean Journal of Woman Psychology*, 20(4)：571-589. (Korean article)

A Review of Factor Structure and Item Configuration in the Parent-Child Communication Scale

Minho Kang

The objective of the current study is to review the factor structure and item configuration in the parent-child communication scale, which can be used in studies for the well-being of children. The sample was composed of 3,000 elementary school students (from grades one to six) who are attending eight schools in City A in Korea. Placement method was used for the survey, which returned 2,385 responses. The survey questions involved the respondents' sex, grade level, and parent-child communication scale. In terms of statistical analysis, data from 1,760 responses without missing values were used to conduct exploratory factor analysis to extract factor structure, whose results were reviewed using confirmatory factor analysis to calculate the suitability of the factor structure data. As a result, a secondary factor model comprising three factors and thirteen items was established, with "pleasant communication," "unpleasant communication," and "uncomfortable communication" as the primary factors, and "parent-child communication" as the secondary factor (RMSEA : 0.081, CFI : 0.954, TLI : 0.942). The study develops the results of the statistical analysis to suggest ways to encourage positive parent-child communication.

Key words : Parent-child communication scale, Factor structure, Item configuration, Exploratory factor analysis, Confirmatory factor analysis

