

日韓中における就学前児の父親の 育児関連Daily Hasslesとマルトリートメントの関係

バク ジソン コヤマ ヨシノリ コンドウ リエ キム ジョンスク ナカジマ カズオ
 朴 志先*1 小山 嘉紀*2 近藤 理恵*3 金 貞淑*5 中嶋 和夫*4

目的 本研究は、Hillsonらのマルトリートメントの発生プロセスモデルに基づき、日韓中における就学前児の父親を対象に、育児関連Daily Hassles (DH) の経験頻度および育児ストレス強度とマルトリートメントとの関係を明らかにすることを目的とした。

方法 本研究の対象は、日本、韓国、中国の保育所を利用している世帯の父親とした（日本：K県の保育所2カ所500人、韓国：S市、C市、Y市内の保育所15カ所1,250人、中国：J省、Z省の保育所8カ所1,500人）。本研究では、「育児関連DHの経験頻度（潜在的ストレス）が、それらの経験に対する一次評価（ストレス強度）を介して、子どもに対するマルトリートメントの実施頻度に影響を与える」といった因果関係モデルを仮定し、構造方程式モデリングにより、前記モデルのデータへの適合性を検討した。

結果 因果関係モデルは3カ国いずれもデータに適合していた。具体的には、3カ国において「対応が求められる児の行動（頻度）」は「対応が求められる児の行動（強度）」を介して「心理的虐待」の実施頻度に影響しており、また「育児タスク（強度）」は、韓国では、「身体的虐待」に、中国では「ネグレクト」に有意な影響を与えていたが、日本ではマルトリートメントに有意な関連性がみられないという知見を得た。

結論 本研究では、Hillsonらが提起しているマルトリートメントの発生プロセスモデルが支持された。特に3カ国の共通点として、対応が求められる児の行動に対する否定的評価が心理的虐待を促進する傾向にあり、子どもの発達や行動特性に関する父親の無理解と適切な養育方法の情報欠如が関係していることが推察された。また、相違点として、父親が育児タスクについて否定的に評価した場合、韓国では対応が求められる児に対する身体的虐待を、中国ではネグレクトを促進する傾向にあったが、日本ではマルトリートメントの関連性は見いだせなかった。韓国の場合、家父長的家族制度による子どもの訓育のひとつとして暴力的な行動に表出され、さらに日本と韓国に比べ父親の育児参加頻度が高い中国では、育児から離れ、自身のネガティブな感情を軽減しようとしている結果ではないかと推察された。なお日本では、父親の育児参加への期待は高まっているが、長時間労働により子どもと積極的に関わる時間が減少し、ふたつの変数間の関連性がみられなかったのではないかと推察された。こうした知見を総合すると、子どもに対する父親のマルトリートメント防止に向けてより効果的な対策を開発していくには、マルトリートメントの発生の背景を考慮すべきものといえよう。

キーワード 父親、マルトリートメント、育児ストレス、東アジア

*1 両備介護研究所研究員 *2 岡山県立大学大学院保健福祉学研究科研究生
 *3 岡山県立大学保健福祉学部保健福祉学科准教授 *4 同教授
 *5 韓国慶尚南道女性能力開発センター教育担当

I 緒 言

東アジア圏のうち、児童虐待が社会問題として関心が高まったのは日本では1990年代初頭で、韓国はそれより約10年遅れた1990年代後半からとなっている。さらに中国でも最近マスコミなどから児童虐待問題が告発されるなど、児童権益に対する社会的関心が高まっている¹⁾²⁾。このような状況のなかで、日本では、2000年児童虐待防止法が制定され、2008年には地方自治法により虐待を行った保護者に対する指導および支援について制度化された。韓国では2000年児童福祉法の改定により被虐待児童に対する保護システムが整備された。しかし、児童虐待に対する対応件数をみると、日本の場合、1990年1,101件から2009年44,210件に増加し、韓国の場合、2001年2,105件から2010年5,657件と大きく増加しており、児童虐待の深刻性はいまだ解決されていない³⁾⁴⁾。また、児童虐待は家庭内で最も多く発生し、虐待行為者は主に親であることが報告されている。韓国の場合、実父が49.4%と実母の30.2%より多く⁴⁾、日本の場合、実母による虐待件数は調査が開始されて以来一貫してトップを占めているが、2009年の「犯罪白書」では、児童虐待に係る検挙数では、実母(98人)より実父(118人)のほうが多くなっている⁵⁾。児童虐待は児童の健全な発達を阻害し、児童の非行や暴力問題などにつながる可能性が高く、極端的には死亡に至る危険性が指摘されている⁶⁾⁷⁾。従って、児童虐待の予防と介入は国家が優先的に解決しなければならない重要な児童福祉問題といえよう。

児童虐待に対する予防的な側面での介入を考慮するなら、児童虐待の発生原因を模索する必要がある。最近行われた児童虐待発生原因に関する研究では、Lazarusらのストレス認知理論に基づいたHillsonら⁸⁾のマルトリートメントの発生プロセスモデルが代表的である。Hillsonらは母親が育児過程のなかで、日常的に繰り返される出来事を経験し、そのような経験に対する母親の認知的評価によりストレスを感じる程

度が異なり、その対処行動として虐待やネグレクトのような不適切な育児行動を生じさせるモデルを提示している。その後、このモデルについて日本と韓国の母親を対象に育児のなかで直面する日常の出来事(daily hassles)と不適切な関わり(maltreatment)の関係を検証した研究が行われた⁷⁾⁹⁾。しかし、父親による虐待発生件数が増加し、専門的な支援を必要としているなかで、父親が育児の中で感じるストレスと不適切な育児行動の関係を検討した研究は見当たらない。

そこで、本研究では、児童虐待発生予防に関する対策および父親の育児支援に関する基礎資料を得ることとし、Hillsonらが開発した因果関係モデルに基づき、日本、韓国、中国の就学前児を養育する父親を対象に、育児関連Daily Hassles(DH)の経験頻度および育児ストレス強度とマルトリートメントの関係を検討することを目的とした。

II 方 法

(1) 研究仮説

本研究では、Hillsonらが開発したマルトリートメントの発生プロセスモデルに基づいて潜在的ストレスである育児関連DH経験頻度(frequency)がそのような経験に対する認知的評価であるストレス強度(intensity)を介してストレスに対する対処行動である子どもに対するマルトリートメントの頻度に影響を与えるといった因果関係モデルを構築した。また、このモデルに父親の年齢、子どもの数、家族構成を統制変数として投入した。

(2) 分析資料

研究対象は日本、韓国、中国の保育所を利用する世帯の父親とした。日本では、K県の保育所2カ所を利用する父親500人、韓国では、S市、C市、Y市内の保育所15カ所を利用する父親1,250人、中国では、J省、Z省の保育所8カ所を利用する父親1,500人を対象として調査した。回収された調査票のなかで(日本412人、

韓国739人、中国956人)、すべての項目に回答した日本312人、韓国572人、中国668人の資料を分析に用いた。

(3) 調査内容

1) 父親の基本的属性

父親の基本的属性として父親の年齢、子どもの数、家族構成を尋ねた。なお、分析には、これらの変数を統制変数として使用した。

2) 育児関連Daily Hassles (DH)

育児関連DHはCrnicらが開発したParenting Daily Hassles Scale (PDH)¹⁰⁾項目を唐ら⁹⁾が日本語で訳した育児関連DH尺度を使用した。唐らの研究では、育児関連DHを親としてしなければいけないことを意味する「育児タスク Parenting Tasks (8項目)」と親を困難にさせる児童の特性または気質であってそれを親が克服すべき行動であることを意味する「挑戦すべき児の行動 Challenging Behavior (7項目)」の2領域15項目で測定している。しかし、この尺度は、母親を対象として開発された尺度であり、父親に対してはまだ検証されていないことや一部の項目が父親にはあまりあてはまらないと判断され、本研究では、父母共通で使用できるような尺度として、項目を圧縮した。なお、「挑戦すべき児の行動」についてはその訳語の意味するところが日本人のみならず韓国人や中国人にも理解されにくいことから、本研究では日本語版開発者の了解を得て、Challenging Behaviorに対して「対応が求められる児の行動」という訳語を用いるものとした。項目圧縮については、「育児タスク」に関しては8項目から5項目へ、「対応が求められる児の行動」に関しては7項目から5項目への計10項目として再構成した。各質問に対する回答は、最近6カ月間における育児関連DHの経験頻度を「0点：全くない」から「3点：いつもある」までの4件法で求め、また経験がある場合は、それがどの程度いらだたしいことであるかについて、「0点：全くイライラしない」から「4点：とてもイライラする」までの5件法で尋ねている。この得点化は、ストレス者の経験頻度のみな

らず、それらストレス者に対する認知的評価(ストレス強度)によって、ストレス者のストレス反応に対する影響度が異なるといった Lazarusらのストレス認知理論に基づいたものである⁹⁾。

3) マルトリートメント

父親の子どもに対するマルトリートメントの測定には、唐ら⁹⁾が開発した「マルトリートメント傾向指標」を用いた。この尺度は、「身体的虐待」に関する5項目、「心理的虐待」に関する7項目、「ネグレクト」に関する3項目の計15項目から構成され、確認的因子分析により、すでにその構成概念妥当性の交差妥当性が検討されている。各質問項目に対する回答は、マルトリートメントの実施頻度について、「0点：全くない」から「4点：いつもある」の5件法となっている。

4) 分析方法

本研究では、研究仮説を検証するために構造方程式モデリング(SEM)を使用した。また、研究仮説に対する因果関係モデルの分析に先立ち、「育児関連DH」と「マルトリートメント」測定尺度に対する妥当性と信頼性を検討した。各測定尺度の妥当性の評価のため確認的因子分析を、信頼性の評価のためCronbach's α 信頼性係数を算出した。また、因子構造モデルと因果関係モデルのデータに対する適合性はCFIならびにRMSEAで判断した。CFIは0.90以上、RMSEAは0.08以下であることを判断基準とした。以上の解析には、統計ソフトSPSS12.0JならびにAMOS5.0Jを使用した。

倫理的配慮として、3国とも調査票は無記名とし、返送をもって調査協力への同意とみなした。

Ⅲ 結 果

(1) 対象者の属性(表1)

1) 日本データ

父親の平均年齢は35.8歳(標準偏差5.9、範囲22~51歳)であった。家族構成は「2世代家族」が254人(81.4%)と最も多く、「3世代家

表1 対象者の属性
(日本312人, 韓国572人, 中国668人)

(単位 人, () 内%)

父親の年齢 ¹⁾	
日本	35.8±5.9 (22~51) 歳
韓国	36.8±3.4 (25~50)
中国	33.8±3.7 (25~50)
子どもの数	
1人	
日本	60 (19.2)
韓国	126 (22.0)
中国	635 (95.1)
2人	
日本	140 (44.9)
韓国	353 (61.7)
中国	32 (4.8)
3人以上	
日本	112 (35.9)
韓国	93 (16.3)
中国	1 (0.1)
家族構成	
2世代家族	
日本	254 (81.4)
韓国	495 (86.5)
中国	321 (48.1)
3世代家族	
日本	58 (18.6)
韓国	77 (13.5)
中国	347 (51.9)

注 1) 平均年齢±標準偏差 (範囲)

族」が58人 (18.6%) であった。子どもの数については、「2人」が最も多く140人 (44.9%) であり、次いで「3人以上」が112人 (35.9%)、「1人」が60人 (19.2%) の順であった。

2) 韓国データ

父親の平均年齢は36.8歳 (標準偏差3.4, 範囲25~50歳) であった。家族構成は「2世代家族」が495人 (86.5%) と最も多く、「3世代家族」が77人 (13.5%) であった。子どもの数については、「2人」が最も多く353人 (61.7%) であり、次いで「1人」が126人 (22.0%)、「3人以上」が93人 (16.3%) の順であった。

3) 中国データ

父親の平均年齢は33.8歳 (標準偏差3.7, 範囲25~50歳) であった。家族構成は「3世代家族」が347人 (51.9%) と最も多く、「2世代家族」が321人 (48.1%) であった。子どもの数については、「1人」が最も多く635人 (95.1%) であり、次いで「2人」が32人 (4.8%)、「3人以上」が1人 (0.1%) の順であった。

表2 育児関連DHの経験割合およびストレス強度
(日本312人, 韓国572人, 中国668人)

	経験割合 ¹⁾ (%)	ストレス強度 ²⁾	
		平均値	標準偏差
育児タスク			
子どもが家事や仕事の邪魔をしてくる			
日本	69.9	1.0	0.91
韓国	68.1	0.9	0.83
中国	74.5	1.0	1.04
子どもの要求を満たすために、自分の計画を変更しなければならない			
日本	74.0	0.9	0.85
韓国	78.0	0.8	0.75
中国	84.5	1.0	1.02
子どもが1日に何度も服を汚すので、たびたび服を着替えさせなくてはならない			
日本	70.8	0.6	0.66
韓国	74.5	0.7	0.73
中国	72.4	0.8	1.06
外出の支度をさせて、時間どおりに子どもを出かけさせることが難しい			
日本	68.3	0.9	0.89
韓国	62.8	0.8	0.83
中国	66.5	0.9	1.06
子どもの要求を満たすために、余計な仕事が増える			
日本	65.7	0.7	0.78
韓国	67.9	0.8	0.78
中国	67.4	0.9	1.02
対応が求められる児の行動			
私が言うことに素直に従ってくれない			
日本	80.4	1.3	1.00
韓国	83.0	1.3	0.90
中国	88.2	1.3	1.12
一緒に遊んであげなくてはならない			
日本	83.3	0.6	0.66
韓国	79.2	0.8	0.70
中国	81.8	1.0	1.05
なかなか寝ついてくれない			
日本	76.0	1.0	0.94
韓国	69.9	0.9	0.86
中国	68.4	1.2	1.22
街中で、なかなかおとなしくしてくれない			
日本	66.0	1.0	0.98
韓国	76.9	1.1	0.88
中国	67.0	1.0	1.13
大人同士の会話などの邪魔をする			
日本	60.3	0.6	0.79
韓国	86.2	0.6	0.72
中国	77.9	1.1	1.08

注 1) 各項目に対し回答肢「時々ある」「しばしばある」「いつもある」と答えた割合で示している。
2) 「まったくイライラしない」「あまりイライラしない」「少しイライラする」「かなりイライラする」「とてもイライラする」にそれぞれ1~5点を与えた平均値で示した。

(2) 育児関連DHの経験割合およびストレス強度 (表2)

1) 日本データ

育児関連DHのうち、経験割合の高かった項目は、「一緒に遊んであげなくてはならない

(83.3%)」「私が言うことに素直に従ってくれない(80.4%)」で、8割以上を占めていた。また、ストレス強度の高かった項目は、「私が言うことに素直に従ってくれない」「子どもが家事や仕事の邪魔をしてくる」「なかなか寝ついてくれない」「街中で、なかなかおとなしくしてくれない」であった。

2) 韓国データ

育児関連DHのうち、経験割合の高かった項目は、「大人同士の会話などの邪魔をする(86.2%)」「私が言うことに素直に従ってくれない(83.0%)」で、8割以上を占めていた。また、ストレス強度の高かった項目は、「私が言うことに素直に従ってくれない」「街中で、なかなかおとなしくしてくれない」「子どもが家事や仕事の邪魔をしてくる」「なかなか寝ついてくれない」であった。

3) 中国データ

育児関連DHのうち、経験割合の高かった項目は、「私が言うことに素直に従ってくれない(88.2%)」「子どもの要求を満たすために、自分の計画を変更しなければならない(84.5%)」「一緒に遊んであげなくてはならない(81.8%)」で、8割以上を占めていた。また、ストレス強度の高かった項目は、「私が言うことに素直に従ってくれない」「なかなか寝ついてくれない」「大人同士の会話などの邪魔をする」であった。

(3) 各測定尺度の妥当性と信頼性の検討

1) 日本データ

育児関連DHに対して経験頻度とストレス強度をそれぞれ2因子斜交モデルと仮定し、各モデルに対するデータへの適合度を検討した。その結果、経験頻度モデルの適合度はCFIが 0.934 、RMSEAが 0.083 、ストレス強度モデルの適合度はCFIが 0.921 、RMSEAが 0.098 と統計学的な許容水準を十分満たしていた。また、Cronbach's α 信頼性係数を検討した結果、「育児タスク(頻度)」が 0.827 、「対応が求められる児の行動(頻度)」が 0.765 、「育児タスク(強度)」が 0.834 、「対応が求められる児の行

動(強度)」が 0.777 と良好な値を示した。次いで、マルトリートメントを3因子斜交モデルと仮定し、モデルに対するデータへの適合度を検討した。その結果、CFIが 0.850 、RMSEAが 0.086 と統計学的な許容水準をおおむね満たしていた。なお、Cronbach's α 信頼性係数を検討した結果、「心理的虐待」が 0.816 、「身体的虐待」が 0.764 、「ネグレクト」が 0.439 と良好な値を示した。

2) 韓国データ

育児関連DHに対して経験頻度とストレス強度をそれぞれ2因子斜交モデルと仮定し、各モデルに対するデータへの適合度を検討した。その結果、経験頻度モデルの適合度はCFIが 0.979 、RMSEAが 0.043 、ストレス強度モデルの適合度はCFIが 0.970 、RMSEAが 0.057 と統計学的な許容水準を十分満たしていた。また、Cronbach's α 信頼性係数を検討した結果、「育児タスク(頻度)」が 0.804 、「対応が求められる児の行動(頻度)」が 0.699 、「育児タスク(強度)」が 0.835 、「対応が求められる児の行動(強度)」が 0.763 と良好な値を示した。次いで、マルトリートメントを3因子斜交モデルと仮定し、モデルに対するデータへの適合度を検討した。その結果、CFIが 0.883 、RMSEAが 0.084 と統計学的な許容水準をおおむね満たしていた。また、Cronbach's α 信頼性係数を検討した結果、「心理的虐待」が 0.863 、「身体的虐待」が 0.756 、「ネグレクト」が 0.599 と良好な値を示した。

3) 中国データ

育児関連DHに対して経験頻度とストレス強度をそれぞれ2因子斜交モデルと仮定し、各モデルに対するデータへの適合度を検討した。その結果、経験頻度モデルの適合度はCFIが 0.974 、RMSEAが 0.037 、ストレス強度モデルの適合度はCFIが 0.981 、RMSEAが 0.051 と統計学的な許容水準を十分満たしていた。また、Cronbach's α 信頼性係数を検討した結果、「育児タスク(頻度)」が 0.708 、「対応が求められる児の行動(頻度)」が 0.676 、「育児タスク(強度)」が 0.843 、「対応が求められる児の行

動（強度）」が0.854と良好な値を示した。次いで、マルトリートメントを3因子斜交モデルと仮定し、モデルに対するデータへの適合度を検討した。その結果、CFIが0.783、RMSEAが0.098と統計学的な許容水準を満たしていな

かった。また、「親の都合で、1人でご飯を食べさせることがある」のパス係数が統計学的に有意でなかった。そこで、この項目を削除し、モデルの適合度を再び検討した結果、CFIが0.814、RMSEAが0.096と統計学的な許容水準

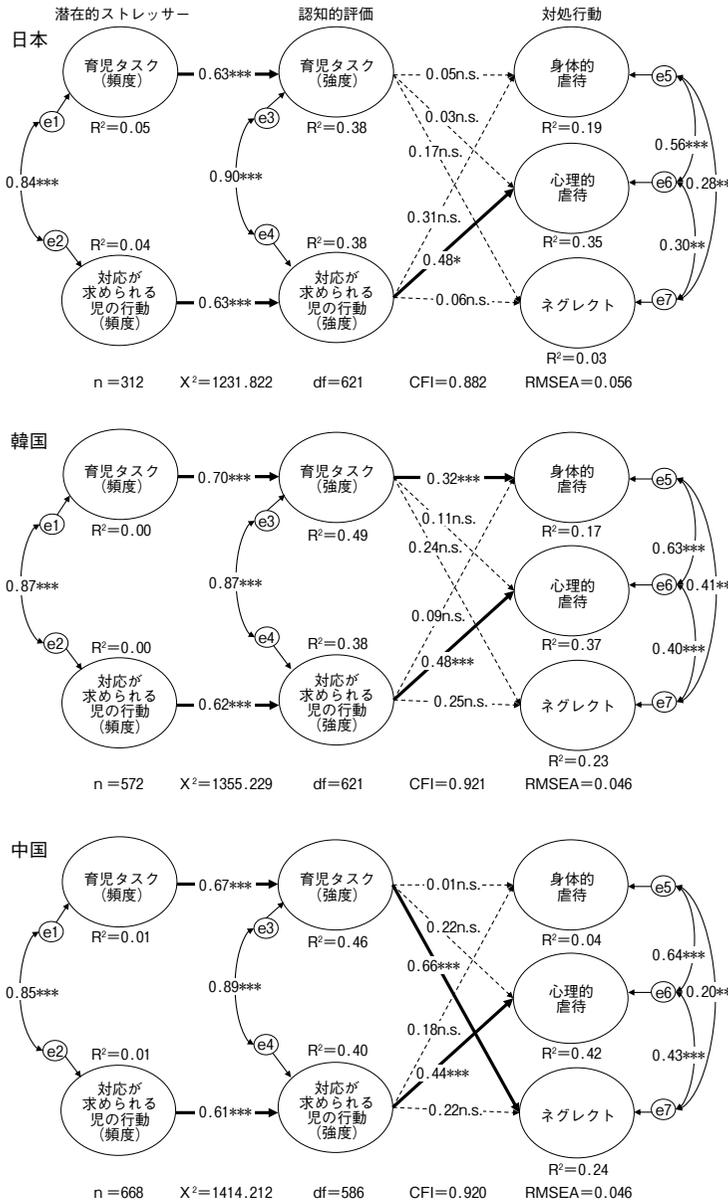
をおおむね満たしていた。なお、Cronbach's α 信頼性係数を検討した結果、「心理的虐待」が0.778、「身体的虐待」が0.778、「ネグレクト」が0.393と良好な値を示した。

(4) 父親の育児関連DHと子どもに対するマルトリートメントの関係

1) 日本データ

この因果関係モデルにおいて、育児タスクと対応するストレス強度の間に有意な正の関連性があることが明らかとなった ($\gamma = 0.63, p < 0.001$)。しかし、育児タスクに対応するストレス強度は身体的虐待、心理的虐待、ネグレクトと有意な正の関連性は示されなかった。一方、対応が求められる児の行動と対応するストレス強度の間に有意な正の関連性があることが明らかとなった ($\gamma = 0.63, p < 0.001$)。対応が求められる児の行動に対応するストレス強度は心理的虐待に有意な正の関連性を示していた ($\gamma = 0.48, p < 0.05$)。すなわち、対応が求められる児の行動に対するストレス強度が高い父親ほど、心理的虐待の発生頻度が高かった。

図1 父親の育児関連DHとマルトリートメントの関係



注 1) 図の煩雑さを避けるため、各潜在変数の指標（観測変数）とそれに付随する誤差は省略している。
 2) 矢印の実線は統計学的に有意なパス $p < 0.05^*$, $p < 0.01^{**}$, $p < 0.001^{***}$ 、破線は統計学的に非有意なパス (n.s.) を指す。
 3) 統制した変数：父親の年齢、子どもの数、家族構成
 4) 育児に関連するDHの頻度およびストレス強度は同一項目であるため、同一項目の誤差間に相関を認めた。

2) 韓国データ

この因果関係モデルにおいて、育児タスクと対応するストレス強度の間に有意な正の関連性があることが明らかとなった ($\gamma = 0.70$, $p < 0.001$)。育児タスクに対応するストレス強度は身体的虐待に有意な正の関連性を示していた ($\gamma = 0.32$, $p < 0.001$)。すなわち、育児タスクの経験頻度が高く、育児タスクに対するストレス強度が高い父親ほど、身体的虐待の発生頻度が高かった。一方、対応が求められる児の行動と対応するストレス強度の間に有意な正の関連性があることが明らかとなった ($\gamma = 0.62$, $p < 0.001$)。対応が求められる児の行動に対応するストレス強度は心理的虐待に有意な正の関連性を示していた ($\gamma = 0.48$, $p < 0.001$)。すなわち、対応が求められる児の行動の経験頻度が高く、対応が求められる児の行動に対するストレス強度が高い父親ほど、心理的虐待の発生頻度が高かった。

3) 中国データ

この因果関係モデルにおいて、育児タスクと対応するストレス強度の間に有意な正の関連性があることが明らかとなった ($\gamma = 0.67$, $p < 0.001$)。育児タスクに対応するストレス強度はネグレクトに有意な正の関連性を示していた ($\gamma = 0.66$, $p < 0.001$)。すなわち、育児タスクの経験頻度が高く、育児タスクに対するストレス強度が高い父親ほど、ネグレクトの発生頻度が高かった。一方、対応が求められる児の行動と対応するストレス強度の間に有意な正の関連性があることが明らかとなった ($\gamma = 0.61$, $p < 0.001$)。対応が求められる児の行動に対応するストレス強度は心理的虐待に有意な正の関連性を示していた ($\gamma = 0.44$, $p < 0.001$)。すなわち、対応が求められる児の行動の経験頻度が高く、対応が求められる児の行動に対するストレス強度が高い父親ほど、心理的虐待の発生頻度が高かった。

IV 考 察

本研究は、日本、韓国、中国の父親の育児関

連Daily Hassles (DH) の経験頻度およびストレス強度とマルトリートメントとの関連性を明らかにすることを目的に行った。本研究では3カ国のデータを用いたが、種々の変数に関する発現率や差の検定による差違点の抽出ではなく、それらデータに共通して認められる変数間の関係性の類似性と差異性に主眼をおいた解析を試みた。3カ国の解析に投入したサンプル数には違いはあるが、いずれの国のデータも構造方程式モデリングを用いての因果関係モデルのデータへの適合性の検討には適切であったと判断した。

その結果、第1に、父親の育児関連DHと父親の子どもに対するマルトリートメントの妥当性と信頼性を確認した結果、統計学的に有意な値を示しており、本研究の仮説の検証に必要な測定尺度の選択は適切であると判断できた。

第2に、育児関連DHの経験割合を分析した結果、3カ国すべてにおいて、ほとんどの項目を6割以上の父親が経験していた。「育児タスク」をみると、「子どもの要求を満たすために、自分の計画を変更しなければならない」という回答の頻度が3カ国とも最も多かった。「対応が求められる児の行動」における頻度に注目すると、日本では、「一緒に遊んであげなくてはならない」、韓国では「大人同士の会話などの邪魔をする」、中国では、「私が言うことに素直に従ってくれない」の頻度が最も多かった。次に、育児関連DHのストレス強度に対する平均値が高かった項目をみると、「育児タスク」では3カ国すべて「子どもが家事や仕事の邪魔をしてくる」であり、日本1.0点、韓国0.9点、中国1.0点となっていた。さらに、中国では、「子どもの要求を満たすために、自分の計画を変更しなければならない」が1.0点であった。一方、「対応が求められる児の行動」では、3カ国すべてにおいて「私が言うことに素直に従ってくれない」という回答の頻度が最も多く、強度得点はどの国も1.3点となっていた。さらに、潜在的ストレスである「育児タスク(頻度)」からの認知的評価と位置づけられる「育児タスク(強度)」へのパス係数をみると、日本0.63、

韓国0.70, 中国0.67となり, 同様に「対応が求められる児の行動(頻度)」から「対応が求められる児の行動(強度)」へのパス係数は, 日本0.63, 韓国0.62, 中国0.61となっており, 頻度得点が高い父親ほど強度得点も高くなることが示された。父親を対象に育児関連DHを使用した研究はほとんど見つからないことで比較はできない。しかし, 日本と韓国の母親を対象とした従来の研究では育児関連DHの経験割合が8割以上を示しており, 従来の母親の報告⁷⁹⁾に比して低い経験割合ではあるが, 父親が育児の中で経験する育児タスクと対応が求められる児の行動において, 葛藤が生じないような支援策が求められよう。

第3に, 本研究では, 父親の育児関連DHに対する経験頻度とストレス強度および子どもに対するマルトリートメントの関連性について3カ国すべてのデータに適合することが実証され, Hillsonらのモデルは支持されることが明らかとなった。以下, 3カ国における共通点と相違点について考察する。まず, 共通点として, 3カ国において「対応が求められる児の行動(頻度)」は「対応が求められる児の行動(強度)」を介して「心理的虐待」の発生頻度に影響していた。このことは, 父親が対応が求められる児の行動について否定的に評価する場合, 心理的虐待といった対処行動を通して子どもの行動を抑制または規制することで問題を解決しようというところで解析できる。この結果は日本と韓国の母親を対象に行った従来の研究と同様な結果である⁷⁹⁾。また, 従来の研究では, 言語的虐待は身体的虐待より子どもに否定的影響を与える可能性が高く¹¹⁾, さらに心理的虐待は, 長期的には身体的虐待につながるリスクがあると報告しており¹²⁾, 心理的虐待に関する根本的な予防が重要であるといえよう。ただし, 一方では威圧的なスタイルをもつ親, 夫婦関係が良くない親, 自己効力感が低い親はそうでない親より子どもの行動上の問題を過大にとらえる傾向にあることが知られている⁹⁾。従って, このような変数を投入したモデルの検証はマルトリートメントの発生プロセスについてより深く模索で

きると考えられる。

なお, 3カ国の相違点として, まず韓国では, 「育児タスク(強度)」を介して「身体的虐待」の発生頻度に影響していることが示された。このことは母親より育児参加頻度が少ない韓国の父親において, 子どもに対する未熟な関わりが関連しているものと推察された。また, 韓国にまだ残っている家父長制の観点から, 竹並¹³⁾は, 今日の韓国の家族関係は, 直系家族制度に基づく家父長的家族制度が基盤にあり, その中で韓国の親は子どもの独立心や自立心を促す必要を感じておらず, 逆に, 親に頼り, 従い, 協調することが大切と考えていることを指摘している。従って, 育児タスクが, 韓国の父親にとって子どもが自分に従わないということが大きなストレスとなり, 子どもに対する訓育のひとつとして暴力的な行動に表出されたのではないかと推察された。

加えて, 中国では他の2カ国とは異なり, 「育児タスク(強度)」が「ネグレクト」の発生頻度に影響していることが明らかとなった。中国社会では, 昨今, 育児に対して親だけでなく家族・親族の皆が責任者であり, 女性の社会労働の従事, 育児の社会化を強力に推進する中で, 育児役割は母親のみに期待するものでなく, 男女ともに担われるものであるという考え方が広く受け入れられている¹⁴⁾。従って, 中国は韓国や日本と比して, 父親の育児参加の機会が多く, 仕事と育児との両立のなかで, 子どもが自分の思いどおりにならないことからストレスを感じる機会が多くなっているのではないかと推察され, またそのために中国の父親は育児タスクをストレスとして認知し, そのストレスを軽減するための対処行動として育児から離れ, 育児に対する責任から抜け出そうとする結果がネグレクトの発生に密接に関係していたのではないかと推察される。

一方, 日本では, 育児タスクとマルトリートメントとの関連性は認められなかった。1979年の世論調査では, 男女とも7割以上が「男は仕事, 女は家庭」という性別役割分業に賛成していたものの¹⁵⁾, 2004年には賛成者の割合を上回

る5割の者が性別役割分業に反対となっている¹⁶⁾、つまり、日本では父親の主たる役割が「稼ぐ」という間接的な役割を超えた直接的な子育てへの貢献が求められる状況にある。しかし、このように父親の育児参加への期待が高まっているにもかかわらず、父親の労働時間が長いこと等の理由からなかなか育児に参加することができない実態がある。つまり、日本では育児に対する意識の低さや努力不足により子どもとの積極的な関わりが減少し、結果として育児タスクとマルトリートメントとの関連性がみられなかったのではないかと推察された。

最後に、以上の結果を踏まえ、今後の介入のあり方について検討する。まず、実践的な提言として、父親において対応が求められる児の行動は、日韓中すべてにおいて心理的虐待を促進する方向に影響していたが、これには対応が求められる児の行動に対する父親の無理解や寛容な態度の欠如が関与していると考えられる。本研究の結果による対応が求められる児の行動の多くは親和的欲求の表れであり、多くの子どもに普遍的にみられる行動と解釈できよう。しかし、子どもの発達への理解や寛容な態度が欠如している父親は、日常生活での子どもとの関わりのなかで対応が求められる児の行動を望ましくない否定的に捉えるために不適切な育児行動として位置づける可能性は否定できないものと推察される。従って、子どもの行動特性に関する親の理解とそのときの対応の仕方についての知識や情報が得られるような支援が必要といえよう。また、育児タスクが、韓国の父親では身体的虐待を、さらに中国ではネグレクトの発生にとって促進要因となっていたことを考慮するならば、父親の育児ストレスを軽減するためには、地域における父親の居場所づくりあるいは育児代行機能をもつ託児サービス等の利用を拡大していくことが望まれよう。なお、本研究ではHillsonらが提起しているモデルのなかの変数において、例えば、育児支援サービスや人的ネットワークのような外的資源、育児効力感や育児に対する信念といった内的資源を含めた実証的な検討は行っていないことを考慮するならば、

今後はさらにそれらを含めた総合的な因果関係モデルを構築して、それらのことも含めた対策がそれぞれの国のマルトリートメント発生の背景を踏まえて開発されなければならないものと思量する。

文 献

- 1) Hesketh T, Lynch MA. Child Abuse and Neglect in China: What the Papers Say. *Child Abuse Review* 1996; 5: 346-55.
- 2) Liao M, Lee AS, Roberts-Lewis AC, et al. Child maltreatment in China: An ecological review of the literature. *Children and Youth Services Review* 2011; 33: 1709-19.
- 3) 厚生労働省. 児童虐待相談対応件数及び児童虐待等要保護事例の検証結果(第6次報告概要). 2010.
- 4) 韓国全国児童保護専門機関. 全国児童虐待現況報告書. 2010.
- 5) 法務総合研究所. 平成22年犯犯罪白書-重大事犯者の実態と処遇-. 2010.
- 6) アン・ドン・ヒョン, チャン・ファ・ジョン, イ・ヨン・エ, 他. 申告された事例の児童虐待の実態と後遺症の研究. *児童権利研究* 2003; 7 (1): 1-20.
- 7) 柳漢守, 岡田節子, 三輪英里子, 他. 韓国の母親の育児関連Daily Hasslesとマルトリートメントの関係. *ウソン大学論文集* 2009; 14: 694-706.
- 8) Hillson JC, Kuiper NA. A stress and Coping Model and Child Maltreatment. *Clinical Psychology Review* 1994; 14: 261-85.
- 9) 唐軼斐, 矢嶋裕樹, 中嶋和夫. 母親の育児関連Daily Hasslesと児に対するマルトリートメントの関連. *厚生*の指標 2007; 54 (4): 13-20.
- 10) Crnic KA, Greenberg MT. Minor parenting stresses with young children. *Child Development* 1990; 61 (5): 1628-37.
- 11) キム・ミ・イエ, バク・ドン・ヨン. 乳幼児の母親の育児ストレス. 抑うつおよび言語的虐待. *児童看護学会誌* 2009; 15 (4): 375-82.
- 12) Murphy CM, O'Leary KD. Psychological Aggression Predicts Physical Aggression in Early Marriage. *Journal of Consulting and Clinical Psychology* 1989; 57 (5): 579-82.
- 13) 竹並正宏. 韓国の家族制度-R. ジャネリの祖先祭祀と韓国社会を参考に-. *川崎医療福祉学会誌* 1994; 4 (2): 153-6.
- 14) 清水嘉子. 中国都市部に在住する中国人の母親の育児幸福感と結婚の現実-日本在住の日本人の母親との比較-. *母性衛生* 2010; 51 (2): 344-51.
- 15) 尾嶋史章. 『理念』から『日常』へ-変容する性別役割分業意識-. 盛山和夫編. *日本の階層システム4 ジェンダー・市場・家族*. 東京: 東京大学出版会, 2000: 217-36.
- 16) 内閣府大臣官房政府広報室「平成16年度男女共同参画社会に関する世論調査」(<http://www8.cao.go.jp/survey/h16/h16-danjo/2-3.html>) 2011.11.15.