

가구소득이 부모의 양육 스트레스에 미치는 영향: 자기효능감의 매개효과 검증과 부모 간 다집단 분석

손세희¹⁾ 한창근²⁾

요약

본 연구는 가구소득이 자기효능감을 매개하여 부모의 양육 스트레스에 미치는 영향을 알아보고자 하였다. 양육 스트레스와 관련된 기존 연구들은 주로 어머니 집단을 대상으로 하여 공동양육자인 아버지에 대한 관심이 부족하였다. 따라서 본 연구에서는 어머니 집단과 아버지 집단을 분리하여 자기효능감의 매개효과를 분석하고 또한 구조방정식모형의 다집단 분석을 이용하여 동시에 부모의 경우 그 매개과정의 차이가 있는지를 살펴보았다. 연구대상은 육아정책연구소에서 시행한 한국아동패널연구(PSKC) 5차년도(2012년) 자료에서 49~55개월에 해당하는 1,703쌍의 부모 자료를 활용하였다. 주요 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 가구소득이 모의 양육 스트레스에 미치는 영향을 자기효능감이 매개하는 것으로 나타났다. 둘째, 부의 경우에도 가구소득이 부의 양육 스트레스에 미치는 영향을 자기효능감이 매개하는 것으로 나타났다. 셋째, 이상의 경로가 어머니 집단과 아버지 집단에서 차이가 있는지를 확인하기 위해 다집단 분석을 실시한 결과, 어머니 집단이 아버지 집단에 비해 가구소득이 자기효능감에 더욱 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

주제어: 가구소득, 양육 스트레스, 부모의 자기효능감, 매개효과, 다집단분석, 한국아동패널

I. 서론

최근 저출산이라는 사회적 쟁점을 둘러싸고 우리나라 부모들이 자녀양육 시 경제적 부담과 부모역할에 대한 압박감으로 인해 높은 스트레스를 경험하고 있으며, 이러한 양육스트레스는 낮은 출산율에 영향을 주는 주요한 원인으로 설명될 수 있다. 여성의

1) 성균관대학교 사회복지학과 석사과정

2) 성균관대학교 사회복지학과 부교수

교육수준의 증가 및 경제활동의 증가는 출산 및 양육에 따른 여성의 기회비용을 높이고 만혼·비혼 증가 등 가족구조의 변화를 가져왔지만(김은정, 2014), 대부분의 여성들은 취업에 어려움을 주는 가장 큰 요인이 ‘육아 부담’이라고 대답하였다(통계청, 2015). 이에 대응하여 정부는 육아급여의 확대, 맞춤형 보육제도, 어린이집의 확대 등의 보육 정책을 내세우고 있지만 아직까지는 여성이 경제활동과 출산 및 육아를 함께 병행하기란 어려운 현실이다. 출산 및 양육의 과정에서 일·가정의 양립 문제와 돌봄 역할의 부담, 자기 상실의 두려움 등과 같은 문제들 때문에 부모들은 다양한 문제와 스트레스를 경험하고 있다. 따라서 현 시점의 저출산 정책에서 더 나아가 부모역할의 부담을 경감할 수 있는 확대된 지원이 필요할 것으로 보인다. 특히 저소득층 가정의 경우 부모들은 경제적인 문제에서 오는 부정적 심리로 인해 가중된 양육 스트레스를 경험한다(방경숙·채선미·박성희, 2011).

그렇다면 어떻게 양육 스트레스를 줄일 수 있을까? 이 물음에 대해 선행연구들은 양육 스트레스를 발생시키는 요인으로 어머니의 우울, 아버지의 양육참여, 부부갈등 등을 보고해왔다. 어머니의 우울은 양육 스트레스를 증폭시키며 이는 아동의 발달을 저해한다(김현옥, 2013; 이희정, 2012). 또한 기혼여성의 경제활동참가율이 높아짐으로써 남성들의 양육참여에 대한 관심이 증가하였고, 어머니의 양육 스트레스를 경감하는데 아버지의 양육참여가 영향을 미친다는 연구도 보고된 바 있다(김근혜·김혜순, 2013; 김정·이지현, 2005; 안재진, 2011; 옥경희·천희영, 2012; 이정순, 2003). 더불어 아버지의 양육참여에 따라 아버지의 양육 스트레스도 차이를 보였다는 결과(남효정·이숙현, 2011)도 제시되고 있는 가운데, 결론적으로는 아버지가 얼마나 자녀양육에 참여하는지에 따라 양육 스트레스가 달라진다고 해석할 수 있을 것이다. 또 다른 연구에서는 어머니의 양육 스트레스에 영향을 주는 요인으로 부부갈등을 주목해왔다. 부부갈등이 증가할수록 어머니의 양육 스트레스는 증가한다(김은정·박성덕·김경철, 2014; 정은희, 2014).

본 연구는 양육 스트레스와 관련 있는 요인으로서 가구의 소득 수준에 주목하고자 한다. 그 이유는 가구의 소득 수준과 어머니의 양육 스트레스와는 밀접한 관계가 있다는 선행연구들(옥경희·김미혜, 2015; 이순웅, 2010; 이영미·민하영, 2014; 임순화·박선희, 2010; 임현주, 2013; 정안나, 2007)이 보고되고 있기 때문이다. 그러나 한편으로 이러한 연구들은 대부분 가구의 경제적 수준이 어머니의 양육 스트레스에 직접적으로 미치는 영향력을 분석하고 있다. 그러나 이러한 직접적인 관계만 존재하는 것일까? 예를 들어 가구소득이 직접적으로 부모의 양육 스트레스에 영향을 미치는 것이 아니

라 부모의 심리적 기제를 통해 간접적인 영향을 미칠 수도 있다. 저소득층 가구의 경우 양육 스트레스가 더 높아질 수 있는데 양육자는 저소득으로 인한 경제적 어려움으로 스트레스에 취약하고 이로 인하여 아동을 훈육할 때에도 화를 내거나 거친 행동을 보이게 된다는 것이다(Newland et al., 2013).

경제적으로 어려운 상황에서 부모효능감은 감소되기 때문에(김진이, 2011) 본 연구에서는 부모의 자기효능감이라는 심리적 요인이 가구소득과 밀접한 관련이 있을 것으로 가정하고 있다. 부모의 자기효능감은 자녀양육태도와 높은 상관관계를 보이며, 아동의 발달에도 영향을 미친다고 보고하고 있다(김경은, 2011; 문혁준, 1999). 따라서 부모의 자기효능감은 경제적 수준이 양육 스트레스에 미치는 영향력을 매개할 가능성이 있다.

최근 어머니와 더불어 아버지 또한 양육의 과정에 참여함으로써 기존의 ‘아버지-생계부양자’, ‘어머니-가족돌봄자’ 관점이 아닌 부모가 가정 내 성역할을 공유하는 평등한 관계로 변화하고 있다. 이에 따라 어머니의 양육 스트레스뿐만 아니라 아버지의 양육 스트레스에 관한 연구도 이루어지고 있다(김경은, 2015). 그 동안의 선행연구들은 주로 어머니의 양육 스트레스나 자기효능감을 주요 변수로 선정해서 경제적 수준과의 관련성을 연구해왔지만, 어머니 표본을 통해 분석된 연구모형이 과연 아버지 표본에서도 동일하게 나타나는지에 관한 경험적 연구는 드문 편이다.

이상에서 살펴본 바와 같이 가구소득, 자기효능감, 그리고 양육 스트레스에 관련하여 많은 연구가 수행되고 있지만, 기존 연구들은 대부분 어머니 중심으로 한 연구들이다. 이에 따라 본 연구는 가구소득, 자기효능감, 그리고 양육 스트레스간의 관계가 어머니와 아버지 각각 어떠한지 그리고 두 집단 간 그 관계가 차이가 있는지를 검증하는 것을 목적으로 한다. 본 연구의 구체적인 연구문제는 다음과 같다.

- 연구문제 1. 가구소득과 양육 스트레스의 관계에서 모의 자기효능감이 매개효과를 보이는가?
- 연구문제 2. 가구소득과 양육 스트레스의 관계에서 부의 자기효능감이 매개효과를 보이는가?
- 연구문제 3. 가구소득, 자기효능감, 그리고 양육스트레스의 관계는 부와 모의 경우에 차이를 보이는가?

II. 이론적 배경

1. 가구의 경제적 상황과 양육 스트레스

양육 스트레스(parenting stress)란 부모역할의 수행과정에서 발생하는 스트레스로, 가족의 발달과정 속에서 야기되는 스트레스이다(Mulsow et al., 2002). 부모들이 다양한 스트레스들을 경험할 때 가족환경도 부정적으로 변화할 수 있으며 양육태도에도 손상을 입어 자녀들의 발달에도 영향을 미칠 수 있다(Crnic & Acevedo, 1995).

이러한 양육 스트레스에 영향을 미치는 선행요인으로 여러 변수들이 소개되어 왔고 그 중에서도 가구소득은 중요한 설명요인으로 제시되고 있다(옥경희·김미해, 2015; 이순웅, 2010; 이영미·민하영, 2014; 임순화·박선희, 2010; 임현주, 2013; 정안나, 2007). 가구소득이 낮으면 부모는 경제적인 불안감 속에서 자녀 양육에 관심을 줄이고 소홀하게 된다. 그로 인해 적절하지 못하거나 거부적인 양육태도를 보이게 될 가능성이 높아진다. 반면에 가구소득이 높으면 부모는 경제적 압박감이 적고 심리적 안정감을 가지고 적극적으로 자녀양육에 힘쓸 수 있게 된다. 이러한 맥락에서 경제적 수준이 낮은 가구의 경우 가구의 경제적 수준이 높은 가구보다 어머니의 양육 스트레스가 증가한다는 연구 결과(박경미, 2014; 유재희, 2014)가 제시되기도 했다. 또한 가구소득이 적은 어머니들은 가구소득이 많은 어머니들보다 더 많은 만성적 스트레스를 경험하고 있다(김진이, 2011). 이러한 결과는 가구소득과 같은 가구의 경제적 상황이 부모의 양육 스트레스와 밀접한 관련이 있다는 것을 보여주고 있다.

2. 부모 자기효능감의 매개효과

가족스트레스 이론에 따르면 위기상황이 부모의 양육태도와 어떤 관련성이 있는지 이해할 수 있다. 이 이론에 따르면 부모가 경험하는 환경적 스트레스원과 자녀양육 태도의 관계에서 부모의 심리적 스트레스가 매개역할을 한다고 가정하고 있다(McLoyd, 1998). Hill(1949)은 가족스트레스 이론으로 'ABCX 모델'을 제안하였는데, 이 모델은 사건(A), 사건에 대처하는 가족자원(B), 사건에 대한 가족의 정의(C), 위기(X) 등의 요인들의 관계에 집중하고 있으며, 가족의 위기(X)는 A, B, C 세 요인의 복합적인 상호작용으로 결정된다고 본다. 따라서 자녀를 양육하는 부모들에게 있어 스트레스는 다양한 가족문제를 발생시키기도 하며, 부모가 스트레스를 어떻게 극복하는 지에 따

라 부부관계 및 부모-자녀관계 등의 가족관계를 변화시키기도 한다. 그러므로 위기 자체가 가족 적응에 직접적으로 부정적인 영향을 미치는 것이 아니라 이를 가족 내부에서 어떻게 지각하고 대응하는가, 즉 가족체계의 내적 능력을 경유해서 영향을 미칠 수 있다는 점이 중요하다.

본 연구에서 부모의 자기효능감이 이러한 가족체계의 내적 능력으로의 역할을 한다고 보고 있다. 자기효능감(self-efficacy)이란 인간이 자신의 임무를 수행하거나 목표를 달성하는데 성공적으로 해낼 수 있다는 신념으로, 어떤 일을 할 때 얼마만큼의 노력을 투여할 것인지, 장애에 부딪혔을 때 얼마나 지속적으로 대처할 것인지, 반대 상황에 직면했을 때 어떻게 그것을 입증하여 정당화할 지를 결정하는데 도움을 준다(Bandura, 1997). 따라서 부모의 자기효능감은 경제적 위기가 직접적으로 가족적응에 미치는 영향력을 전달하는 매개역할을 보일 것으로 기대할 수 있다. 즉, 가구소득이 자녀 양육태도에 직접 영향을 미치는 것이 아니라 부모의 자기효능감에 영향을 미칠 것으로 본다. 경제적으로 취약한 부모들은 불우한 환경 혹은 우울증으로 낮은 자기효율성을 가질 가능성이 높다는 결과가 있다(Olds & Korfmacher, 1997, 김진이, 2011에서 재인용). 따라서 경제적으로 취약한 부모들은 자녀 양육 시 한정된 자원과 지원 속에서 더 큰 부담감과 스트레스를 경험하게 되어 자기효능감이 낮아질 것으로 예측된다. 또한 부모의 자기효능감은 양육 스트레스와도 밀접한 관련이 있다. 어머니의 자기효능감과 양육 스트레스에 대한 선행연구에서는 자기효능감이 낮은 어머니일수록 양육 스트레스가 증가한다고 보고하고 있다(김현미·도현심, 2004; 류기자, 2006; 백영숙, 2007; 송미혜·송연숙·김영주, 2007; 안지영·박성연, 2002). 반면, 자기효능감이 높은 부모의 경우에는 양육 스트레스를 경험할 때 적절한 대처행동을 시도할 수 있으며 그 행동을 지속적으로 유지할 수 있다고 하였다(Johnston & Mash, 1989). 이상의 내용을 정리하면 가구소득은 부모의 자기효능감에 영향을 미치고 자기효능감은 부모의 양육태도에 영향을 미칠 수 있다는 것이다.

3. 매개모형의 부모 간 비교

선행연구 고찰을 통해 살펴본 부모의 양육스트레스와 자기효능감에 관한 연구들은 어머니와 아버지 표본을 동시에 분석하기 보다는 한쪽만 활용해서 분석하여 왔고, 주로 어머니를 대상으로 선정하여 분석하였다. 그러나 체계이론 관점에 따르면 가족체계 안에서 어머니 체계뿐만 아니라 아버지 체계도 외부 환경으로부터 영향을 받는다(김근혜·김혜순, 2013; Laursen et al., 2008). 이러한 논의는 어머니 집단뿐 아니라 아

버지 집단에 대한 연구도 부모의 양육 스트레스 분석에 동시에 다루어져야 함을 의미한다. 부모를 함께 살펴본 연은모·최효식(2014)의 연구에서는 부모의 정서적 자녀가치와 양육 스트레스 간의 관계에 있어 그 영향력이 어머니와 아버지 집단 모두에게 나타났다. 이러한 근거를 바탕으로 본 연구에서는 어머니와 아버지를 독립적으로 구분하여 살펴본 기존 연구들과 달리 가구소득, 자기효능감, 양육 스트레스의 관계에 대해 어머니와 아버지의 모형을 다집단 분석을 통해 살펴봄으로써 동시에 자기효능감의 매개효과가 달리 나타나는지를 분석하고자 한다.

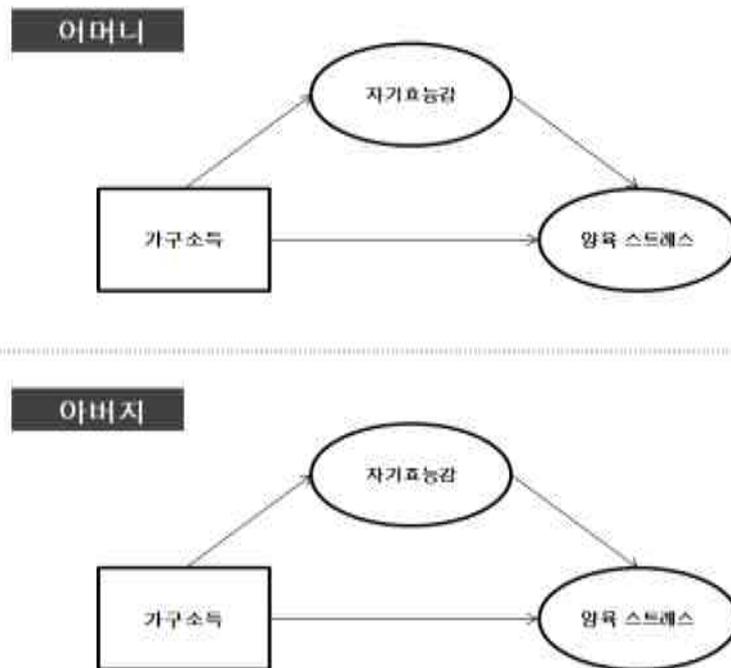
Ⅲ. 연구방법

1. 연구대상

본 연구는 한국아동패널(PKSC)의 5차년도(2012) 자료를 활용하였다. 한국아동패널은 2008년도 이후로 대상 아동에 대하여 종단적으로 추적, 조사한 데이터이므로 표본이 대표성을 갖는다는 점에서 의의를 가진다. 한국아동패널의 표본은 2008년 의료기관에서 출생한 전국의 신생아 가구를 대상으로 2단 층화다단계 표본추출법을 통해 선정하였다. 그 중 예비표본 명부에 포함된 신생아 가구 중 실제 본조사에 응한 2,150신생아 가구를 패널로 확정하였다. 1차년도(2008년)에 2,078가구가 조사에 참여하였으며 5차년도(2012년)의 참여가구수는 1,703가구로 전체 패널의 79.2%의 샘플이 유지되고 있다. 가구의 아동은 생후 49~55개월(평균 51.8개월)의 아동들이다.

2. 연구모형

본 연구는 가구소득과 양육 스트레스와의 관계에서 자기효능감이 어떠한 역할을 하는지 그리고 자기효능감의 매개효과가 부모간 다르게 나타나는지를 분석하고자 한다(그림 1 참고). 이를 위해 우선 어머니와 아버지를 나누어 각각 자기효능감이 가구소득과 양육스트레스 관계를 매개하는지를 살펴보고, 다집단 분석을 통해 동시에 두 집단에서 그 영향력의 차이를 분석하고 있다.



[그림 1] 연구모형

더불어 본 연구의 분석모델은 종속변수인 양육 스트레스와 관련된 선행연구를 토대로 양육 스트레스에 영향을 미치는 것으로 나타난 부·모의 연령, 부·모의 최종학력, 부부갈등, 부의 양육참여, 아동성별, 빈곤여부 변인을 통제변수로 포함하고 있다.

3. 변수 및 측정도구

가. 양육 스트레스: 종속변수

양육 스트레스는 Abidin(1990)의 Parenting Stress Index Short Form(PSI-SF)를 바탕으로 김기현·강희정(1997)이 한국형으로 개발한 ‘양육 스트레스 척도’ 중 ‘부모역할 수행에 대한 부담감 및 디스트레스’ 만을 발췌하여 사용하였다. 육아정책연구소의 한국아동패널 5차년도(2012) 자료 중 어머니와 아버지 대상 질문지 내 각각 13번, 5번 문항으로, 이 중, 문항 ‘나를 성가시게 하는 것들이 몇 가지 있다’ 는 한국아동패널 2007년도 예비조사에서 문항 진술이 명확하지 않은 것으로 보고되어 제외하였다. 또한 한국아동패널 3차 질문지부터 ‘모임에 가면서도 아이 때문에 그리 즐겁지 않을 것

이라고 생각한다' 문항이 추가되었다. 척도는 총 11문항으로 '전혀 그렇지 않다(1점)'에서 '매우 그렇다(5점)'의 Likert 척도이며, 척도의 점수가 높을수록 양육 관련 스트레스가 높음을 의미한다. 한국아동패널조사에서는 11개의 문항을 활용하여 어머니의 양육 스트레스와 아버지의 양육 스트레스를 각각 측정하였다. 부의 양육 스트레스 Cronbach's α 는 .860, 모의 양육 스트레스 Cronbach's α 는 .881로 나타났다.

나. 가구소득: 독립변수

본 연구에서 가구소득은 한국아동패널 2012년 5차년도 자료에서 제공한 월 평균 가구소득을 이용하였다. 가구소득을 측정하기 위한 질문은 '귀댁의 지난 1년 동안의 근로소득, 사업 및 부업 소득(본인, 배우자, 동거 자녀, 기타 가족의 세전 소득)은 월 평균 얼마입니까? 만 원 단위로 응답해주시시오'이다. 여기서의 가구소득은 재산 및 금융소득, 공적소득, 사적 이전소득, 부동산자산, 금융자산, 부채를 제외한 근로소득과 사업 및 부업 소득을 이야기하며, 모든 가구원에 대해 합산한 월 평균 소득을 말한다. 소득 변인의 경우 분포의 양극화 경향을 보이므로 상용로그를 취하여 분석하였다(Crow & Shimizu, 1988).

다. 자기효능감: 매개변수

자기효능감을 측정하기 위해 Mainieri(2006)의 The Panel Study of Income Dynamics - Child Development Supplement: User guide for CDS-II의 자료를 사용하였다. 육아정책연구소의 한국아동패널 5차년도(2012) 자료 중 어머니와 아버지 대상 질문지 내 각각 19번, 9번 문항으로, 척도는 총 4문항이며 '전혀 그렇지 않다(1점)'에서 '매우 그렇다(5점)'의 Likert 척도를 사용하였다. 척도의 점수가 높을수록 자기 효능감이 낮음을 의미한다. 한국아동패널조사에서는 4개의 문항을 활용하여 어머니의 자기효능감과 아버지의 자기효능감을 각각 측정하였다. 부의 자기효능감 Cronbach's α 는 .838, 모의 양육스트레스 Cronbach's α 는 .839 이었다.

〈표 1〉 변수의 유형 및 측정방법

| 구분 | 변수명 | 변수 유형 | 변수 측정 |
|------|---------|-------|----------------|
| 종속변수 | 양육 스트레스 | 연속 | 5점 척도 |
| 독립변수 | 가구소득 | 연속 | 연속변수(상용로그로 변환) |
| 매개변수 | 자기효능감 | 연속 | 5점 척도 |

(표 1 계속)

| 구분 | 변수명 | 변수 유형 | 변수 측정 |
|------|---------|-------|-------------------------------------|
| 통제변수 | 부·모의 연령 | 연속 | 연속변수 |
| | 부·모의 학력 | 더미 | 고등학교 졸업 이하=0, 전문대 혹은 대학교 졸업 이상=1 |
| | 부부갈등 | 연속 | 5점 척도 |
| | 부의 양육참여 | 연속 | 5점 척도 |
| | 아동성별 | 더미 | 남아=0, 여아=1 |
| | 빈곤여부 | 더미 | 빈곤=0, 비빈곤=1 |

라. 통제변수

본 연구에 사용된 통제변수는 부·모의 연령, 부·모의 학력, 부부갈등, 부의 양육참여, 아동성별, 가구의 빈곤여부이며, 변수 특성에 따라 각각 조작적으로 정의하여 사용하였다.

부·모의 연령은 나이로 조사하여 연속변수로 활용하였으며, 부·모의 학력은 고등학교 졸업 이하는 0, 전문대 혹은 대학교 졸업 이상은 1로 더미변수화 했다. 부부갈등 변수의 측정은 Markman, Stanley, Blumberg(1994)의 부부갈등척도를 정현숙(2004)이 수정한 도구가 사용되었다. 한국아동패널에서는 정현숙(2004)의 연구에서 사용된 부부갈등척도를 최종적으로 5점 Likert 척도로 수정하였다. 척도는 총 8개 문항이며, ‘전혀 그렇지 않다(1점)’부터 ‘매우 그렇다(5점)’ 중에서 Likert척도로 가능한 점수범위는 8점~40점이다. 점수가 높을수록 부부간의 갈등수준이 높음을 의미한다. 척도의 Cronbach's α 값은 아버지가 .911, 어머니가 .919로 나타났다.

부의 양육참여를 측정하기 위해 사용된 척도는 한국아동패널에서 홍성례(1995)의 아버지의 가족역할수행 척도를 바탕으로 제작한 척도이다. 본 척도는 총 4개 문항으로 구성되며, ‘전혀 그렇지 않다(1점)’부터 ‘매우 그렇다(5점)’까지 반응하도록 되어있으며 점수가 높을수록 아버지의 양육참여가 높은 것을 의미한다. 척도의 Cronbach's α 값은 아버지가 .741, 어머니가 .801이었다.

아동의 성별은 남아는 0, 여아는 1으로 더미변수화 하였고, 가구의 빈곤여부는 국민기초생활수급자와 차상위계층이 포함된 빈곤가구는 0, 비빈곤가구는 1로 더미변수로 측정하였다. 독립변수인 월평균가구소득이 소득액을 기준으로 측정한 반면에 통제변수인 빈곤여부는 상대적인 소득지위를 통제하기 위해 분석모델에 추가하였다(박경미, 2014; 유재희, 2014).

4. 분석방법

수집된 자료는 SPSS 21.0 프로그램과 Amos 21.0 프로그램을 이용하여 다음과 같이 분석하였다. 첫째, 조사대상자의 일반적 특성을 알아보기 위해 빈도와 백분율, 평균과 표준편차를 산출하였다. 둘째, 모형에 포함된 변인들의 관계를 알아보기 위해 상관분석을 실시하였다. 셋째, 측정모형의 타당성을 검토하기 위해 확인적 요인분석을 실시하였다. 마지막으로, 매개효과 검증을 위해서 구조방정식 모형(SEM)을, 어머니 집단과 아버지 집단의 경로모형의 동일성을 검증하기 위해서 다집단 분석(Multiple group SEM)을 적용하였다.

IV. 연구결과

1. 연구대상자의 일반적 특성

조사대상자의 일반적 특성은 <표 2>와 같다. 한국아동패널 5차년도(2012) 자료를 기준으로 하였을 때, 아동의 성별은 남아가 870명(40.5%), 여아가 833명(38.7%)로 나타났다. 어머니의 연령은 23세부터 51세에 이르며 평균연령은 34.79세이었고, 아버지의 연령은 23세부터 54세에 이르며 평균연령은 37.26세이었다. 총 502명(23.3%)의 어머니들이 고등학교 졸업 이하의 학력을 가졌으며, 1,191명(55.4%)의 어머니들이 전문대 혹은 대학교 졸업 이상의 학력을 가지고 있었다. 총 456명(21.2%)의 아버지들이 고등학교 졸업 이하의 학력을 가졌으며, 1,229명(57.2%)의 아버지들이 전문대 혹은 대학교 졸업 이상의 학력을 가지고 있었다. 취업 중인 어머니들은 715명(33.3%)이었으며, 일을 하지 않고 있는 어머니들은 968명(45.0%)이었다. 아버지의 취업유무는 소수를 제외한 대부분의 아버지가 취업 중이었으므로 생략하였다.

<표 2> 조사대상자의 일반적 특성

| 변인 | 구분 | % 또는 평균(표준편차) |
|--------|----|---------------|
| 아동 성별 | 남 | 40.5% |
| | 여 | 38.7% |
| 모 평균연령 | | 34.79 (3.70) |
| 부 평균연령 | | 37.26 (3.97) |

(표 2 계속)

| 변인 | 구분 | % 또는 평균(표준편차) |
|--------|------------------|---------------|
| 모 최종학력 | 고등학교 졸업 이하 | 23.3% |
| | 전문대 혹은 대학교 졸업 이상 | 55.4% |
| 부 최종학력 | 고등학교 졸업 이하 | 21.2% |
| | 전문대 혹은 대학교 졸업 이상 | 57.2% |
| 모 취업상태 | 미취업 | 45.0% |
| | 취업 | 33.3% |

2. 주요 변수의 기술통계

주요 변수인 가구소득, 부모의 자기효능감, 부모의 양육스트레스에 대한 기술통계 결과는 다음의 <표 3>과 같다. 본 연구대상의 월평균 가구소득은 435.76만원이며, 표준편차는 278.76만원으로 나타났다. 모의 자기효능감 평균 점수는 15.03점이며, 부의 자기효능감 평균 점수는 15.54점으로 나타났다. 모의 양육 스트레스 평균 점수는 30.07점이며, 부의 양육 스트레스 평균 점수는 26.39점으로 나타났다.

<표 3> 주요 변수의 기술통계

| 변인 | 평균(표준편차) |
|--------------|----------------|
| 월평균 가구소득(만원) | 435.76(278.76) |
| 모 자기효능감 | 15.03(2.94) |
| 부 자기효능감 | 15.54(2.74) |
| 모 양육 스트레스 | 30.07(7.21) |
| 부 양육 스트레스 | 26.39(6.57) |

3. 변수의 상관관계

연구가설을 검증하기에 앞서 변인들의 관련성을 알아보기 위해 상관분석을 실시하였다. 구체적으로 <표 4>를 보면 통제변수를 포함한 모든 변수 간의 상관관계를 알 수 있다. 가구소득은 부의 자기효능감($r = .057$)과 모의 자기효능감($r = .101$)에 각각 정적 상관관계를 보였다. 반면에 부의 자기효능감과 부의 양육 스트레스($r = -.527$), 모의 자기효능감과 모의 양육 스트레스($r = -.512$)는 각각 부적 상관관계를 보였다. 마지막으로 가구소득은 부의 양육 스트레스($r = -.060$)와 모의 양육 스트레스($r =$

-.090)에 각각 부적 상관관계를 보였다.

다음으로 종속변수인 양육 스트레스에 대한 상관분석 결과를 세밀히 기술하자면, 먼저 부의 양육 스트레스는 가구소득, 부의 자기효능감, 모의 연령, 부의 학력, 부가 지각한 부의 양육참여, 부가 지각한 부부갈등과 유의한 상관관계가 있음을 알 수 있다. 다음으로 모의 양육 스트레스는 가구소득, 모의 자기효능감, 모의 학력, 모가 지각한 부의 양육참여, 모가 지각한 부부갈등과 유의한 상관관계가 있었다.

마지막으로 매개변수인 자기효능감에 대한 결과로, 먼저 부의 자기효능감은 가구소득, 부의 양육 스트레스, 부의 연령, 모의 연령, 부가 지각한 부의 양육참여, 부가 지각한 부부갈등과 유의한 상관성이 나타났다. 다음으로 모의 자기효능감은 가구소득, 모의 양육 스트레스, 모가 지각한 부의 양육참여, 모가 지각한 부부갈등과 유의한 상관관계를 보였다.

〈표 4〉 변수 간의 상관관계

| 구분 | 1. | 2. | 3. | 4. | 5. | 6. | 7. | 8. | 9. | 10. | 11. | 12. | 13. | 14. | 15. |
|-----|---------|---------|---------|---------|---------|--------|--------|---------|--------|---------|---------|------|-------|-------|-----|
| 1. | 1 | | | | | | | | | | | | | | |
| 2. | .057* | 1 | | | | | | | | | | | | | |
| 3. | .101** | .017 | 1 | | | | | | | | | | | | |
| 4. | -.060* | -.527** | .002 | 1 | | | | | | | | | | | |
| 5. | -.090** | -.033 | -.512** | .016 | 1 | | | | | | | | | | |
| 6. | .088** | -.059* | .019 | .020 | -.037 | 1 | | | | | | | | | |
| 7. | .131** | .063* | .031 | -.090** | -.044 | .180** | 1 | | | | | | | | |
| 8. | .235** | .025 | .045 | -.086** | -.073** | -.019 | .077** | 1 | | | | | | | |
| 9. | .264** | .013 | .036 | -.115** | -.117** | -.018 | .030 | .529** | 1 | | | | | | |
| 10. | -.022 | .243** | -.012 | -.335* | .002 | -.030 | .070** | .130** | .126* | 1 | | | | | |
| 11. | .055* | -.008 | .237** | .010 | -.259** | .073** | -.020 | .081** | .097** | .013 | 1 | | | | |
| 12. | -.021 | -.486** | -.006 | .437** | .010 | .023 | -.041 | -.040 | -.033 | -.240** | -.012 | 1 | | | |
| 13. | -.028 | .000 | -.486** | .011 | .435** | -.034 | .042 | -.071** | -.056* | .000 | -.454** | .016 | 1 | | |
| 14. | .033 | .001 | -.022 | -.032 | -.023 | -.009 | .005 | -.037 | -.042 | -.026 | -.005 | .000 | -.004 | 1 | |
| 15. | .170** | -.017 | .022 | .021 | -.020 | .033 | .052* | .110** | .067** | -.001 | .021 | .039 | -.005 | -.005 | 1 |

주: 1. 가구소득, 2. 부의 자기효능감, 3. 모의 자기효능감, 4. 부의 양육스트레스, 5. 모의 양육스트레스, 6. 부의 연령, 7. 모의 연령, 8. 부의 학력, 9. 모의 학력, 10. 부가 지각한 부의 양육참여, 11. 모가 지각한 부의 양육참여, 12. 부가 지각한 부부갈등, 13. 모가 지각한 부부갈등, 14. 아동성별, 15. 빈곤여부

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

4. 측정모형의 타당성 검토

변수 간의 경로를 검증하기에 앞서 측정모형의 타당도를 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis)을 통해 검증하였다(표 5 참고).

〈표 5〉 측정모형의 분석결과

| 구분 | 잠재변수 | 측정변수 | 비표준화 요인계수 | 표준오차 | 표준화 요인계수 | t값 |
|-----------|------------|------|--------------|-----------|-------------|-----------|
| 어머니 모형 | 자기효능감 | 문항1 | 1.000 | - | .695 | - |
| | | 문항2 | .974 | .035 | .777 | 27.828*** |
| | | 문항3 | .762 | .027 | .801 | 28.481*** |
| | | 문항4 | .928 | .033 | .792 | 28.251*** |
| | 양육 스트레스 | 문항1 | 1.000 | - | .727 | - |
| | | 문항3 | .977 | .036 | .700 | 27.086*** |
| | | 문항4 | .934 | .035 | .697 | 26.967*** |
| | | 문항5 | 1.004 | .036 | .723 | 27.950*** |
| | | 문항6 | .690 | .038 | .474 | 18.290*** |
| | | 문항7 | .879 | .034 | .660 | 25.538*** |
| | | 문항9 | .989 | .040 | .646 | 24.975*** |
| 아버지 모형 | 자기효능감 | 문항1 | 1.000 | - | .711 | - |
| | | 문항2 | 1.039 | .037 | .785 | 27.893*** |
| | | 문항3 | .834 | .030 | .794 | 28.162*** |
| | | 문항4 | .875 | .033 | .744 | 26.680*** |
| | 양육 스트레스 | 문항1 | 1.000 | - | .691 | - |
| | | 문항3 | .929 | .041 | .639 | 22.688*** |
| | | 문항4 | .846 | .038 | .622 | 22.122*** |
| | | 문항5 | 1.001 | .043 | .657 | 23.258*** |
| | | 문항6 | .833 | .046 | .505 | 18.228*** |
| | | 문항7 | .806 | .039 | .584 | 20.888*** |
| | | 문항9 | .961 | .046 | .580 | 20.759*** |
| 문항10 | .918 | .043 | .605 | 21.566*** | | |
| 문항11 | .832 | .040 | .583 | 20.838*** | | |

*** $p < .001$

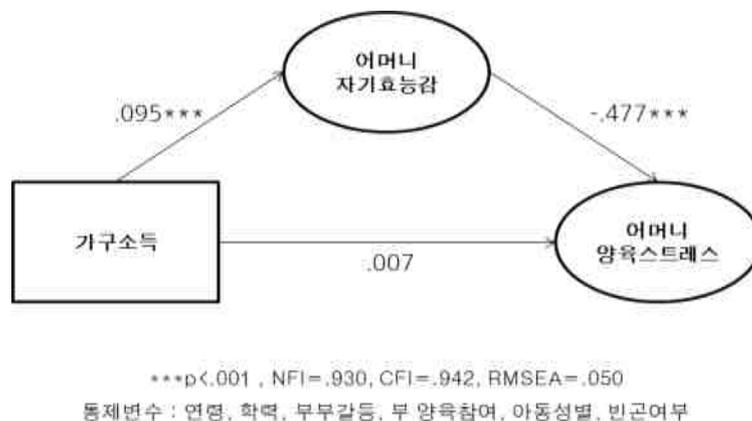
자기효능감과 양육 스트레스가 서로 변별되는 모형인지 확인하기 위해 실시한 확인적 요인분석 결과, 어머니 모형의 적합도(NFI = .928, CFI = .934, RMSEA = .074)와

아버지 모델의 적합도(NFI = .893, CFI = .900, RMSEA = .083) 결과에 따르면 양호한 것으로 나타났다. 또한 어머니 모형과 아버지 모형 모두에서 각 문항과 요인간의 관계를 나타내는 표준화계수가 전체적으로 유의미한($p < .001$ 수준에서) 것으로 나타나고 있어 잠재변수를 구성하는 도구로서 적합한 것으로 파악되었다.

5. 자기효능감의 매개효과

가. 어머니 집단

먼저 어머니 집단에서의 자기효능감의 매개효과 검증 결과를 제시한다. 가구소득과 어머니의 양육 스트레스 간의 관계에서 자기효능감의 매개효과를 분석한 결과, 모형의 적합도 결과(NFI = .930, CFI = .942, RMSEA = .050)는 만족할 만한 수준으로 나타났다.



[그림 2] 어머니 집단의 경로모형

<표 6>에서 경로모형과 변수 간의 경로계수를 구체적으로 살펴보면, 연령, 학력, 부부갈등, 부의 양육참여, 아동성별, 빈곤여부 변인을 통제한 상태에서 가구소득이 어머니의 양육 스트레스에 이르는 경로계수는 $.007(t = .324, p = .746)$ 으로 가구소득과 어머니의 양육 스트레스 간의 관계는 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 그리고 가구소득이 어머니의 자기효능감에 이르는 경로계수는 $.095(t = 3.935, p = .000)$ 으로 가구소득은 어머니의 자기효능감에 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 어머니의 자기효능감이 양육 스트레스에 이르는 경로계수는 $-.477(t = -14.431, p = .000)$ 으

로 어머니의 자기효능감이 낮을수록 어머니의 양육 스트레스는 높게 나타난다는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 어머니의 자기효능감이 가구소득과 어머니의 양육 스트레스를 완전매개하고 있음을 의미한다.

〈표 6〉 변수들 간의 경로계수

| 구분 | 경로 | 비표준화 계수 | 표준오차 | 표준화 계수 | t값 |
|----------|--------------------|------------|------|-----------|------------|
| 통제 변인 | 연령 → 모 양육스트레스 | -.007 | .004 | -.039 | -1.783 |
| | 학력 → 모 양육스트레스 | -.100 | .034 | -.065 | -2.912** |
| | 부부갈등 → 모 양육스트레스 | .021 | .003 | .186 | 6.399*** |
| | 부 양육참여 → 모 양육스트레스 | -.015 | .005 | -.068 | -2.750** |
| | 아동성별 → 모 양육스트레스 | -.059 | .031 | -.042 | -1.937* |
| | 빈곤여부 → 모 양육스트레스 | -.022 | .072 | -.007 | -.300 |
| | 연령 → 모 자기효능감 | .008 | .005 | .039 | 1.678 |
| | 학력 → 모 자기효능감 | .003 | .038 | .002 | .081 |
| | 부부갈등 → 모 자기효능감 | -.062 | .003 | -.520 | -17.904*** |
| | 부 양육참여 → 모 자기효능감 | .003 | .006 | .015 | .574 |
| | 아동성별 → 모 자기효능감 | -.040 | .034 | -.027 | -1.185 |
| | 빈곤여부 → 모 자기효능감 | -.008 | .081 | -.002 | -.099 |
| 연구 변인 | 가구소득 → 모 양육스트레스 | .022 | .068 | .007 | .324 |
| | 가구소득 → 모 자기효능감 | .296 | .075 | .095 | 3.935*** |
| | 모 자기효능감 → 모 양육스트레스 | -.454 | .031 | -.477 | -14.431*** |

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

나. 아버지 집단

다음으로 아버지 집단에서 자기효능감이 가구소득과 양육스트레스의 관계를 매개하는가를 분석하였다. 구조방정식 모형의 적합도 분석결과(NFI = .902, CFI = .915, RMSEA = .055)는 양호한 것으로 나타났다(그림 3 참조).

〈표 7〉을 통해 경로계수와 모형을 구체적으로 살펴보면, 연령, 학력, 부부갈등, 부의 양육참여, 아동성별, 빈곤여부 변인을 통제한 상태에서 가구소득이 아버지의 양육스트레스에 이르는 경로계수는 $-.018(t = -.772, p = .440)$ 으로 가구소득과 아버지의 양육스트레스 간의 관계는 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 그리고 가구소득이 아버지의 자기효능감에 정적인 영향을 미치는 것으로(경로계수 = .105, $p < .001$)으로 또한 아버지의 자기효능감이 양육 스트레스에 부적 영향을 미치는 것으로(경로계수 = $-.460, p < .001$) 나타나 아버지의 가구소득과 양육스트레스의 관계에서 아버지의 자기효능감이 완전매개하고 있음을 보여주고 있다.



***p<.001, NFI=.902, CFI=.915, RMSEA=.055
통제변수 : 연령, 학력, 부부갈등, 부 양육참여, 아동성별, 빈곤여부

[그림 3] 아버지 집단의 경로모형

<표 7> 변수들 간의 경로계수

| 구분 | 경로 | 비표준화 계수 | 표준오차 | 표준화 계수 | t값 |
|----------|--------------------|---------|------|--------|------------|
| 통제 변인 | 연령 → 부 양육스트레스 | -.002 | .003 | -.013 | -.586 |
| | 학력 → 부 양육스트레스 | -.037 | .031 | -.027 | -1.178 |
| | 부부갈등 → 부 양육스트레스 | .020 | .003 | .185 | 6.714*** |
| | 부 양육참여 → 부 양육스트레스 | -.049 | .006 | -.210 | -8.796*** |
| | 아동성별 → 부 양육스트레스 | -.044 | .027 | -.036 | -1.620 |
| | 빈곤여부 → 부 양육스트레스 | .037 | .064 | .013 | .580 |
| | 연령 → 부 자기효능감 | -.010 | .004 | -.062 | -2.632** |
| | 학력 → 부 자기효능감 | -.032 | .036 | -.022 | -.903 |
| | 부부갈등 → 부 자기효능감 | -.057 | .003 | -.497 | -18.456*** |
| | 부 양육참여 → 부 자기효능감 | .035 | .006 | .140 | 5.739*** |
| 연구 변인 | 아동성별 → 부 자기효능감 | .009 | .031 | .006 | .276 |
| | 빈곤여부 → 부 자기효능감 | -.006 | .074 | -.002 | -.077 |
| | 가구소득 → 부 양육스트레스 | -.046 | .059 | -.018 | -.772 |
| | 가구소득 → 부 자기효능감 | .295 | .068 | .105 | 4.319*** |
| | 부 자기효능감 → 부 양육스트레스 | -.422 | .031 | -.460 | -13.412*** |

*** p < .001, ** p < .01, * p < .05

6. 다집단 분석을 활용한 부모 집단 간 모형 비교

본 연구는 추가적으로 어머니 모형과 아버지 모형에서 차이가 발생하는지 검증하기 위해 다집단 분석을 실시하였다. 다집단 분석에서는 1단계로 측정모형에 동일성 제약을 해서 어머니 모형과 아버지 모형의 측정모형이 동일한지 검증한다. 모형의 적합도 수준이 만족할 만한 수준이면 집단 간에 교차타당성(cross-validation)이 존재하는 것으로 볼 수 있다. 교차타당성이 성립되면 집단 간의 회귀계수는 동일한 수준에서 해석이 가능하다. 2단계로는 집단 사이에 혹시나 존재할지도 모를 경로계수 간의 유의미한 차이를 알아보기 위해 집단 간 등가제약을 실시하여 어머니 모형과 아버지 모형의 경로계수를 비교한다.

먼저 1단계로 각 잠재 변인에 대한 두 집단의 요인계수 값을 동일하게 제약한 모형의 적합도를 분석한 결과, 적합도는 만족할 만한 수준으로 나타났다($\chi^2 = 735.733$, TLI = .906, RMSEA = .046). 따라서 어머니 모형과 아버지 모형의 측정구조는 동일한 것으로 파악되었다. 부모 각 집단에서의 경로계수는 <표 8>에서 제시하였다.

<표 8> 모형의 부모 집단별 경로계수 (요인계수에 동일성 제약을 가한 모형)

| 경로 | 어머니 | 아버지 |
|-----------------|-----------------|-----------------|
| 가구소득 → 자기효능감 | .465(.138)*** | .257(.100)** |
| 자기효능감 → 양육 스트레스 | -.596(-.601)*** | -.544(-.632)*** |
| 가구소득 → 양육 스트레스 | .077(.023) | -.060(-.027) |

주: 숫자는 비표준화 계수이고 표준화 계수는 괄호 안에 제시

*** $p < .001$, ** $p < .01$

2단계로 어머니 모형과 아버지 모형의 경로계수 간에 유의미한 차이가 있는지 알아보기 위해 집단 간 등가제약 실시하였다. 여기서는 1) 모형 내에 존재하는 3개의 경로계수에 제약을 가하지 않은 기저모형과, 2) 모형 내에 존재하는 3가지 경로계수 각각에 동일성 제약을 가한 모형들의 차이를 χ^2 변화량과 TLI 변화량을 통해 비교하였다. 그 결과 <표 9>에서 제시된 바와 같이 모든 경로계수에 동일성 제약을 가해도 모형의 적합도는 거의 변하지 않았다($\Delta\chi^2(3, N=1,703) = 3.440$, $\Delta TLI = -.002$, $\Delta RMSEA = .000$). 다만, 가구소득이 자기효능감에 영향을 미치는 경로에 대한 동일성 제약에서 통계적으로 유의미한 차이를 보였다($\Delta\chi^2(1, N=1,703) = 62.499$, $\Delta TLI = .009$, $\Delta RMSEA = .000$). 가구소득이 자기효능감에 이르는 경로의 표준화된 계수는 어머니가 .138($p < .001$), 아버지가 .100($p < .01$)인 것으로 나타났다. 즉, 어머니 집단이 아버지

집단에 비해 가구소득이 자기효능감에 더욱 큰 영향을 미치고 있다는 것을 알 수 있다.

〈표 9〉 기저모형과 경로추정계수에 동일성 제약을 가한 모형들 간의 차이 비교

| 동일성 제약을 가한 경로 | 자유도 변화량 | χ^2 변화량 | TLI 변화량 |
|----------------|---------|-----------------------|---------|
| 가구소득 → 자기효능감 | 1 | $\Delta 62.499^{***}$ | .009 |
| 자기효능감 → 양육스트레스 | 1 | $\Delta 1.239$ | -.001 |
| 가구소득 → 양육스트레스 | 1 | $\Delta 1.051$ | -.001 |
| 모든 경로에 동일성 제약 | 3 | $\Delta 3.440$ | -.002 |

*** $p < .001$

V. 논의 및 결론

선행연구들이 가구소득이 부모의 양육태도에 미치는 영향력을 분석해왔으나 본 연구에서는 이 두 변인의 관계를 좀 더 상세하게 설명하기 위해 가구소득이 자기효능감을 경유해서 양육태도 영향을 미칠 것으로 보고 자기효능감의 매개효과를 검증하였다. 또한 어머니 집단 뿐 아니라 아버지 집단도 함께 포함해서 두 집단의 모형 간에 차이가 있는지도 확인하였다.

주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 가구소득이 모의 양육 스트레스에 미치는 영향을 자기효능감이 매개하는 것으로 나타났다. 둘째, 부의 경우에도 마찬가지로 가구소득이 부의 양육 스트레스에 미치는 영향을 자기효능감이 매개하는 것으로 나타났다. 따라서 두 집단 모두에서 자기효능감의 완전매개효과가 확인되었고, 가구소득은 자기효능감에 정적인 영향을 미쳤고, 자기효능감은 양육 스트레스에 부적인 영향을 미쳤다. 셋째, 이상의 경로가 어머니 집단과 아버지 집단에서 차이가 있는지를 확인하기 위해 다 집단 분석을 실시한 결과, 어머니 집단이 아버지 집단에 비해 가구소득이 자기효능감에 더욱 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 어머니의 자기효능감은 아버지에 비해 경제적 지위에 더욱 민감하다는 것을 의미한다. 아버지는 단순히 소득 이외에도 사회적 지위, 계층, 직장문화, 대인관계 등의 복합적인 측면(김가운·신혜영, 2013)에서 의해 사회적 평가를 받게 되므로 상대적으로 소득 영향을 덜 받는 것으로 해석할 수 있다.

이상의 연구결과에 근거한 함의점은 다음과 같다. 첫째, 기존의 많은 선행연구들은 가구소득은 양육 스트레스에 직접적인 영향을 미치는 변수임을 보고해 왔다(옥경희·

김미해, 2015; 이순웅, 2010; 이영미·민하영, 2014; 임순화·박선희, 2010; 임현주, 2013; 정안나, 2007). 그러나 본 연구결과에서는 가구소득과 양육 스트레스의 관계에서 자기효능감이 매개효과를 보였고, 자기효능감이 매개하였을 때 가구소득이 양육 스트레스에 미치는 직접효과가 확연히 줄어들음을 확인하였다. 이러한 연구결과는 선행연구 결과를 부정하는 것이 아니라 오히려 가구소득이 양육 스트레스에 어떠한 과정을 통해 영향을 미치는가를 상세하게 설명하는 기여를 하고 있다. 선행연구에서 가구소득이 양육 스트레스 직접적인 영향을 미치는 모형을 분석하면서 이 두 변인 사이에 존재하는 세부적인 경로를 충실하게 설명하지 못한 한계가 있지만 본 연구를 통해 직접적인 경로의 세부적인 단계들을 확인할 수 있게 된 것이다. 즉, 소득이 심리적인 요인을 경유해서 양육 스트레스에 영향을 미치므로 소득을 지원하는 정책적 지원이 부모의 자기효능감을 높이는데 기여하고 더 나아가 이를 매개해서 양육 스트레스에도 영향을 미치고 있는 과정이 밝혀졌다. 또한 본 연구 결과는 이러한 소득 지원에 덧붙여 부모의 자기효능감을 높이기 위한 프로그램의 필요성도 강조할 수 있는 근거를 마련하게 되었다. 둘째, 부와 모를 함께 고려한 육아정책 개발이 필요하다. 부모의 양육 스트레스는 어머니와 아버지의 각각의 문제가 아닌 부모가 서로 상호유기적으로 영향을 주고받아 발생하는 결과이며 더 나아가 가족 전체 차원의 문제라고 볼 수 있다. 하지만 그동안의 육아정책들은 주로 모를 대상으로 하거나, 부와 모를 분리하여 함께 고려하지 못하였다. 그러나 본 연구에서는 같은 연구모형에 대해 부와 모 집단 모두가 동일하게 적용될 수 있음을 알게 하여, 부모가 함께 고려된 정책의 개발이 필요함을 시사한다.

본 연구의 의의는 선행연구들이 주로 부나 모 중 한 집단만을 대상으로 부모의 양육태도에 미치는 영향력을 검증한 반면, 본 연구에서는 다집단 분석을 통해 부와 모의 연구모형이 통계적으로 동일한 모형임을 밝혀냄으로써 연구모형의 일반화 가능성을 확인했다는 점이다. 선행연구 중에는 연구대상을 모만 대상으로 선정해놓고 연구결과 해석이나 적용에서 부모를 동시에 연구한 것처럼 해석하는 연구(김민수, 2008; 유재희, 2014)가 있어 연구결과를 쉽게 일반화하는 경우가 있으나 본 연구의 결과는 부와 모의 집단에서 동일한 경로구조를 지니면서도 가구소득이 자기효능감에 미치는 영향력의 크기가 두 집단에서 서로 다른 점이 확인되는 등 기존 연구결과에 비해 포괄적이면서도 구체적인 실증결과를 도출하였다.

그러나 이러한 연구의 의의에도 불구하고 몇 가지 한계점이 있어 이를 밝히고 후속 연구에 대해 제안하고자 한다. 첫째, 본 연구의 모형을 더 확장하여 아동의 적응 관련

변수를 투입한 연구가 필요하다. 부모의 양육 스트레스가 증가하면 자녀의 요구에 민감하게 반응하지 못하기 때문에 아동의 적응과 발달에 부정적 영향을 줄 수 있다는 연구결과(Patterson, 1983)에 비추어 보았을 때, 양육 스트레스에 대한 연구결과에서 더 나아가 아동 적응과 발달에 대한 변수를 포함한 연구 모형을 검증할 필요가 있다. 둘째, 선행연구에서는 자기효능감 외에도 우울, 부부갈등, 부의 양육참여 등 많은 변인들에 대한 논의가 이루어져 왔다. 하지만 본 연구에서는 자기효능감만을 매개변인으로 설정했기 때문에 후속연구에서는 좀 더 다양한 변인들이 투입될 필요가 있다. 셋째, 본 연구에서 사용된 한국아동패널의 5차년도(2012) 자료에는 자녀수에 대한 문항이 없다. 자녀수는 부모의 양육 스트레스에 주요한 영향을 줄 수 있는 변인이므로 후속연구에서는 자녀수를 고려한 연구가 필요할 것이다.

참고문헌

- 김가운·신혜영(2013). 아버지 양육행동에 영향을 미치는 양육참여. **한국보육지원학회지**, 9(2), 191-213.
- 김경은(2011). 어머니의 우울, 양육효능감, 놀이참여도와 유아의 사회정서능력 간의 관계. **인간발달연구**, 18(4), 1-17.
- 김경은(2015). 유아기 자녀를 둔 아버지의 양육스트레스 영향 요인에 관한 연구. **한국산학기술학회논문지**, 16(7), 4566-4575.
- 김근혜·김혜순(2013). 만 5세 자녀를 둔 부모의 사회인구학적 배경과 아버지의 양육참여도 및 어머니의 양육스트레스 간의 관계. **아동교육**, 22(4), 111-129.
- 김민수(2008). 맞벌이 아버지의 자녀양육참여실태와 양육 스트레스에 관한 연구. 국민대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 김은정(2014). 저출산 대응을 위한 보육정책 현황과 과제. **보건복지포럼**, 213, 50-61.
- 김은정·박성덕·김경철(2014). 아버지의 양육참여와 부부갈등이 어머니의 양육스트레스에 미치는 종단적 영향력. **육아정책연구**, 8(1), 129-151.
- 김정·이지현(2005). 어머니가 지각한 아버지의 양육 참여도와 어머니의 양육 스트레스와의 관계. **아동학회지**, 26(5), 245-261.
- 김진이(2011). 어머니의 스트레스가 부모효능감에 미치는 영향: 소득 집단 간 경로차이 분석. **한국아동복지학**, 36, 101-132.
- 김현미·도현심(2004). 어머니의 양육스트레스, 양육효능감 및 양육행동과 아동의 사

- 회적 능력간의 관계. **아동학회지**, 25(6), 279-298.
- 김현옥(2013). 어머니의 우울이 영아의 심리·정서적 발달에 미치는 영향과 양육요인의 조절효과. **한국영유아보육학**, 83, 1-21.
- 남효정·이숙현(2011). 아버지의 자녀 양육 참여정도가 양육 스트레스에 미치는 영향. **한국가족관계학회지**, 16(2), 107-121.
- 류기자(2006). 영아를 둔 어머니의 양육스트레스 및 사회적 지지가 양육효능감에 미치는 영향. 울산대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 문혁준(1999). 취업모의 사회인구학적 특성과 부모효능감이 자녀 양육 태도에 미치는 영향. *Family-Environment Research*, 37(6), 97-107.
- 박경미(2014). 어머니 양육스트레스의 결정요인에 관한 연구. 한양대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 방경숙·채선미·박성희(2011). 빈곤계층 아동 양육자의 우울, 건강 상태와 양육 스트레스. **부모자녀건강학회지**, 14(2), 55-61.
- 백영숙(2007). 어머니의 자녀양육스트레스와 양육죄책감이 양육태도에 미치는 영향. 숙명여자대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 송미혜·송연숙·김영주(2007). 유아기 어머니의 양육스트레스 및 사회적 지지가 양육효능감에 미치는 영향. **열린유아교육연구**, 12(5), 165-183.
- 안재진(2011). 부의 양육참여가 출산 후 초기 모의 양육 스트레스에 미치는 영향. **한국아동복지학**, 35, 127-159.
- 안지영·박성연(2002). 2~3 세 자녀를 둔 어머니의 양육 신념, 효능감 및 스트레스가 양육 행동에 미치는 영향. *Family and Environment Research*, 40(1), 53-68.
- 연은모·최효식(2014). 유아 자녀를 둔 부모의 정서적 자녀가치, 양육스트레스, 결혼만족도 간 관계의 자기효과와 상대방효과. **한국영유아보육학**, 90(1), 79-108.
- 옥경희·김미혜(2015). 가구소득과 취업여부에 따른 영아기 어머니의 양육신념과 지지적 상호작용이 양육스트레스에 미치는 영향. **한국보육지원학회지**, 11(1), 461-480.
- 옥경희·천희영(2012). 가구소득에 따른 부부관계와 자녀가치 및 아버지의 양육참여가 영아기 어머니의 양육스트레스에 미치는 영향력 비교 연구. **아동학회지**, 33(1), 205-221.
- 유재희(2014). 가구 경제적 수준과 양육스트레스의 관계에서 사회적 지지의 조절효과. 전북대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 육아정책연구소(2014). 한국아동패널연구 5차년도 데이터 도구 프로파일.
- 이순웅(2010). 취업모의 취업관련 특성, 남편의 양육참여, 부모-교사 협력행동이 양육스트레스에 미치는 영향. 경희대학교 대학원 석사학위 청구논문.

- 이영미·민하영(2014). 전업모와 취업모가 지각한 경제적 갈등과 부부갈등이 자녀양육 스트레스에 미치는 영향: 부부갈등의 매개효과. *한국아동심리치료학회지*, 9(3), 73-89.
- 이정순(2003). 아버지의 양육참여와 어머니의 양육스트레스에 대한 연구. *유아교육연구*, 23(3), 5-20.
- 이희정(2012). 어머니 우울이 영유아의 부정적 정서성에 미치는 영향에서 양육 스트레스의 매개효과. *순천향 인문과학논총*, 31(2), 230-258.
- 임순화·박선희(2010). 어머니의 사회경제적 지위, 자녀수에 따른 양육스트레스와 영아의 표현어휘 발달과의 관계. *미래유아교육학회지*, 17(1), 251-278.
- 임현주(2013). 경제관련 변인 및 자녀의 기본생활습관과 어머니의 자아존중감이 어머니의 양육스트레스에 미치는 영향. *유아교육연구*, 33(4), 197-215.
- 정안나(2007). 취학 전 자녀를 둔 어머니의 양육 스트레스. 경원대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 정은희(2014). 학령전기 자녀를 둔 가정의 부부갈등과 아버지의 양육참여가 어머니의 양육스트레스에 미치는 영향. 동국대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 통계청(2015). 사회조사(복지, 사회참여, 문화와 여가, 소득과 소비, 노동), p. 43.
- Bandura, A.(1997). *Self-efficacy in changing societies*. New York, NY.
- Crnic, K., & Acevedo, M.(1995). *Everyday stresses and parenting*. In M. H. Bornstein(ed.), *Handbook of Parenting Vol. 4: Applied and Practical Parenting*. Mahwah, NJ. Lawrence Erlbaum Associates. 277-298.
- Crow, E.L. & Shimizu, K.(1988). *Lognormal Distributions, Theory and Applications*. New York, NY.
- Johnston, C., & Mash, E. J.(1989). A measure of parenting satisfaction and efficacy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 18, 167-175.
- Laursen, B., Popp, D., Burk, W., Kerr, M., & Stattin, H. (2008). Incorporating interdependence into developmental research: Examples from the study of homophily and homogeneity. In N. A. Card, T. D. Little, & J. P. Selig (Eds.), *Modeling dyadic and interdependent data in developmental research*. Mahwah, NJ. Lawrence Erlbaum Associates. 11-38.
- McLoyd, V. C.(1998). Socioeconomic disadvantage and child development. *American Psychologist*, 53, 185-204.
- Mulsow, M., Y. M. Caldera, M. Pursley, A. Reifman, and A. C. Huston.(2002). Multilevel factors influencing maternal stress during the first three years. *Journal of Marriage and the Family*, 64(4), 944-956.

- Newland, R. P., Crnic, K. A., Cox, M. J., Mills-Koonce, W. R., & Family Life Project Key Investigators. (2013). The family model stress and maternal psychological symptoms: Mediated pathways from economic hardship to parenting. *Journal of Family Psychology, 27*(1), 96-105.
- Olds, D., & Korfmacher, J.(1997). The evolution of a program of research on prenatal and early childhood home visitation: Special issue introduction. *Journal of Community Psychology, 25*, 1-7.
- Patterson, J. R. (1983). Stress: A change agent for family process. In N. Garmezy & M. Rutter(Eds.), *Stress, Coping, and Development in children*, 235-364.
- R. Hill(1949). *Families under stress: adjustment to the crises of war separation and return*. New York, Harper.

·논문접수 11월 1일 / 수정본 접수 12월 12일 / 게재 승인 12월 22일

·교신저자: 한창근, 성균관대학교 사회복지학과 교수, 이메일 chkhan@skku.edu

Abstract

Parenting Stress and Household Income: Focusing on the Mediating Effects of Parents' Self-Efficacy and Multi-Group Analysis on Mothers and Fathers

Se-Hee Son and Chang-Keun Han

This study aims to examine the mediating effect of parents' self-efficacy on the relationship between household income and parenting stress, using structural equation modeling. Also, the present study analyzes the mediating models by gender (mother and father). Finally, using the multi-group analysis method, the study examines whether the mediating relationships differ by gender of parents concurrently. We used the fifth-wave data of Panel Study on Korean Children (PSKC) of the Korea Institute of Child Care and Education. The main findings are as follows: First, mothers' self-efficacy played a mediating role in the relationship between household income and maternal parenting stress. Second, similar findings were also found in father's model. Last, in the multi-group analysis, we found that the two models for mothers and fathers were very comparable. However, we found more strong relationship between household income and maternal self-efficacy. The implications and limitations of the study were further discussed.

Key words: household income, parenting stress, parents' self-efficacy, mediating effect, multi-group analysis, PSKC