Check for updates

사회과학연구 제37권 4호(2026) 충남대학교 사회과학연구소 pp. 161-181
http://dx.doi.org/10.16881/jss.2026.10.37.4.161

유아의 행동억제 기질과 문제행동 간 관계에서 부부 공동양육으로 조절된 어머니 마음챙김 양육의 조절효과*

최 송 지, 김 연 수†

전주대학교

본 연구는 유아 행동억제 기질과 문제행동 간 관계에서 어머니 마음챙김 양육과 부부 공동양육의 조절된 조절효과를 확인하고자 하였다. 이를 위해 만 3~5세 유아 자녀를 양육 중인 어머니 350명을 대상으로 유아 행동억제 기질, 어머니의 마음챙김 양육, 부부 공동양육, 유아 행동평가 척도를 실시하였다. 본 연구의 결과는 다음과 같았다. 첫째, 유아 행동억제 기질은 내재화 및 외현화 문제행동과 유의한 정적 상관이, 어머니 마음챙김 양육과 부부 공동양육은 유아 문제행동과 부적 상관이 있었다. 둘째, 행동억제 기질과 내재화 문제행동 간 관계에서 마음챙김 양육의 조절효과는 부부 공동양육 수준에 따라 달라졌다. 셋째, 외현화 문제행동에서는 삼원상호작용이 유의하지 않았으나, 행동억제 기질과 마음챙김 양육의 이원상호작용은 유의하였다. 본 연구는 유아 내재화 문제행동에서 어머니 마음챙김 양육의 조절 역할이 공동양육 수준에 따라 달라질 가능성을 확인함으로써, 유아 문제행동과 관련된 변인들을 이해할 때 부모 개인 수준의 특성뿐 아니라 가족체계 수준의 맥락을 함께 고려해야 할 필요성을 제안하였다.

주요어: 행동억제 기질, 마음챙김 양육, 부부 공동양육, 내재화 문제행동, 외현화 문제행동, 유아기

---

* 이 논문은 제1저자의 석사학위논문(2026)의 자료를 재분석하고 일부를 수정・보완한 것임.

† 교신저자(Corresponding Author) : 김연수, 전주대학교 상담심리학과 부교수, 전북 전주시 완산구 천잠로 303, E-mail : yskim17@jj.ac.kr
최송지, 전주대학교 상담심리대학원 석사(제1저자)

■ 최초투고일 : 2026년 8월 3일 ■ 심사마감일 : 2026년 9월 14일 ■ 게재확정일 : 2026년 10월 15일

1. 서 론

아동의 문제행동에 대한 접근에서는 문제 발생 이후의 치료뿐만 아니라 초기 예방적 개입의 중요성이 강조되어 왔다(Cicchetti & Toth, 2007). 특히 생애 초기 개입이 높은 효과성과 비용 효율성을 지닌다는 점이 보고되면서(Heckman, 2006), 유아기 문제행동에 대한 학문적 관심도 지속되고 있다. 유아기 문제행동은 연령과 발달 단계에 근거한 사회적 기대나 규범에서 벗어난 부적절하거나 부정적인 행동을 의미한다(김영아, 이진, 문수종, 김유진, 오경자, 2009). 이는 내재화 문제행동과 외현화 문제행동으로 구분되며, 두 유형은 각각 불안과 우울 등 정서적 고통의 내면화와 공격성, 반항, 충동성 등 행동적 통제의 어려움을 반영하는 상이한 특성을 지닌다(Achenbach & Rescorla, 2000). 유아기 문제행동은 이후 아동기를 포함하여, 연령 증가에 따라 보다 심화되거나 다른 문제행동으로 전이될 가능성이 높다(Côté, Vaillancourt, LeBlanc, Nagin, & Tremblay, 2006; Finsaas, Bufferd, Dougherty, Carlson, & Klein, 2018; Patterson, Capaldi, & Bank, 1991/2013). 이와 같은 측면을 고려해 볼 때 유아기 문제행동에 영향을 미치는 변인들과 그 상호 관련성에 대한 탐색이 필요하다.

유아 문제행동의 원인은 개인의 특성과 환경 간 상호작용을 통해 설명될 수 있으며, 다양한 요인이 복합적으로 작용하는 것으로 이해된다. 선행연구에서 제시된 유아 문제행동의 개인 변인으로는 성별(임현주, 2015; 정지영, 김수정, 2023), 정서조절(Calkins, Dollar, & Wideman, 2019; Eisenberg et al., 2001), 기질(김연수, 곽금주, 2016; 이효진, 곽금주, 김연수, 2017; 최은실, 2022) 등이 있으며, 이 중 기질은 생애 초기부터 나타나 비교적 안정적으로 유지되는 개인 내적 특성으로서 문제행동에 영향을 미치는 대표적인 변인으로 보고되고 있다(Rothbart & Bates, 2006). 선행연구에서 유아기 문제행동과 관련 있는 것으로 연구되어 온 기질 특성으로는 행동억제(양아름, 최은실, 2024; Rapee & Bayer, 2018), 의도적 통제(문영경, 2022; 양아름, 최은실, 2024), 부정 정서(김두현, 최은실, 2025; 문영경, 2022)가 있다. 이 중 행동억제(behavioral inhibition)는 새로운 상황이나 자극에 대해 위축되거나 회피하는 경향을 의미하며, 유아의 문제행동과의 밀접한 관련성이 꾸준히 보고되어 왔다(Clauss & Blackford, 2012; Fox, Henderson, Marshall, Nichols, & Ghera, 2005). 구체적으로 높은 행동억제 아동은 사회적 위축과 불안 등 내재화 문제행동을 보일 가능성이 높다(한정인, 이진숙, 2024; Clauss & Blackford, 2012; Fox et al., 2005). 이와 관련된 메타분석에서 Clauss와 Blackford(2012)는 높은 행동억제 기질이 내재화 문제행동의 주요 예측 변인이라고 주장하였다. 반면 행동억제 기질과 외현화 문제행동 간 관계는 연구에 따라 다소 비일관적인데, 낮은 행동억제가 외현화 문제행동을 예측한다는 결과(Waller et al., 2016)도 있고, 높은 행동억제와 외현화 문제행동 간 유의한 정적 상관이 있다는 결과(Colder, Lochman, & Wells, 1997)가 보고되기도 한다. 이러한 비일관성에 대하여 Ryan과 Ollendick(2018)은 외현화 문제행동에 있어서 유아의 기질과 부모의 반응성이나 가혹한 훈육 등 양육 특성 간의 상호작용을 고려해야 한다고 주장하였다. 이처럼 행동억제 기질은 양 극단, 즉 높고 낮은 수준 모두가 문제행동과 관련될 수 있다는 고유한 특성을 지니는 만큼, 행동억제 기질 수준이 동일한 유아라 하더라도 어떠한 환경적 조건 속에 놓여 있느냐에 따라 문제행동의 발현 양상이 달라질 수 있다.

본 연구가 여러 기질 요인 중 행동억제에 초점

을 맞춘 이유는 다음과 같다. 첫째, 행동억제는 새로운 자극에 대한 위축과 회피 반응을 핵심으로 하며, 내재화 문제행동과의 관련성이 비교적 일관되게 보고되어 온 반면(Clauss & Blackford, 2012; Fox et al., 2005), 외현화 문제행동과의 관계는 연구에 따라 상반된 결과가 보고되어(Colder et al., 1997; Waller et al., 2016) 조절변인의 역할을 실증적으로 탐색할 필요성이 있다. 둘째, 부정 정서나 의도적 통제와 같은 다른 기질 요인은 각각 정서 반응성과 자기조절 능력이라는 특정 기제를 통해 외현화 문제행동에 영향을 미치는 것으로 보고되어 왔으나(최은실, 2022), 새로운 자극에 대한 위축과 회피를 핵심으로 하는 행동억제와는 작동 기제가 구분된다. 따라서 이들 기질 요인에 관한 연구결과를 행동억제 기질과 문제행동 간 관계에 그대로 적용하기에는 한계가 있다. 이러한 측면을 고려하여 본 연구는 행동억제 기질에 초점을 두고, 이와 문제행동 간 관계에서 양육 변인의 조절 역할을 확인하고자 하였다.

한편 기질과 환경 간 상호작용 효과는 반복적으로 보고되고 있으며(이효진 외, 2017; Chang & Shaw, 2016), 부모의 민감하고 수용적인 양육방식이 행동억제 기질 유아의 정서적 어려움을 완화하는 보호요인으로 기능할 수 있다는 연구 결과(Rubin, Burgess, & Hastings, 2002)는 양육 환경의 중요성을 뒷받침한다. 양육방식 중 부모가 자신의 정서와 반응을 인식하고 조절하며 자녀와의 상호작용에 주의를 기울이는 마음챙김 양육(mindful parenting)은 자녀의 신호에 대한 민감성, 비판단적인 수용과 정서적 조절, 공감적 이해를 바탕으로 부모가 자녀에게 반응하는 양육 태도로서 아동의 정서 및 행동 발달에 긍정적인 영향을 미치는 중요한 환경적 변인으로 주목받고 있다(김민정, 양아름, 최은실, 2023; Duncan, Coatsworth, & Greenberg, 2009).

마음챙김 양육이 행동억제 기질과 문제행동 간 관계의 조절변인으로 특히 주목받는 이유는 다음과 같다. 높은 행동억제 기질을 지닌 유아는 낯선 자극이나 새로운 상황에서 높은 각성 수준과 민감한 정서 반응을 나타내며 부모의 반응 방식에 민감하게 영향받는다(Rubin et al., 2002). 이는 마음챙김 양육의 핵심 요소인 비판단적 수용, 정서적 민감성, 지금 이 순간에 대한 주의와 밀접하게 대응될 수 있다. 마음챙김 양육은 부모의 자동적이고 반응적인 양육 방식에서 벗어나 보다 의식적이고 유연한 반응을 가능하게 한다는 점에서 기존 양육 방식과 차별화되는 특성이 있으며(Duncan et al., 2009), 이러한 특성은 행동억제 기질 유아에 대한 보호적 기능을 더욱 강화할 수 있을 것으로 가정할 수 있다. 즉, 부모가 유아의 위축 반응이나 회피 행동을 교정하거나 억제하려 하기보다 있는 그대로 수용하고 안정적으로 반응함으로써, 행동억제 기질이 문제행동으로 이어지는 경로에서 조절효과가 있을 수 있다(Rubin et al., 2002; Ryan & Ollendick, 2018).

실제로 마음챙김 양육은 아동의 문제행동을 경감시킬 수 있는 변인임이 여러 연구에서 보고되어 왔다(Bögels, Hellemans, van Deursen, Römer, & van der Meulen, 2014; Meppelink, de Bruin, Wanders-Mulder, Vennik, & Bögels, 2016; Parent, McKee, Rough, & Forehand, 2016). 예를 들어 Bögels 외(2014)는 정서, 행동적 어려움을 지닌 학령기 아동과 부모를 대상으로 마음챙김 부모훈련 프로그램을 적용한 결과 아동의 내재화 및 외현화 문제행동이 감소하였음을 보고하였다. 그러나 Bögels 외(2014)는 학령기 아동을 대상으로 수행된 연구로서, 유아기의 기질과 문제행동 간 관계에서 마음챙김 양육이 어떤 역할을 하는지를 확인하기 어렵다.

보다 최근에는 유아의 행동억제 기질과 사회정

서능력 간 관계에서 마음챙김 양육의 조절 역할이 확인되기도 하였다(김민정 외, 2023). 그러나 이 연구는 행동억제 기질과 마음챙김 양육의 상호작용 효과를 확인했다는 점에서 의의가 있으나, 종속변인이 사회정서능력에 한정되어 있어 내재화 및 외현화 문제행동이라는 부적응적 결과에 마음챙김 양육이 어떤 조절효과를 미치는지는 직접적으로 확인하기 어렵다. 한편 양아름과 최은실(2024)은 유아의 부정 정서 기질과 공격행동 간 관계에서 마음챙김 양육의 조절된 조절효과를 확인하였다. 그러나 이 연구에서도 행동억제 기질과 문제행동 간 관계에서 마음챙김 양육의 역할이 직접적으로 다루어지지는 않았다. 요약하면 행동억제 기질과 내재화 및 외현화 문제행동 각각의 관계에서 마음챙김 양육의 조절효과를 함께 검토한 연구는 아직 충분하지 않으므로 추가적 연구가 필요하다.

마음챙김 양육의 효과는 전적으로 부모 개인의 역량만으로 결정되지 않는다. 마음챙김 양육은 부모 개인의 심리적 자원에 기반하는 만큼, 이를 지속적으로 실천하기 위해서는 배우자와의 협력과 지지라는 가족체계적 맥락이 뒷받침될 필요가 있다. 가족체계이론(Minuchin, 1974)에 따르면 가족 내 부부 하위체계는 부모 하위체계에 영향을 미치며, 부모 간 관계의 질은 개별 양육행동이 이루어지는 환경적 맥락을 형성한다. 공동양육(coparenting)은 부모가 자녀 양육에 대한 책임을 공유하고 상호 협력하며 조율하는 관계적 과정으로(Feinberg, 2003; McHale & Lindahl, 2011), 어머니와 아버지 양측의 참여와 협력을 포괄하는 개념이다. 과거에는 어머니 중심의 양육에 초점이 맞추어져 있었으나, 아버지가 자녀와의 직접적인 상호작용뿐 아니라 배우자와의 협력적 양육 관계를 통해서도 아동 발달에 중요한 영향을 미친다는 점(Lamb, Pleck, Charnov, & Levine, 1985)을 감안하면, 부부 공동양육 개념에 주목할 필요가 있다.

부부 공동양육이 유아 행동억제 기질과 문제행동 간 관계에서 마음챙김 양육의 조절효과를 다시 조절하는 변인으로 기능할 수 있다고 가정하는 이유는 다음과 같다. 스트레스-완충모델(Cohen & Wills, 1985)에 의하면 사회적 지지는 스트레스 상황에서 개인의 심리적 자원을 보호하는 역할을 하는데, 이를 양육 맥락에 적용하면 부모 간 협력적 공동양육은 양육 과정에서 발생하는 스트레스를 완충하여 각 부모가 안정적인 정서 상태를 유지하며 마음챙김 양육을 지속할 수 있는 심리적 토대를 제공할 수 있다. 부부 공동양육이 원활하지 않다고 지각할 경우 부모는 정서적 자원이 소진되어 마음챙김 양육을 일관성 있게 유지하기 어려울 수 있으며, 이는 결과적으로 마음챙김 양육의 보호적 기능을 약화시킬 수 있다. 실제로 지지적 공동양육은 부모의 양육 스트레스를 감소시키고 양육의 질을 향상시킨다(Feinberg, Kan, & Goslin, 2009). 또한 공동양육의 질이 개별 부모의 양육행동과 유의한 관련이 있다는 메타분석 결과도 있으며(Teubert & Pinquart, 2010), 공동양육이 아동의 정서적 안정과 사회적 적응에 미치는 긍정적인 영향도 보고된 바 있다(Feinberg, 2003; McHale & Lindahl, 2011). 국내에서도 유아의 부정 정서 및 의도적 통제 기질과 외현화 문제행동 간 관계에서 어머니 양육행동의 조절효과가 공동양육 수준에 따라 달라졌음이 확인되었다(문영경, 2022). 그러나 이 연구에서는 유아의 기질적 특성으로 부정 정서와 의도적 통제 기질만이 다루어졌으므로 행동억제 기질과 문제행동 간 관계에서 부부 공동양육이 어떤 역할을 할 수 있는지에 대해서는 추가적인 탐색이 필요하다.

부부 공동양육이 마음챙김 양육의 보호효과를 강화하거나 약화시킬 수 있는 환경적 변인으로 작

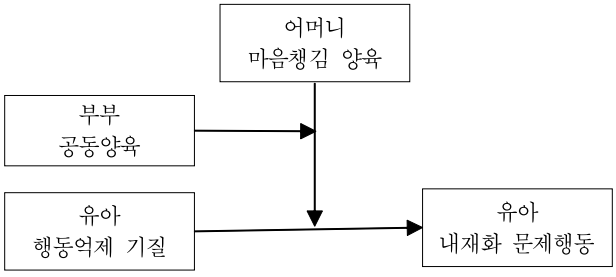
용할 가능성이 제시되어 왔음에도 불구하고(문영경, 2022; Teubert & Pinquart, 2010), 이를 직접적으로 확인한 연구는 상대적으로 많지 않다. 따라서 행동억제 기질과 문제행동 간 관계에서 마음챙김 양육의 조절효과가 공동양육 수준에 따라 달라지는 조절된 조절효과를 직접 확인할 필요가 있다. 본 연구는 유아의 행동억제 기질이 내재화 및 외현화 문제행동에 미치는 영향을 각각 구분하여 살펴보고, 마음챙김 양육의 조절효과가 부부 공동양육 수준에 따라 달라지는 조절된 조절효과를 확인함으로써, 마음챙김 양육의 보호효과가 부모 간 협력적 공동양육 환경에 의해 영향받을 수 있는지를 검토할 것이다. 다만 내재화 문제행동과 외현화 문제행동은 각기 다른 경로와 기제를 통해 형성될 수 있으므로(Achenbach & Rescorla, 2000), 부부 공동양육이 마음챙김 양육의 조절효과를 조절하는 방식 역시 문제행동 유형에 따라 다르게 나타날 가능성이 있다. 내재화 문제행동의 경우 조절효과가 유아의 정서적 안정 및 불안 완화와 관련되어 나타날 수 있으므로, 양육자의 정서적 자원을 뒷받침하는 공동양육 맥락이 마음챙김 양육의 조절효과를 증가시킬 수 있다. 반면 외현화 문제행동은 공격성, 충동성 등 즉각적 행동 특성과 밀접하게 관련되어 있어 부부 간의 관계, 즉 본 연구에서 살펴보고자 하는 부부 공동양육이라는 구조적 맥락보다 양육 상황에서의 양육자와 유아 간 상호작용 방식이 상대적으로 더 영향을 미칠 가능성이 있다. 따라서 본 연구는 두 문제행동 유형 각각에서 조절된 조절효과가 상이하게 나타날 가능성을 포함하여 변인 간 관련성을 확인하고자 한다.

한편 본 연구에서 가정한 조절변인들, 즉 마음챙김 양육과 부부 공동양육은 행동억제 기질과 경험적으로 관련될 수 있지만, 독립변인과 조절변인의 상관이 존재한다는 사실만으로 조절모형의 설정이 부적절해지는 것은 아니다. 본 연구에서 마음챙김 양육과 부부 공동양육을 매개변인으로 가정하기보다 조절변인으로 우선 설정한 것은, 이들 변인을 행동억제 기질에 의해 형성되는 순차적 결과가 아니라 행동억제 기질이 문제행동으로 발현되는 정도를 달라지게 하는 양육 및 가족환경적 조건으로 보았기 때문이다(문영경, 2022; McHale & Lindahl, 2011). 행동억제 수준이 유사한 유아라 하더라도 어머니가 유아의 정서와 행동에 주의를 기울이고 비판단적으로 반응하는 정도에 따라 문제행동의 발현 수준은 달라질 수 있다. 또한 마음챙김 양육의 이러한 기능은 부부가 양육목표와 역할을 얼마나 지지하고 조율하는가에 따라 강화되거나 약화될 수 있다. 이에 본 연구에서는 마음챙김 양육을 행동억제 기질과 문제행동 간 관계의 조절변인으로, 부부 공동양육을 그 조절효과를 다시 조건화하는 가족체계 수준의 변인으로 설정하였다.

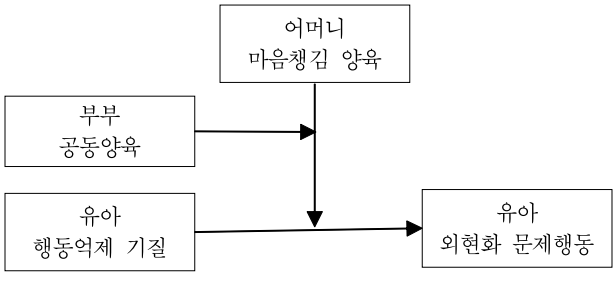
구체적으로 본 연구에서는 다음과 같은 연구문제를 설정하였다.

- 연구문제 1. 유아의 행동억제 기질과 유아의 내재화 문제행동 간 관계에서 어머니 마음챙김 양육의 조절효과가 존재하는가? 또한 이러한 조절효과는 부부 공동양육 수준에 따라 달라지는가?
- 연구문제 2. 유아의 행동억제 기질과 유아의 외현화 문제행동 간 관계에서 어머니 마음챙김 양육의 조절효과가 존재하는가? 또한 이러한 조절효과는 부부 공동양육 수준에 따라 달라지는가?

본 연구의 모형은 <그림 1>과 <그림 2>에 제시하였다.



<그림 1> 연구모형1



<그림 2> 연구모형2

2. 방 법

1) 연구대상

본 연구는 연구자들이 소속된 기관 생명윤리위원회(IRB)의 승인을 받아 만 3~5세 유아를 양육 중인 어머니 최대 350명을 모집하는 것으로 설계되었다. 연구대상자는 온라인 설문조사 전문기관인 ㈜엠브레인(Embrain)의 온라인 패널을 통해 모집되었다.

모집 시 자녀의 연령(만 3~5세), 주 양육자 여부, 연구 참여 동의 등을 확인하는 스크리닝 문항을 적용하여 대상자를 선별하였다. 스크리닝 기준에 부합하지 않거나 불성실 응답으로 판단된 사례는 조사 완료 이전 단계에서 ㈜엠브레인의 패널 품질관리 절차에 따라 제외되었다. 조사기관으로부터 제공받은 유효응답은 350부였으며, 해당 자료에는 결측치가 없어 350부 모두 최종 분석에 사용하였다. 이때 만일 연구대상자의 자녀가 2명 이상일 경우에는 3~5세 사이의 자녀 중 한 명만을 생각하여 연령과 성별을 비롯한 전체 문항에 대해 응답하도록 요청하였다.

응답자의 혼인상태는 모두 기혼이었으며, 평균 연령은 37.09세(SD=3.40, 범위 28세~46세)였다. 보다 구체적인 응답자의 인구통계학적 특성은 <표 1>에 제시하였다.

2) 측정도구

(1) 한국판 유아행동평가척도 1.5-5 부모용

유아의 내재화 및 외현화 문제행동을 측정하기 위해 김영아 외(2009)가 번안 및 표준화한 한국판 유아행동평가척도-부모용(K-CBCL 1.5-5)를 사용하였다. 이 척도는 부모가 아동의 행동을 평

<표 1> 연구대상자의 인구통계학적 특성

(N=350)

변인	구분	빈도	백분율(%)
거주지역	수도권	197	56.29
	충청권	41	11.71
	호남권	19	5.43
	영남권	83	23.71
	강원권	7	2.00
	제주권	3	.86
자녀 연령	만 3세	200	57.14
	만 4세	79	22.57
	만 5세	71	20.29
자녀 성별	남	176	50.29
	여	174	49.71
가족 구성원	3명	132	37.71
	4명	174	49.71
	5명	40	11.43
	6명 이상	4	1.14
어머니 최종학력	중학교 졸업 이하	1	.29
	고등학교 졸업	27	7.71
	전문대학 졸업	78	22.29
	대학교 졸업	208	59.43
	대학원 졸업	36	10.29
어머니 직업	전일제 근무	140	40.00
	시간제 근무	21	6.00
	자영업	8	2.29
	프리랜서	13	3.71
	전업주부	168	48.00

가하도록 구성되어 있으며, 총 100문항이다. 이 중 본 연구에서는 수면문제 및 기타문제를 제외하고 내재화 문제행동(정서적 반응성, 불안/우울, 신체증상, 위축) 36문항과 외현화 문제행동(주의집중문제, 공격행동) 24문항을 사용하였다. 각 문항은 '전혀 해당되지 않는다(0점)'부터 '자주 그렇거나 많이 그렇다(2점)'까지의 3점 Likert 척도로 응답하도록 구성되어 있으며, 점수가 높을수록 문제행동 수준이 높은 것을 의미한다. 내재화 문제행동 점수의 범위는 0점에서 72점, 외현화 문제행동 점수의 범위는 0점에서 48점이다. 김영아 외(2009)의 표준화 연구에서 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 내재화 문제행동 .87, 외현화 문제행동 .89로 나타났으며, 본 연구에서 산출된 신뢰도는 전체 문제행동 척도에서 .95로 나타났으며, 내재화 문제행동은 .91, 외현화 문제행동은 .90이었다.

(2) 행동억제 척도

유아 행동억제 기질을 측정하기 위해 Bishop, Spence와 McDonald(2003)가 개발하고 이하람(2020)이 한국판으로 번안, 타당화한 행동억제 척도(Behavioral Inhibition Questionnaire: BIQ)

를 사용하였다. 본 척도는 사회적 행동억제(social novelty inhibition)와 상황적 행동억제(situational novelty inhibition)를 측정하는 총 6개의 하위요인, 30문항으로 구성되어 있다. 문항의 예로 또래의 경우 '새로운 아이들을 처음 만날 때 수줍어한다', 성인의 경우 '집에 모르는 손님이 오면 매우 조용히 있는다', 수행 상황의 경우 '주목받는 것을 싫어한다' 등이 있으며, 분리/유치원의 경우 '새로운 상황(예: 어린이집, 유치원)에 적응하는 데 며칠이 걸린다', 낯선 상황의 경우 '새로운 상황이나 활동에 매우 주저하며 다가간다', 신체적 도전의 경우 '새로운 놀잇감을 탐색하는 것을 주저한다' 등이 있다. 각 문항은 '거의 그렇지 않다(1점)'에서 '거의 항상 그렇다(7점)'까지의 7점 Likert 척도로 응답하도록 되어 있으며, 점수가 높을수록 유아의 행동억제 수준이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서 산출된 Cronbach's α는 전체 .84였다.

(3) 양육에서의 대인간 마음챙김 척도

마음챙김 양육을 측정하기 위해 Duncan 외(2009)가 개발하고 Kim, Krägeloh, Medvedev, Duncan과 Singh(2019)이 번안 및 타당화한 양육에서의 대인간 마음챙김 척도(Interpersonal Mindfulness in Parenting, IM-P-K)를 사용하였다. 이 척도는 정서적 자기조절, 아이에 대한 자비, 온전한 주의 기울임, 아이의 감정 알아차림, 기분의 영향에 대한 통찰, 자기 양육에 대한 비판단적 수용에 대한 통찰의 6개 하위요인으로 구성되며, 각 하위요인별 3문항씩 총 18문항으로 이루어져 있다. 문항의 예로 정서적 자기조절에는 '나는 아이에게 속이 상할 때, 내가 느끼는 감정에 대해 차분하게 말해준다', 아이에 대한 자비에는 '아이가 어려운 시간을 보내고 있을 때, 나는 아이가 필요한 양육과 보살핌을 주려고 노력한다', 온전한 주의 기울임에는 '나는 진정으로 아이에게 집중하지 못한 채, 아이와의 활동을 서두른다', 또한 아이의 감정 알아차림에는 '아이가 느끼고 있는 것을 말하는 게 내게는 어려운 일이다', 기분의 영향에 대한 통찰에는 '나는 아이의 기분 변화가 나의 기분에 어떻게 영향을 미치는가 알아차린다', 자기 양육에 대한 비판단적 수용에는 '아이와 함께하는 시간이 힘겨울 때, 나는 나 자신을 비난하는 경향이 있다' 등의 문항이 있다. 각 문항은 '전혀 그렇지 않다(1점)'부터 '매우 그렇다(5점)'의 5점 Likert 척도로 구성되어 있으며, 점수가 높을수록 마음챙김 양육 수준이 높은 것을 의미한다. Kim 외(2019)의 연구에서 마음챙김 양육의 신뢰도(Cronbach's α)는 .85로 보고되고 있으며, 본 연구에서 산출된 전체 신뢰도는 .81이었다.

(4) 부부 공동양육 척도

부부 공동양육을 측정하기 위해 Van Egeren과 Hawkins(2004)가 개발한 Coparenting Scale을 박잎새와 남은영(2015)이 한국 실정에 맞게 번안 및 타당화한 어머니용 공동양육 척도를 사용하였다. 해당 척도는 원래 부부 공동양육 일치, 부부 공동양육 지지, 비난적 부부 공동양육, 공유된 양육의 네 가지 하위요인으로 구성되어 있다. 그러나 Merrifield(2009)는 부부 공동양육 일치, 부부 공동양육 지지, 공유된 양육 간의 상관이 높게 나타나 세 요인을 하나의 요인으로 통합하여 지지적 부부 공동양육으로 재구성하여 사용하였다. 본 연구에서도 부부 공동양육 척도 중 지지적 공동양육 척도를 실시하였다. 지지적 공동양육은 배우자와의 양육 방식에 대한 합의 정도, 양육과 관련된 상호 지지, 그리고 양육 경험을 함께 공유하며 협력하는 정도를 의미한다. 총 23문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 '전혀 그렇지 않다(1점)'부터 '항상 그렇다(4점)'까지의 4점 Likert 척도로 응답하도록 되어 있다. 문항의 예로, '배우자와 나

는 자녀 양육과 관련된 의견이나 지도 방식, 규칙에 대해 비슷한 생각을 가지고 있다'와 같은 내용이 포함된다. Merrifield(2009)는 지지적 공동양육의 신뢰도(Cronbach's α)를 .78로 보고하였으며, 본 연구에서 산출된 신뢰도는 .81이었다.

3) 절차

본 연구는 자료 수집 전 연구자가 소속된 기관의 생명윤리위원회(IRB)의 심의를 거쳐 연구 수행에 대한 승인을 받았으며 자료 수집은 2026년 4월에 온라인 자기보고식 설문을 통해 실시되었다(승인번호: jjIRB-260226-HR-2026-0207). 연구대상자는 ㈜엠브레인의 온라인 패널을 통해 모집되었으며, 자발적으로 연구 참여에 동의한 경우에만 설문에 참여하였다. 설문은 약 20분 정도 소요되었고 완료한 참여자에게는 소정의 보상이 제공되었다.

4) 자료분석

유아 행동억제 기질과 문제행동 간의 관계에서 부부 공동양육으로 조절된 마음챙김 양육의 조절효과를 검증하기 위하여 IBM SPSS Statistics 29.0과 Hayes(2022)의 PROCESS macro v4.2를 사용하였으며, 구체적으로 다음과 같이 분석하였다.

첫째, 주요 변수 간의 관계를 확인하기 위해 Pearson의 상관분석을 실시하였다.

둘째, 유아 행동억제 기질과 문제행동 간의 관계에서 부부 공동양육으로 조절된 마음챙김 양육의 조절효과를 검증하기 위해 SPSS PROCESS macro Model 3을 사용하였다.

셋째, 부트스트래핑(Bootstrapping)을 통해 조건부 효과의 통계적 유의성을 검증하였다.

넷째, 삼원상호작용이 유의한 경우 조절효과의 유의구간을 보다 구체적으로 확인하기 위해 Johnson-Neyman 기법을 사용하여 유의성 영역 분석을 실시하였다. 또한 삼원상호작용의 구체적 양상을 파악하기 위해 두 번째 조절변인인 공동양육의 조건값에 따른 행동억제 기질과 마음챙김 양육 간 이원상호작용의 조건부 효과를 분석하였다.

다섯째, 삼원상호작용이 유의하지 않은 경우, 유의한 이원상호작용의 구체적 양상을 확인하기 위해 첫 번째 조절변인인 마음챙김 양육 조건값에 따른 행동억제 기질의 조건부 효과를 분석하였다.

여섯째, 삼원상호작용 효과를 검증하기 위한 표본 크기의 통계적 민감도를 확인하기 위하여 G*Power를 이용한 민감도 분석을 실시하였다. 유의수준 .05, 검정력 .80, 표본 크기 350명을 기준으로, 삼원상호작용항 1개의 추가에 따른 증분 설명량을 검정할 때 탐지 가능한 최소 효과 크기를 산출하였다.

3. 결 과

1) 주요 변인의 기술통계 및 상관관계

주요 변인들의 기술통계(평균, 표준편차, 왜도, 첨도)를 확인하였으며 변인 간 관계성을 확인하기 위한 상관분석을 실시하였다(<표 2> 참조). 이때 기술통계는 각 척도의 총점을 기준으로 하였다. Curran, West와 Finch(1996)가 제시한 왜도(skewness<2), 첨도(kurtosis<7)의 기준에 따라 각 변인의 정규성을 확인하였다. 그 결과 측정된 모든 변인의 왜도(-0.52 ~ 0.94)와 첨도(-0.12 ~ 0.98)가 기준값보다 작았으므로 정규성을 충족한다고 판단하였다.

<표 2> 변인들의 상관관계 및 평균, 표준편차

(N=350)

	1	2	3	4	5
1. 유아 행동억제 기질	1				
2. 어머니 마음챙김 양육	-.33**	1			
3. 부부 공동양육	-.26**	.36**	1		
4. 유아 내재화 문제행동	.40**	-.29**	-.21**	1	
5. 유아 외현화 문제행동	.20**	-.26**	-.19**	.67***	1
M	103.18	63.33	68.86	9.09	9.02
SD	27.13	7.93	12.33	8.00	7.16
왜도	-0.07	0.29	-0.52	0.93	0.94
첨도	-0.05	-0.12	0.13	0.98	0.40

주. 〈표 2〉의 기술통계는 각 척도의 총점을 기준으로 하였음
*p<.05, **p<.01, ***p<.001

상관분석 결과, 주요 변인들 간 유의한 상관이 나타났으며, 구체적인 결과는 다음과 같다. 유아 행동억제 기질은 내재화 문제행동(r=.40, p<.01), 외현화 문제행동(r=.20, p<.01)과 유의한 정적 상관이 있었으며, 조절변인인 어머니 마음챙김 양육(r=-.33, p<.01), 부부 공동양육(r=-.26, p<.01)과는 각각 유의한 부적 상관이 있는 것으로 나타났다. 또한, 내재화 문제행동은 어머니 마음챙김 양육(r=-.29, p<.01), 부부 공동양육(r=-.21, p<.01)과 부적 상관을, 외현화 문제행동 역시 어머니 마음챙김 양육(r=-.26, p<.01), 부부 공동양육(r=-.19, p<.01)과 부적 상관을 보였다. 한편 내재화 문제행동과 외현화 문제행동 간에는 유의미한 정적 상관(r=.67, p<.001)이 있었다.

2) 유아 행동억제 기질과 내재화 문제행동 간 관계에서 부부 공동양육으로 조절된 어머니 마음챙김 양육의 조절효과

(1) 조절된 조절효과 검증

유아 행동억제 기질과 내재화 문제행동 간 관계에서 어머니의 마음챙김 양육의 조절효과가 공동양육의 수준에 따라 달라지는지를 확인하기 위해 PROCESS macro Model 3을 통해 분석하였다. 조절효과 분석에 앞서 예측변인 간 다중공선성을 확인한 결과, 공차한계(Tolerance)는 .71～.83, 분산팽창지수(VIF)는 1.20～1.40의 범위로 나타나 다중공선성의 문제는 없는 것으로 판단하였다.

앞서 제시한 기술통계에서 각 척도의 총점을 기준으로 한 것과는 달리 조절효과 검증에서는 해석의 용이성을 위해 평균 중심화를 실시한 후 분석하였다. 또한 유아의 연령과 성별이 문제행동에 미칠 수 있는 영향을 통제하기 위하여 유아 연령과 성별을 공변인으로 투입하였다. 유아 연령은 만 연령을 기준으로 투입하였으며, 성별은 남아=0, 여아=1로 더미코딩하였다. 분석 시 부트스트래핑은 95% 신뢰구간으로 설정하였으며 5,000개 표본을 추출하여 조절된 조절효과의 통계적 유의성을 확인하였다(<표 3> 참조).

구체적으로 전체 모형은 유의하였으며(F(9, 340) = 12.10, p<.001, R^2=.24), 유아 행동억제 기질, 어머니 마음챙김 양육 및 부부 공동양육의 삼원상호작용항 투입에 따른 설명량의 증가는 약 1.5%로 유의했다(ΔF(1, 340)=6.50, p<.05, ΔR^2=.015). 삼원상호작용도 유의했다(B=-0.008, p<.05). 이는 두 번째 조절변인인 부부 공동양육(Z)의 수준에

<표 3> 유아 행동억제 기질과 내재화 문제행동 간 관계에서 부부 공동양육으로 조절된 어머니 마음챙김 양육의 조절효과

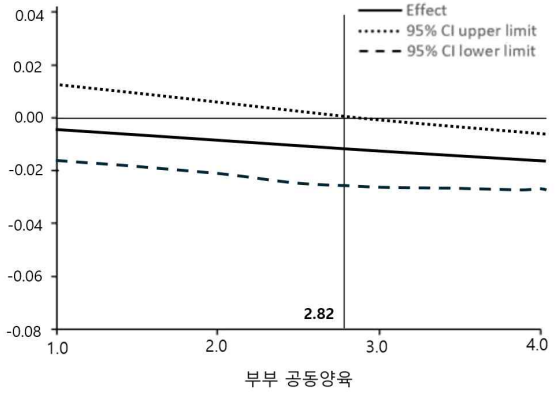
	내재화 문제행동				
	B	*SE*	*t*	LLCI	ULCI
상수	9.181	0.780	11.77***	7.647	10.715
유아 성별	-0.158	0.480	-0.33	-1.102	0.786
유아 연령	-0.390	0.750	-0.52	-1.865	1.085
유아 행동억제 기질(X)	0.038	0.010	3.78***	0.018	0.058
어머니 마음챙김 양육(W)	-0.200	0.072	-2.78**	-0.342	-0.058
부부 공동양육(Z)	-0.159	0.064	-2.50*	-0.285	-0.033
X×W	-0.028	0.012	-2.35*	-0.052	-0.004
X×Z	-0.010	0.009	-1.14	-0.028	0.008
W×Z	-0.038	0.045	-0.84	-0.127	0.051
X×W×Z	-0.008	0.003	-2.55*	-0.014	-0.002

주. 유아 연령과 성별을 공변인으로 투입하였음
*p<.05, **p<.01, ***p<.001

따라 유아 행동억제 기질(X)과 어머니 마음챙김 양육(W) 간 상호작용이 다른 양상으로 나타날 수 있음을 보여준다.

(2) 조절된 조절효과의 유의성 검증

조절된 조절효과가 구체적으로 어떤 영역에서 유의한지를 확인하기 위하여 Johnson-Neyman 기법을 통해 분석하였다. 구체적으로 두 번째 조절변인인 부부 공동양육의 수준에 따른 유아 행동억제 기질과 어머니 마음챙김 양육의 조건부 이원상호작용 효과가 어느 영역에서 유의한지를 확인하였다(<그림 3> 참조). 부부 공동양육 문항 평균 수준 2.82점 이상인 영역(표본 중 62.7%)에서 행동억제 기질과 마음챙김 양육 간 이원상호작용의 조건부 효과가 유의하였으며, 2.82점 미만인 영역에서는 유의하지 않았다.



<그림 3> 조건부 상호작용 효과에 대한 Johnson-Neyman 기법의 신뢰구간
주. y축: 유아 행동억제 기질과 어머니 마음챙김 양육 간 이원상호작용의 영향력

Johnson-Neyman 기법 분석을 통해 유의영역을 확인한 후, 이러한 삼원상호작용의 구체적인 방향을 해석하기 위하여 부부 공동양육의 조건값(-1*SD*, *M*, +1*SD*)에 따라 유아 행동억제 기질과 어머니 마음챙김 양육 수준 간 이원상호작용의 통계적 유의성을 확인하였다(<표 4> 참조).

<표 4>에 제시된 바와 같이 부부 공동양육 수준에 따른 유아 행동억제 기질과 어머니 마음챙김 양육의 조건부 이원상호작용 효과를 확인한 결과, 공동양육 수준이 낮은 경우(-1*SD*)에는 행동억제 기질과 마음챙김 양육의 상호작용 효과가 유의하지 않았다(*B*=-0.024, *p*=.090). 반면 평균 수준에서 유의한 상호작용 효과가 나타났으며(*B*=-0.028, *p*<.05), 공동양육 수준이 높은 경우(+1*SD*)에도 상호작용 효과가 유의했다(*B*=-0.032, *p*<.05).

3) 유아 행동억제 기질과 외현화 문제행동 간 관계에서 부부 공동양육으로 조절된 어머니 마음챙김 양육의 조절효과

(1) 조절된 조절효과 검증

유아 행동억제 기질과 외현화 문제행동 간 관계에서 어머니 마음챙김 양육의 조절효과가 부부 공동양육의 수준에 따라 달라지는지를 알아보기 위해 PROCESS macro Model 3을 이용하여 자료를 분석하였다. 분석 시 설정 조건은 내재화 문제행동을 종속변인으로 실시했던 분석과 동일했다. 결과는 <표 5>와 같다.

<표 4> 부부 공동양육 수준에 따른 유아 행동억제 기질과 어머니 마음챙김 양육의 조건부 이원상호작용 효과

	B	*SE*	*t*	LLCI	ULCI
-1*SD*	-0.024	0.014	-1.71	-0.051	0.003
M	-0.028	0.012	-2.35*	-0.052	-0.005
+1*SD*	-0.032	0.013	-2.48*	-0.058	-0.007

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

<표 5> 유아 행동억제 기질과 외현화 문제행동 간 관계에서 부부 공동양육으로 조절된 어머니 마음챙김 양육의 조절효과

	외현화 문제행동				
	B	*SE*	*t*	LLCI	ULCI
상수	9.030	0.340	26.56***	8.361	9.699
유아 성별	-0.120	0.430	-0.28	-0.966	0.726
유아 연령	-0.310	0.670	-0.46	-1.628	1.008
유아 행동억제 기질(X)	0.030	0.014	2.14*	0.002	0.058
어머니 마음챙김 양육(W)	-0.110	0.062	-1.77	-0.232	0.012
부부 공동양육(Z)	-0.080	0.060	-1.33	-0.198	0.038
X×W	-0.005	0.002	-2.33*	-0.009	-0.001
X×Z	0.007	0.008	0.88	-0.009	0.023
W×Z	-0.027	0.041	-0.66	-0.108	0.054
X×W×Z	-0.004	0.002	-1.88	-0.008	0.000

주. 유아 연령과 성별을 공변인으로 투입하였음
*p<.05, **p<.01, ***p<.001

구체적으로 전체 모형은 유의하였다(F(9, 340) = 5.65, p<.001, R^2=.13). 그러나 삼원상호작용항 투입에 따른 설명량의 증가는 약 0.9%로 통계적으로 유의하지 않았다(ΔF(1, 340)=3.53, p=.061, ΔR^2=.009). 또한 유아의 행동억제 기질과 외현화 문제행동 간 관계에서 부부 공동양육으로 조절된 어머니 마음챙김 양육의 조절효과를 보여주는 삼원상호작용도 유의하지 않았다(B=-0.004, p=.061). 그러나 유아 행동억제 기질과 어머니 마음챙김 양육 간 이원상호작용은 유의하게 나타났다(B=-0.005, p<.05).

(2) 조절효과의 유의성 검증

유아 외현화 문제행동에 대한 유아 행동억제 기질, 어머니 마음챙김 양육, 부부 공동양육의 삼원상호작용 효과가 유의하지 않았으므로 Johnson-Neyman 분석은 실시하지 않았다. 유아 행동억제 기질과 외현화 문제행동 간 관계에서 유의한 조절효과를 보였던 어머니 마음챙김 양육의 조건값(-1SD, M, +1SD)에 따라 통계적 유의성을 확인한 결과는 <표 6>에 제시하였다.

분석 결과 어머니 마음챙김 양육이 낮은 수준에서는 유아 행동억제가 외현화 문제행동을 유의하게 예측하였으며(B=0.070, p<.001), 평균 수준에서도 이러한 관계가 유의하게 나타났다(B=0.030, p<.05). 반면 어머니 마음챙김 양육이 높은 수준에서는 유아 행동억제 기질과 외현화 문제행동 간 관계가 통계적으로 유의하지 않았다(B=-0.010, p=.620).

한편 삼원상호작용 효과를 검증하기 위한 표본 크기의 통계적 민감도 분석을 실시하였다. 표본 크기 350명, 유의수준 α=.05, 검정력 1−β=.80, 삼원상호작용항 1개의 추가에 따른 증분 설명량을 기준으로 분석한 결과, 탐지 가능한 최소 효과 크기는 약 f^2=0.023으로 나타났다.

4. 논 의

본 연구는 유아의 행동억제 기질이 내재화 및 외현화 문제행동과 어떻게 관련되는지를 살펴보고, 이 두 변인 간의 관계에서 어머니 마음챙김 양육과 부부 공동양육의 조절된 조절효과를 확인하고자 하였다. 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 주요 변인 간 상관관계를 분석한 결과, 유아 행동억제 기질은 유아 내재화 및 외현화 문제행동과 정적 상관을, 어머니 마음챙김 양육과 부부 공동양육은 이 두 문제행동과 부적 상관을 보였다. 이는 행동억제 기질과 내재화 문제행동 간 상관을 일관되게 보고해 온 선행연구들의 결과와 일관된다(최은실, 2022; Clauss & Blackford, 2012). 한편 행동억제와 외현화 문제행동 간 상관의 방향성에 대해서는 연구에 따라 다른 결과가 보고되어 왔다(최은실, 2022; Colder et al., 1997; Waller et al., 2016). 본 연구의 결과는 높은 행동억제와 외현화 문제행동 간 정적 상관을 보고

<표 6> 어머니 마음챙김 양육 수준에 따른 유아 행동억제 기질의 조건부 효과

	B	SE	t	LLCI	ULCI
-1SD	0.070	0.020	3.50***	0.031	0.109
M	0.030	0.014	2.14*	0.002	0.058
+1SD	-0.010	0.020	-0.50	-0.049	0.029

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

한 연구들과 일관된다(최은실, 2022; Colder et al., 1997). 또한 어머니 마음챙김 양육과 부부 공동양육이 문제행동과 부적 상관이 있었던 결과는 마음챙김 양육과 공동양육이 유아의 적응 및 문제행동과 부적으로 관련된다고 보고한 선행연구들(Feinberg, 2003; Parent et al., 2016)과 맥락을 같이한다.

둘째, 본 연구에서는 유아의 행동억제 기질과 내재화 문제행동 간 관계에서 어머니 마음챙김 양육의 조절효과가 부부 공동양육 수준에 따라 달라지는 삼원상호작용이 유의하였다. 또한 부부 공동양육이 평균 수준과 높은 수준에서 유아 행동억제 기질과 어머니 마음챙김 양육 간 이원상호작용의 조건부 효과가 유의하였으며, 낮은 수준에서는 유의하지 않았다. 이는 마음챙김 양육의 조절효과가 부부 공동양육 수준 전반에 걸쳐 균일하게 나타나지 않았음을 의미한다. 부부 공동양육 수준이 낮은 조건에서 마음챙김 양육의 조절효과가 유의하지 않았다는 점은, 부모 간 협력이 충분히 이루어지지 않는 환경에서는 어머니 개인의 마음챙김 양육만으로는 행동억제 기질과 내재화 문제행동 간 관련성을 완충하는 데 한계가 있을 수 있음을 시사한다. 또한 이러한 결과는 유아 문제행동을 이해하는 데 있어 개별 양육자의 양육행동뿐 아니라 부모 간 관계를 반영하는 환경 변인도 함께 고려해야 한다는 주장과도 관련지을 수 있다(Feinberg, 2003).

행동억제 기질이 강한 유아는 낯선 상황에서 쉽게 위축되고 불안을 경험하기 때문에 어머니의 민감하고 수용적인 반응이 중요하다. 이때 어머니가 비판하거나 통제하기보다 수용적 태도로 반응할 경우 유아는 자신의 정서를 보다 안정적으로 조절할 수 있으며, 이는 내재화 문제행동의 감소와 관련될 수 있다. 실제로 선행연구에서도 부모의 마음챙김 수준이 높을수록 자녀에게 보다 수용적이고 일관된 방식으로 반응하게 되며, 이러한 긍정적 양육행동이 아동의 정서 및 행동 문제 감소와 관련된다는 것이 보고된 바 있다(Parent et al., 2016). 본 연구의 결과는 이러한 어머니 마음챙김 양육의 보호효과가 부부 공동양육 수준에 따라 달라질 수 있음을 부분적으로 확인하였다. 이는 부모의 양육행동이 개인 차원의 특성으로 이해되는 것에 더하여 부모 간 관계와 가족체계적 맥락 속에서 파악될 필요가 있음을 시사한다. 부부 공동양육은 부모가 자녀 양육에 대해 협력하고 조율하며 서로를 지지하는 관계적 과정을 의미하므로(Feinberg, 2003), 부부 공동양육 수준이 높은 환경에서는 부모 간 갈등이 상대적으로 적고 정서적 지지가 원활하게 이루어질 가능성이 높다. 따라서 본 연구의 결과는 부부 공동양육이 어머니의 정서적 안정과 마음챙김 양육 실천을 뒷받침하는 맥락적 조건으로 기능할 가능성을 시사하는 것으로 해석될 수 있다.

한편 본 연구에서 부부 공동양육이 낮은 조건에서는 어머니 마음챙김 양육의 조절효과가 유의하지 않았다. 이는 부부 공동양육이 원활하지 않은 환경에서는 어머니의 정서적 자원이 쉽게 소진되어 마음챙김 양육을 일관되게 유지하기 어려울 수 있으며, 그 결과 마음챙김 양육의 조절효과가 나타나지 못할 가능성을 시사한다.

셋째, 유아 행동억제 기질과 외현화 문제행동 간 관계에서 부부 공동양육으로 조절된 어머니 마음챙김 양육의 조절효과, 즉 삼원상호작용은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉, 외현화 문제행동에서는 부부 공동양육 수준에 따라 어머니 마음챙김 양육의 조절효과가 달라지지 않았다. 그러나 유아 행동억제 기질과 어머니 마음챙김 양육 간 이원상호작용 효과는 유의하였다. 구체적으로 어머니 마음챙김 양육이 낮은 수준에서는 행동억제 기질이 외현화 문제행동을 유의하게 예측하였으며,

평균 수준에서도 이러한 관계가 유의하게 나타났다. 반면 어머니 마음챙김 양육이 높은 수준에서는 행동억제 기질과 외현화 문제행동 간 관계가 유의하지 않았다. 이러한 결과는 마음챙김 양육 수준에 따라 행동억제 기질과 외현화 문제행동 간 관계의 양상이 달라질 수 있음을 시사하나 통계적 유의성과 회귀계수의 크기 모두를 고려할 때 해석에 신중을 기할 필요가 있다.

본 연구에서 행동억제 기질과 외현화 문제행동 간 상관은 내재화 문제행동과의 상관에 비해 상대적으로 낮게 나타났다. 행동억제 기질은 불안, 위축, 사회적 회피와 같은 내재화 문제행동과 보다 밀접하게 관련되는 기질 특성으로 알려져 있으며(Clauss & Blackford, 2012; Fox et al., 2005), 외현화 문제행동과의 관련성은 연구에 따라 다소 비일관적이었다(Colder et al., 1997; Waller et al., 2016). 본 연구에서 행동억제 기질과 외현화 문제행동 간 정적 상관이 유의하기는 하였으나 비교적 낮아 부부 공동양육을 포함한 삼원상호작용 효과가 나타나지 않았을 가능성이 있다. 그러나 이러한 결과가 외현화 문제행동에 대한 부부 공동양육의 영향 자체가 중요하지 않음을 의미하는 것은 아니며, 향후 연구에서 추가적으로 확인될 필요가 있다.

한편 본 연구의 결과와 관련하여, 외현화 문제행동의 경우 부모 간 관계를 반영하는 가족환경 수준의 영향보다 실제 양육 상황에서 나타나는 부모의 직접적인 정서적 반응 방식이 보다 중요한 역할을 할 가능성도 고려해볼 수 있다. 외현화 문제행동은 공격성, 충동성, 행동조절의 어려움과 같은 즉각적 행동 특성과 관련되기 때문에, 부모 간 협력적 관계 자체보다 부모가 실제 상호작용 상황에서 어떻게 반응하는지가 보다 직접적으로 영향을 미칠 수 있다(Ryan & Ollendick, 2018). 이와 관련하여 본 연구의 결과는 부모의 일반적인 정서조절 능력보다 실제 양육 상황에서 나타나는 부모의 정서적 반응 방식이 외현화 문제행동과 보다 밀접하게 관련될 수 있음을 시사한 Zimmer-Gembeck, Rudolph, Kerin과 Bohadana-Brown(2022)의 연구와도 같은 맥락이다. 또한 부모의 일반적인 마음챙김 수준 자체보다 실제 양육 상황에서의 마음챙김 양육의 변화가 자녀의 외현화 문제행동 감소와 관련된다고 보고한 Meppelink 외(2016)의 연구와도 일관되는 결과이다. 이들 선행연구와 본 연구의 결과를 종합적으로 고려하면 외현화 문제행동의 경우 부모의 실제 정서적 반응 방식이나 충동적, 비일관적 양육반응에 보다 민감하게 영향을 받을 가능성이 있으나, 후속 연구에서 명확하게 확인되어야 할 것이다.

본 연구는 유아의 행동억제 기질과 유아의 문제행동 간 관계에서 어머니 마음챙김 양육과 부부 공동양육을 함께 고려함으로써, 개인 내적 특성과 가족환경 변인을 통합적으로 살펴보았다는 점에서 의의가 있다. 연구 결과, 어머니 마음챙김 양육은 행동억제 기질과 문제행동 간 관계에서 완충기능을 하는 것으로 부분적으로 확인되었으며, 내재화 문제행동과 외현화 문제행동에서는 부부 공동양육 역할이 다르게 나타났다. 종합하면, 본 연구의 결과는 내재화 문제행동과 외현화 문제행동에서 마음챙김 양육과 부부 공동양육의 역할이 다르게 나타날 수 있음을 보여준다. 내재화 문제행동에서는 부모 간 협력적 공동양육 수준이 높은 조건에서 어머니 마음챙김 양육의 조절효과가 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 부부 공동양육 수준이 높을 때 마음챙김 양육의 보호적 기능이 보다 분명하게 나타날 수 있음을 시사한다. 반면 외현화 문제행동에서는 부부 공동양육의 조절된 조절효과가 확인되지 않았으나, 어머니 마음챙김 양육이 행동억제 기질과 외현화 문제행동 간 정적 관련성을 다소 완화하는 것으로 나타났다. 이러한 결

과는 내재화 문제행동에서는 부모 간 협력과 지지라는 가족체계적 환경이 중요한 역할을 할 수 있으며, 외현화 문제행동에서는 부부 공동양육과는 다른 방식으로 실제 양육 상황에서의 부모 반응이 중요한 역할을 할 가능성을 시사한다. 그러나 본 연구에서는 부모-유아 상호작용이 직접 측정되지 않았으므로 이러한 가능성은 추후 연구에서 검증될 필요가 있다.

본 연구의 제한점과 후속연구를 위한 제안은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 온라인 패널을 통해 모집된 만 3~5세 유아 어머니를 대상으로 실시되었으므로 연구 결과를 전체 유아 및 부모 집단으로 일반화하는 데에는 한계가 있다. 따라서 후속 연구에서는 보다 다양한 자료 수집 방법을 적용함으로써 연구의 일반화 가능성을 높일 필요가 있다.

둘째, 본 연구는 유아 행동억제 기질, 어머니 마음챙김 양육, 부부 공동양육 및 유아 문제행동을 모두 어머니의 자기보고식 척도를 사용하여 측정하였다. 따라서 실제 양육 상황이나 유아 행동에 대한 객관적인 관찰보다 주관적 인식이 지나치게 반영되었을 가능성이 있다. 특히 자녀의 행동억제 기질이나 문제행동에 대한 부모의 지각은 부모 자신의 정서 상태나 양육 스트레스 수준에 의해 영향을 받을 가능성이 있다. 또한 부부 공동양육 역시 어머니 평정을 통해 측정하였다. 물론 어머니가 인식하는 부부 공동양육의 질 자체가 어머니의 양육 반응 방식과 심리적 자원에 영향을 미치는 독립적 변인으로 기능할 수 있으며(Feinberg et al., 2009), 이러한 측면에서 어머니 보고 기반의 부부 공동양육 측정은 본 연구의 목적에 부합하는 접근으로 볼 수 있다. 그러나 부부 공동양육이 부모 쌍방의 상호작용을 반영하는 개념이므로 후속 연구에서는 어머니 단독 보고에서 더 나아가 부모 모두를 대상으로 측정할 필요성이 있다.

셋째, 본 연구는 횡단설계로서 유아의 내재화 문제행동과 관련하여 부부 공동양육과 마음챙김 양육 간 관계의 방향성을 직접적으로 확인하는 데 한계가 있었다. 특히 조절변인으로 설정한 마음챙김 양육과 부부 공동양육이 행동억제 기질과 유의한 상관을 보였다는 점에서, 매개모형을 포함한 대안적 모형의 가능성을 배제할 수 없다. 후속 연구에서는 종단자료를 통해 변인 간 영향의 방향성과 대안적 모형의 타당성을 함께 보다 정밀하게 검증할 필요가 있다.

넷째, 본 연구에서는 삼원상호작용 효과를 검증하였다는 점에서 통계적 검정력의 한계를 고려할 필요가 있다. 민감도 분석 결과, 본 연구의 표본 크기(N=350)는 유의수준 .05와 검정력 .80을 기준으로 약 f^2=0.023 이상의 증분 효과를 탐지할 수 있는 것으로 나타났다. 이는 작은 수준의 삼원상호작용 효과를 탐지할 수 있는 표본 규모이나, 이보다 작은 효과에 대해서는 충분한 검정력이 확보되지 않았을 가능성이 있음을 의미한다. 특히 외현화 문제행동에서 관찰된 삼원상호작용의 증분 설명량은 ΔR^2=.009로 작았으므로, 해당 효과가 유의하지 않았다는 결과를 조절된 조절효과가 존재하지 않는 것으로 단정하기보다는 보다 큰 표본을 활용한 후속 연구를 통해 재확인해 보아야 할 것이다.

다섯째, 본 연구에서는 부모의 근무형태와 가족구성원 수 등 일부 인구통계학적 변인을 측정하였으나 분석에서 공변인으로 통제하지 않았으며, 형제자매 수, 확대가족과의 동거 여부 등 보다 구체적인 가족환경 변인은 충분히 측정하지 못하였다. 그러나 선행연구에서 이들 변인이 유아 문제행동이나 부모의 양육행동과 관련될 수 있음이 보고된 바 있으므로(임현주, 2015; 정지영, 김수정, 2023; Feinberg et al., 2009), 이를 통제하지 못한 점은 본 연구의 제한점이라 할 수 있다. 후

속 연구에서는 이러한 인구통계학적 및 가족환경적 변인을 포함한 보다 포괄적인 모형 검증이 필요하다.

여섯째, 본 연구에서는 행동억제 기질에 초점을 맞추었으나, 외현화 문제행동과 관련성이 높은 다른 기질 요인들, 예컨대 부정 정서, 의도적 통제 등은 측정되지 않았다. 실제로 외현화 문제행동은 높은 부정 정서 및 낮은 자기조절과 보다 밀접한 관련이 있는 것으로 알려져 있다(최은실, 2022). 따라서 향후 연구에서는 다양한 기질 요인을 통합적으로 고려하여 유아기 문제행동의 발달 경로를 보다 정교하게 탐색할 필요가 있다. 이를 통하여 유아의 문제행동 예방과 개입에서 부모 개인 수준의 양육태도뿐 아니라 부모 간 협력과 지지를 포함하는 가족체계의 역할에 대한 보다 깊이 있는 이해가 가능할 것이다.

참 고 문 헌

김두현 · 최은실 (2025). 유아의 부정 정서 기질이 외현화 문제행동에 미치는 영향: 어머니의 자기분화 수준에 따른 양육태도의 조절된 매개효과. <열린부모교육연구>, 17(4), 27-56.

김민정 · 양아름 · 최은실 (2023). 유아 행동억제 기질과 사회정서능력: 유아의 의도적 통제 기질과 어머니 마음챙김 양육의 조절된 조절효과. <한국심리학회지: 발달>, 36(4), 1-23.

김연수 · 곽금주 (2016). 영아기 기질의 변화가 아동초기 외현화 문제행동에 미치는 영향. <한국심리학회지: 발달>, 29(3), 95-111.

김영아 · 이진 · 문수종 · 김유진 · 오경자 (2009). 한국판 CBCL 1.5-5의 표준화 연구. <한국심리학회지: 임상>, 28(1), 117-136.

문영경 (2022). 유아의 기질과 외현화 문제행동에 대한 부모의 양육행동과 지지적 부부공동양육의 조절된 조절효과. <유아교육보육복지연구>, 26(4), 83-109.

박잎새 · 남은영 (2015). 부부공동양육, 아버지 양육참여 및 유아의 정서조절 능력 간의 관계. <한국심리학회지: 발달>, 28(4), 135-153.

양아름 · 최은실 (2024). 유아의 부정 정서 기질과 공격 행동의 관계에서 의도적 통제 기질과 어머니의 마음챙김 양육의 조절된 조절효과. <한국아동심리치료학회지>, 19(2), 1-22.

이하람 (2020). 유아의 행동억제가 불안에 미치는 영향: 어머니의 과보호적 양육행동과 자율성 지지의 매개효과. 이화여자대학교 대학원 석사학위논문.

이효진 · 곽금주 · 김연수 (2017). 영아 기질과 걸음마기 문제행동 간 종단적 관련성: 어머니 행동의 조절효과를 중심으로. <인간발달연구>, 24(3), 3-21.

임현주 (2015). 유아의 성별에 따른 문제행동 차이 연구. <유아교육연구>, 35(2), 97-115.

정지영 · 김수정 (2023). 유아의 문제행동 발달궤적과 영향요인 분석: 한국아동패널자료를 중심으로. <한국보육지원학회지>, 19(1), 1-24.

최은실 (2022). 유아 기질 유형에 따른 양육자의 양육스트레스와 유아의 내재화 및 외현화 문제. <열린부모교육연구>, 12(4), 203-232.

한정인 · 이진숙 (2024). 유아의 행동억제기질이 내재화 행동문제에 미치는 영향: 어머니 과보호의 조절효과. <정서 · 행동장애연구>, 40(3), 65-84.

Achenbach, T. M., & Rescorla, L. A. (2000). *Manual for the ASEBA preschool forms & profiles*. Burlington, VT: University of Vermont, Research Center for Children, Youth, & Families.

Bishop, G., Spence, S. H., & McDonald, C. (2003). Can parents and teachers provide a reliable and valid report of behavioral inhibition? *Child Development*, 74(6), 1899-1917.

Bögels, S. M., Hellemans, J., van Deursen, S., Römer, M., & van der Meulen, R. (2014). Mindful parenting in mental health care: Effects on parental and child psychopathology, parental stress, parenting, coparenting, and marital functioning. *Mindfulness*, 5(5), 536-551.

Calkins, S. D., Dollar, J. M., & Wideman, L. (2019). Temperamental vulnerability to emotion dysregulation and risk for mental and physical health challenges. *Development and Psychopathology*, 31(3), 957-970.

Chang, H., & Shaw, D. S. (2016). The emergence of parent-child coercive processes in toddlerhood. *Child Psychiatry and Human Development*, 47(2), 226-235.

Cicchetti, D., & Toth, S. L. (2007). Developmental psychopathology and preventive intervention. In W. Damon, R. M. Lerner, K. A. Renninger, & I. E. Sigel (Eds.), *Handbook of child psychology* (pp. 497-547). Hoboken, NJ: Wiley.

Clauss, J. A., & Blackford, J. U. (2012). Behavioral inhibition and risk for developing social anxiety disorder: A meta-analytic study. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 51(10), 1066-1075.

Cohen, S., & Wills, T. A. (1985). Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychological Bulletin*, 98(2), 310-357.

Colder, C. R., Lochman, J. E., & Wells, K. C. (1997). The moderating effects of children's fear and activity level on relations between parenting practices and childhood symptomatology. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 25(3), 251-263.

Côté, S., Vaillancourt, T., LeBlanc, J. C., Nagin, D. S., & Tremblay, R. E. (2006). The development of physical aggression from toddlerhood to pre-adolescence: A nation wide longitudinal study of Canadian children. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 34(1), 68-82.

Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1(1), 16-29.

Duncan, L. G., Coatsworth, J. D., & Greenberg, M. T. (2009). A model of mindful parenting: Implications for parent-child relationships and prevention research. *Clinical Child and Family Psychology Review*, 12(3), 255-270.

Eisenberg, N., Cumberland, A., Spinrad, T. L., Fabes, R. A., Shepard, S. A., Reiser, M., Murphy, B. C., Losoya, S. H., & Guthrie, I. K. (2001). The relations of regulation and emotionality to children's

externalizing and internalizing problem behavior. *Child Development*, 72(4), 1112-1134.

Feinberg, M. E. (2003). The internal structure and ecological context of coparenting: A framework for research and intervention. *Parenting: Science and Practice*, 3(2), 95-131.

Feinberg, M. E., Kan, M. L., & Goslin, M. C. (2009). Enhancing coparenting, parenting, and child self-regulation: Effects of family foundations 1 year after birth. *Prevention Science*, 10(3), 276-285.

Finsaas, M. C., Bufferd, S. J., Dougherty, L. R., Carlson, G. A., & Klein, D. N. (2018). Preschool psychiatric disorders: Homotypic and heterotypic continuity through middle childhood and early adolescence. *Psychological Medicine*, 48(13), 2159-2168.

Fox, N. A., Henderson, H. A., Marshall, P. J., Nichols, K. E., & Ghera, M. M. (2005). Behavioral inhibition: Linking biology and behavior within a developmental framework. *Annual Review of Psychology*, 56, 235-262.

Hayes, A. F. (2022). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach (3rd ed.)*. New York: Guilford Press.

Heckman, J. J. (2006). Skill formation and the economics of investing in disadvantaged children. *Science*, 312(5782), 1900-1902.

Kim, E., Krägeloh, C. U., Medvedev, O. N., Duncan, L. G., & Singh, N. N. (2019). Interpersonal mindfulness in parenting scale: Testing the psychometric properties of a Korean version. *Mindfulness*, 10(3), 516-528.

Lamb, M. E., Pleck, J. H., Charnov, E. L., & Levine, J. A. (1985). Paternal behavior in humans. *American Zoologist*, 25(3), 883-894.

McHale, J. P., & Lindahl, K. M. (2011). *Coparenting: A conceptual and clinical examination of family systems*. Washington, DC: American Psychological Association.

Meppelink, R., de Bruin, E. I., Wanders-Mulder, F. H., Vennik, C. J., & Bögels, S. M. (2016). Mindful parenting training in child psychiatric settings: Heightened parental mindfulness reduces parents' and children's psychopathology. *Mindfulness*, 7(3), 680-689.

Merrifield, K. A. (2009). *Marital and coparenting qualities: Association with parenting cognitions*. Unpublished doctoral dissertation. The University of Arizona, Tucson, AZ.

Minuchin, S. (1974). *Families and family therapy*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Parent, J., McKee, L. G., Rough, J. N., & Forehand, R. (2016). The association of parent mindfulness with parenting and youth psychopathology across three developmental stages. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 44(1), 191-202.

Patterson, G. R., Capaldi, D. M., & Bank, L. (2013). An early starter model for predicting delinquency. In D. J. Pepler & K. H. Rubin (Eds.), *The development and treatment of childhood aggression* (pp. 139-168). New York: Psychology Press. (Original work published 1991).

Rapee, R. M., & Bayer, J. K. (2018). Behavioural inhibition and the prevention of internalising distress

in early childhood. In K. Pérez-Edgar & N. A. Fox (Eds.), *Behavioral inhibition: Integrating theory, research, and clinical perspectives* (pp. 337-355). Cham, Switzerland: Springer International Publishing.

Rothbart, M. K., & Bates, J. E. (2006). Temperament. In N. Eisenberg (Ed.), *Handbook of child psychology: Vol. 3. Social, emotional, and personality development* (pp. 99-166). Hoboken, NJ: Wiley.

Rubin, K. H., Burgess, K. B., & Hastings, P. D. (2002). Stability and social-behavioral consequences of toddlers' inhibited temperament and parenting behaviors. *Child Development*, 73(2), 483-495.

Ryan, S. M., & Ollendick, T. H. (2018). The interaction between child behavioral inhibition and parenting behaviors: Effects on internalizing and externalizing symptomology. *Clinical Child and Family Psychology Review*, 21(3), 320-339.

Teubert, D., & Pinquart, M. (2010). The association between coparenting and child adjustment: A meta-analysis. *Parenting: Science and Practice*, 10(4), 286-307.

Van Egeren, L. A., & Hawkins, D. P. (2004). Coming to terms with coparenting: Implications of definition and measurement. *Journal of Adult Development*, 11(3), 165-178.

Waller, R., Trentacosta, C. J., Shaw, D. S., Neiderhiser, J. M., Ganiban, J. M., Reiss, D., & Hyde, L. W. (2016). Heritable temperament pathways to early callous-unemotional behaviour. *The British Journal of Psychiatry*, 209(6), 475-482.

Zimmer-Gembeck, M. J., Rudolph, J., Kerin, J., & Bohadana-Brown, G. (2022). Parent emotional regulation: A meta-analytic review of its association with parenting and child adjustment. *International Journal of Behavioral Development*, 46(1), 63-82.

Moderated Moderation of Maternal Mindful Parenting by Coparenting in the Relationship Between Behavioral Inhibition Temperament and Problem Behaviors in Early Childhood

Song Ji Choi, Yeonsoo Kim

Jeonju University

This study examined the moderated moderation effects of maternal mindful parenting and coparenting on the relationship between preschool children's behavioral inhibition and problem behaviors. An online survey was conducted on 350 mothers of children aged 3-5 years using the measures of behavioral inhibition, mindful parenting, coparenting, and children's problem behaviors. First, behavioral inhibition was positively associated with internalizing and externalizing problem behaviors, whereas mindful parenting and coparenting were negatively associated with children's problem behaviors. Second, the moderating effect of mindful parenting on the association between behavioral inhibition and internalizing problem behaviors varied according to the level of coparenting, suggesting a significant moderated moderation effect. Third, although the three-way interaction was not significant for externalizing problem behaviors, the two-way interaction between behavioral inhibition and mindful parenting was significant. These findings highlight the importance of considering individual parenting characteristics and the broader family systems context in understanding young children's problem behaviors.

Keywords: Behavioral Inhibition Temperament, Mindful Parenting, Coparenting, Internalizing Problem Behaviors, Externalizing Problem Behaviors, Early Childhood