

가족돌봄 중년여성의 여가제약과 문화예술 참여 관계: 사회적 지지를 중심으로*

이해민**·진현정***

초 록

본 연구는 가족돌봄을 수행하는 중년여성을 대상으로, 여가제약과 문화예술 참여 관계에서 사회적 지지가 미치는 영향을 실증적으로 분석하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해, 여가제약은 내재적·대인적·구조적 제약으로, 사회적 지지는 정서적·정보적·도구적·동반적 지지로 세분화하였다. 분석 자료는 2025 서울서베이를 활용하였으며, 자녀 양육 또는 65세 이상 가족 부양을 수행 중인 40~50대 여성 2,160명을 분석 대상으로 하였다. 또한 문화예술 관람의 참여 여부와 참여 수준이 서로 다른 의사결정 과정에 의해 결정될 수 있다는 점을 고려하여 허들음이항모형(hurdle negative binomial model)을 적용하였다. 분석 결과, 구조적 제약은 문화예술 관람 수준을 유의하게 감소시킨 반면, 내재적 제약은 참여 여부와 수준 모두를 높이는 것으로 나타났다. 사회적 지지의 경우 정보적·도구적·동반적 지지는 참여 여부와 수준을 모두 높이는 정(+)적 효과를 보인 반면, 정서적 지지는 참여 수준을 감소시키는 부(-)적 영향을 미쳤다. 조절효과 분석에서는 도구적 지지가 대인적 제약의 부정적 영향을 완화하는 것으로 확인된 반면, 정보적·동반적 지지는 내재적 및 대인적 제약 상황에서, 정서적 지지는 구조적 제약 상황을 완화시키지 못하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 사회적 지지가 항상 긍정적 자원으로 기능하지 않으며, 제약 유형과 지지 유형에 따라 그 효과가 달라질 수 있음을 시사한다. 본 연구는 가족돌봄을 수행 중인 중년여성의 문화여가 참여 확대를 위해 심리적 지원을 넘어 실질적 참여 조건을 개선하는 정책적 접근이 필요함을 제시한다.

주제어 : 여가제약, 사회적 지지, 문화예술 참여, 중년여성, 가족돌봄, 허들음이항모형

* 이 논문은 2023년도 중앙대학교 CAU GRS 지원에 의하여 작성되었음.

** 제1저자 : 중앙대학교 대학원 문화예술경영학과 박사수료(wplhm@cau.ac.kr)

*** 교신저자 : 중앙대학교 경제학부 교수(hyunjin@cau.ac.kr)

I. 서론

문화여가활동은 개인의 행복과 삶의 질을 구성하는 핵심적인 요소로서 (Sen, 1999), 이에 대한 관심과 수요는 현대사회에도 지속적으로 증가하고 있다(Kuykendall, Zhu & Craig, 2020). 문화여가활동은 스트레스 완화나 사회적 교류 등을 통해 개인의 정서적·신체적 안정감을 제공하고(Elsden et al., 2022), 삶에 대한 만족도 향상으로 이어진다(Wang, Mak & Fancourt, 2020). 이렇듯 문화여가활동이 삶의 여러 측면에서 긍정적으로 기여한다는 사실은 많은 연구를 통해 입증되어 왔으며, 그 효과는 참여 수준에 따라 상이하기 때문에 적극적인 활동을 유도하는 것은 중요하다(Elsden et al., 2022). 그러나 문화여가 참여 기회는 개인의 생애주기적인 위치나 사회경제적 조건에 따라 균등하게 분포되지 않는다(Mak, Coulter & Fancourt, 2020). 따라서 이와 같은 참여 격차는 개인이 직면한 제약 구조를 통해 이해될 필요가 있다(Crawford, Jackson & Godbey, 1991).

여가제약(leisure constraints)은 누구에게나 존재하지만, 모든 개인이 여가를 포기하는 삶을 선택하지는 않는다(Jackson, Crawford & Godbey, 1993). 여가제약 상황에서도 여가 참여를 유지하려는 경향이 나타나는 것은 자신이 직면한 상황을 극복하기 위한 노력이나 전략적인 협상을 시도하기 때문이다(Jackson et al., 1993; Mannell & Kleiber, 1997; Ma, Chen & Ma, 2024). 이때 여가 협상의 성공 여부는 개인이 동원할 수 있는 자원의 수준에 달려 있으며(Hobfoll, 1989), 스스로 동원할 수 있는 자원이 부족한 경우에는 주변으로부터 도움이 그 결핍을 보완하는 자원으로 기능할 수 있다(Cohen & Wills, 1985). 반대로, 여가제약이 없다고 모든 개인이 여가를 즐기는 것도 아니다. 이는 여가 참여가 단순히 제약의 유무에 의해서만 결정되는 것이 아니라(Jackson et al., 1993), 어떻게 참여를 촉진하느냐에 따라 달라질 수도 있기 때문이다(Raymore, 2002). 이러한 관점에서, Raymore(2002)는 사회적 지지(social support)가 여가 참여를 촉진하는 요인으로 작용할 수 있음을 제시하였다. 이후 여러 선행연구는 사회적 지지가 여가 활동에 직접적인 영향을 미칠 뿐 아니라, 여가제약을 상쇄하는 효과가 있음을 제시하였다(Brown et al., 2001; Lin et al., 2014; Ntovoli et al., 2025). 그러나 사회적 지지는 개인이 처한 상황에 따라 기대와 다른 방향으로 작용할 수 있어, 경우에 따라 부정적인 영향을 미칠 가능성도 함께 제기되어 왔다(Boutin-Foster, 2005; Chao, 2012; Revenson et al., 1991).

여가제약은 개인적 상황이나 위치에 다르게 나타날 수 있는데, 여성에게는 가사 및 돌봄 책임과 맞물려 더욱 크게 작용할 수 있다. 국가데이터처 「2025 생활시간조사」에 따르면, 기혼 여성의 일평균 가사·돌봄 시간은 남성보다 약 3배 가량 높은 것으로 나타난다. 이와 같은 시간적 격차는 20년 전과 비교하였을 때도 큰 변화가 없는 모습이다.

이러한 상황은 주로 성역할에 대한 불평등과 규범에서 비롯된다. 기본적으로 자녀 양육이나 부모 부양과 같은 가족돌봄을 수행하고 있는 가구는 그 주된 역할의 주체가 여성에게 집중되어 있다(위예진·진현정, 2025; Künemund, 2006). 남성의 가족돌봄 참여가 최근 증가하는 추세이지만, 여전히 돌봄 주체의 상당수는 여성이며, 실제로 이에 대해 여성이 더 큰 부담을 느끼고 있다(Pacheco Barzallo et al., 2024). 이는 돌봄에 대한 주된 책임이 여전히 여성의 전통적인 역할로 초점이 맞춰져 있으며, 남성은 부차적인 주체로 인식되는 데서 기인한 것일 수 있다(Craig, 2006; Kotila, Schoppe-Sullivan & Kamp Dush, 2013; Rizzo, Schiffrin & Liss, 2013). 결국 성역할에 대한 기대는 여성에게 가족을 우선하도록 하는 압력으로 작용할 수 있으며, 이로 인해 자신을 위한 여가활동이 제한될 가능성이 있다(DeLeire & Kalil, 2010; Harrington, Dawson & Bolla, 1992; Shaw, 1994). 이처럼 가족돌봄이 여성에게 편중된 현실은 여성의 여가 참여 기회가 남성에 비해 상대적으로 제한적일 수밖에 없음을 보여준다. 다만 이러한 성별 차이가 모든 연령대 여성에게 동일한 수준의 돌봄 부담이 존재함을 의미하는 것은 아니며, 실제 부담은 생애 주기와 가족구성, 돌봄 대상의 특성 등에 따라 달라질 수 있다.

본 연구는 이러한 돌봄 부담에 있어서 전체 기혼 여성보다는 40-50대 여성에 주목한다. 최근 출산 연령의 상승과 고령화로 인해 자녀 양육과 부모 부양 등 가족돌봄의 시기가 중년기와 상당 부분 중첩되고 있다(위예진·진현정, 2025). 또한, 40-50대는 후기 중년층에 비해 가족돌봄으로 인한 생활시간 활용의 어려움과 사회·경제적 활동 제한, 경제적 부담을 상대적으로 크게 경험하는 것으로 나타났다(한국보건사회연구원, 2022). 「2025 서울서베이」에서도 가족돌봄을 수행하는 40-50대 여성은 동일 연령대의 돌봄을 수행하지 않은 여성보다 시간 부족과 동반자 부재를 더 많이 경험하는 것으로 확인되었다.

이러한 부담은 스트레스, 우울 등 심리적 문제(안은진·남보영, 2025; Bhan, Rao & Raj, 2020; Mattingly & Bianchi, 2003), 사회적 관계 형성 제약(DeLeire & Kalil, 2010; Harrington et al., 1992; Shaw, 1994), 시간적·경제적 제약 등을 야기하여 문화여가 참여 가능성을 낮추게 된다(Brown et al., 2001; Kim & Jin, 2024; Mak et al., 2020; Shaw, 1994). 따라서 가

족돌봄을 수행하는 중년여성의 문화여가 참여는 개인의 선택 문제를 넘어, 역할 부담과 여러 제약 환경 속에서 형성되는 다차원적인 구조적 결과로 볼 수 있다. 이러한 맥락에서, Brown et al.(2001)과 Ntovoli et al.(2025)은 가족돌봄을 수행하는 여성의 여가 참여 과정에서 사회적 지지가 여가제약 상황에 어떠한 역할을 하는지에 대한 추가적인 검토가 필요하다고 제시하였다.

종합하면, 가족돌봄을 수행하는 중년여성은 복합적인 여가제약 상황을 직면할 가능성이 높다. 그러나 선행연구는 사회적 지지와 여가 참여 간의 관계에 초점을 두거나 제약과 사회적 지지 수준에 따른 집단 간 여가 참여 수준 차이를 비교하는 데에 그치고 있다(Brown et al., 2001; Tercan, 2014). 또한 사회적 지지를 단일 개념으로 다루거나 특정한 지지 유형에 한정하여 논의하고 있어(Chao, 2012; Orsega-Smith et al., 2007), 다양한 여가제약 맥락에 대한 사회적 지지의 유형별 영향을 실증적으로 분석한 연구는 여전히 미흡한 실정이다(Ntovoli et al., 2025).

따라서 본 연구는 여가제약 상황이 중첩되어 나타나는 대표적인 집단으로 가족돌봄을 수행 중인 40-50대 중년여성에 주목하여, 사회적 지지가 복합적인 여가제약 상황과 문화여가 참여 관계에서 어떠한 역할을 수행하는지 분석하고자 한다. 구체적으로, 여가제약은 Crawford & Godbey(1987)가 제시한 내재(intrapersonal), 대인(interpersonal), 구조(structural)요인을 이론적 기반으로 하며, House(1981)가 구분한 정서(emotional), 정보(informational), 도구(instrumental) 차원에 Wills(1991)가 추가로 제시한 동반(companionship) 차원을 포함한 네 가지 사회적 지지가 문화예술 활동에 미치는 효과를 검증하고자 한다. 특히 사회적 지지를 긍정적 자원으로 주로 전제해 온 선행연구의 관점을 확장하여, 가족돌봄을 수행하는 중년여성이 직면한 여가제약 맥락에 따라 사회적 지지 유형별 영향력이 긍정적 혹은 부정적으로 상이하게 나타날 수 있는지를 실증적으로 검토하고자 한다.

본 연구는 문화예술 관람 활동을 참여 여부와 참여 수준으로 구분하여 살펴봄으로써, 단계적인 의사결정과정 속에서 사회적 지지가 여가제약과 참여에 미치는 영향력의 차이를 보다 정교하게 검토한다는 점에서 의의를 갖는다.

II. 이론적 배경 및 연구 가설

1. 여가제약과 제약 협상

여가제약은 여가 참여와 만족 수준을 저해하거나 억제하는 직·간접적인 모든 요인을 의미한다(Jackson, 1988). 이에 대한 초기 연구는 시간이나 금전적 부족, 여가 참여 접근성 부족 등과 같은 유형 파약에 초점을 두었다(Searle & Jackson, 1985). 이후 Crawford & Godbey(1987)는 여가에 대한 선호가 있어도 제약 요인의 존재 여부에 따라 여가 참여 여부가 결정된다고 주장하며, 이를 내재적, 대인적, 구조적 제약 세 가지로 구분하였다. 구체적으로, 내재적 제약은 개인의 스트레스, 관심 부족, 불안, 불행 등과 같은 심리적 상태로 인해 여가 참여가 제한되는 것을 의미하며, 대인적 제약은 가족이나 친구 및 동료 등 동반자 유무와 같이 사회적 관계 조건에 따라 여가 참여 여부가 영향받는 것을 의미한다. 구조적 제약은 재정, 시간, 정보, 시설 및 프로그램 등과 같이 여가 참여에 필요한 자원의 제약을 의미한다. 결과적으로, 여가제약 상황은 여가활동 참여를 방해하여, 참여 수준이나 강도, 지속시간 등을 감소시키는 요인으로 보고되고 있다(Alexandris & Carroll, 1997; Ma et al., 2024; Shaw, 1994).

이러한 여가제약은 개인이 처한 상황이나 환경에 따라 차이가 존재한다(Godbey, Crawford & Shen, 2010). 그러나 여러 제약 상황에도 불구하고 여가활동을 지속하는 개인이 존재한다는 점은 제약 상황을 수용하기보다 이를 극복하는 측면도 있음을 시사한다(Jackson et al., 1993). 이와 같은 노력은 여가제약 협상으로 설명되는데, 여가 참여가 제약이 없는 상황에서만 이뤄지는 것이 아니라 직면한 제약을 얼마나 효과적으로 다루느냐에 달려 있음을 의미한다(Jackson et al., 1993). 다만 협상 전략은 단순히 개인적 노력뿐 아니라, 활용 가능한 자원과 수단을 포괄하는 개념으로 이해될 수 있다(Mannell & Kleiber, 1997). 이러한 맥락에서, Hubbard & Mannell(2001)과 Raymore(2002)는 제약 상황을 상쇄하여 여가 참여를 가능하게 하거나 촉진하는 자원을 조사하는 것은 중요하다고 강조하였다. 이후 여가제약 완화에 긍정적인 영향을 미칠 수 있는 대표적인 자원으로 사회적 지지(Brown et al., 2001; Ntovoli et al., 2025; Raymore, 2002)와 사회적 자본(Ma et al., 2024; Sekiguchi, Kondo & Otake-Matsuura, 2021)에 대해 후속 연구가 수행되어 왔다. 선행연구를 종합적으로 검토하면, 보유한 사회적 지지나 자본이 많을

수록 여가제약 상황을 완화하거나 대응할 수 있는 여지가 확대될 수 있다는 점을 제시하고 있다(Ntovoli et al., 2025; Sekiguchi et al., 2021). 이는 자원보존이론 관점에서, 자원 부족 상황이 여가제약에 대한 대응 및 극복 가능성을 제한하는 요인으로 작용할 수 있음을 시사한다(Hobfoll, 1989). 즉, 개인이 보유하거나 타인을 통해 확보할 수 있는 자원 수준은 여가제약과 참여간의 관계에 영향을 미치는 요인으로 작용할 가능성이 있다. 그러나 대부분의 선행연구는 여가제약 혹은 참여에 대한 사회적 지지와 자본의 직접적인 효과만 살펴보거나(Ma et al., 2024; Tercan, 2014), 사회적 지지 및 제약 정도에 따른 집단 분류를 통해 여가 참여 수준을 살펴보는 탐색적 연구에 그치고 있다(Brown et al., 2001; Ntovoli et al., 2025).

2. 여가제약과 사회적 지지

사회적 지지는 학자들을 통해 다양하게 논의되어 왔기 때문에, 하나의 개념으로 표준화되어 있지 않다(Cohen & Wills, 1985; House, 1981; Wills & Shinar, 2000). 논의에 대한 개념을 종합하면, 사회적 지지는 타인으로부터 받을 수 있는 유·무형의 실질적인 모든 도움을 총칭하며, 개인이 직면한 상황 혹은 필요에 따라 차별적인 기능과 효과를 가진다(Wills & Shinar, 2000). 대표적으로, 사회적 지지는 기능적 유형에 따라 정서적·정보적·도구적·평가적 차원으로 구분할 수 있다(House, 1981). 이 중 평가적 지지는 사회활동 맥락에서 관계 기반 자원의 중요성이 점차 부각되면서, 동반적 지지라는 독립적인 유형으로 논의되어 왔다(Wills, 1991; Wills & Shinar, 2000).

정서적 지지는 이해, 공감, 격려 등과 같은 심리적 위안을 제공받는 것을 의미한다(House, 1981; Wills & Shinar, 2000). 이는 부정적 심리 상태에 안정감을 제공함으로써 정신적 부담을 완화하는 기능을 수행한다(Cohen & Wills, 1985; Lin et al., 2014). 정보적 지지는 필요한 정보, 조언, 제안 등을 제공받는 것으로(House, 1981; Wills & Shinar, 2000), 현대사회에서는 모바일·웹 기기를 통한 정보 탐색과 공유 형태로도 확장되고 있다(Ntovoli et al., 2025). 도구적 지지는 도움이 필요할 때 타인으로부터 금전, 노동, 시간, 돌봄 등과 같은 실질적인 지원을 제공받는 것을 의미한다(House, 1981; Wills & Shinar, 2000). 마지막으로, 동반적 지지는 사회적 소속감을 느끼게 하는 문화여가, 스포츠, 사회적 활동 등을 타인과 함께하는 것을 의미하며(Wills, 1991; Wills & Shinar, 2000), 함께 활동할 수 있는 타인의 존재가

여가 참여를 유도하는 조건으로 작용할 수 있다(Ntovoli et al., 2025). 종합하면, 사회적 지지는 개인의 부담이나 어려움을 완화하는 자원으로 기능하며(Cohen & Wills, 1985), 여가제약 맥락에서도 개인이 직면한 상황을 극복하고 참여를 촉진하거나 지속시키는 조건으로 작용할 수 있다(Lin et al., 2014; Orsega-Smith et al., 2007; Raymore, 2002).

한편 사회적 지지 유형 중 일부는 그 기능이 특정 제약을 완화하는 데에만 한정되지 않는다. 대표적으로 도구적 지지는 개인이 직접 감당해야 하는 부담을 경감함으로써 심리적 안정감을 제공하기도 하며(Brown et al., 2001; Semmer et al., 2008), 나아가 이러한 심리적 여유는 사회적 정체성을 형성하게 하여 대인적 어려움을 완화하는 데에도 기여할 수 있다(Son et al., 2007). 또한 정보나 조언 등과 같은 정보적 지지는 상황에 대한 이해와 대처를 도와 심리적 부담을 완화할 수 있으며(Thoits, 2011), 이 과정에서 사회적 네트워크를 형성하여 대인적 상호작용의 기회를 넓힐 수 있다(Ntovoli et al., 2025). 동반적 지지 역시 타인과 함께하는 과정에서 소속감과 긍정적 정서를 형성하여 심리적 안녕에 기여하고, 스트레스의 부정적 영향을 완화할 수 있다(Thoits, 2011). 이처럼 일부 사회적 지지 유형들이 다기능적인 역할을 할 수 있는 가능성이 제기되고 있음에도 불구하고, 이에 대한 세부적인 논의는 여전히 제한적이다.

그러나 일각의 연구에서는 사회적 지지가 지지 유형이나 개인이 처한 상황에 따라 예상과는 다른 방향으로 작용할 수 있음을 지적한 바 있다(Boutin-Foster, 2005; Chao, 2012; Revenson et al., 1991). Revenson et al.(1991)에 따르면, 동일한 지지 제공자와의 상호작용 속에서도 긍정적 경험과 부정적 경험이 동시에 공존할 수 있으며, 수혜자의 요구에 부합하는 도움을 제공하는 것이 중요하다고 제시하였다. Boutin-Foster(2005)도 사회적 관계망 구성원들의 지지적 태도는 도움인 동시에 갈등의 원인이 될 수 있다고 주장하였다. 특히 과도한 염려와 정서적 반응, 원치 않는 조언, 실질적 수단이 결여된 정보 제공은 개인의 자율성과 심리 상태를 저해하는 요인으로 작용할 수 있다고 지적하였다. 이러한 논의는 사회적 지지가 단순한 긍정적 자원을 넘어, 개인의 심리적·행동적 반응에 복합적으로 작용할 수 있음을 제시한다.

이처럼 사회적 지지의 효과가 상황에 따라 달라질 수 있다는 점은 사회적 지지의 기능과 개인이 직면한 문제 사이의 적합성 관점에서도 설명할 수 있다. Cutrona & Russell(1990)의 최적적합모형(optimal matching model)에 따르면, 개인이 경험하는 어려움은 그 성격에 따라 서로 다른 대처 자원을 요구하며, 사회적 지지는 이러한 요구와 그 기능이 부합할 때 보다 효과적인 자

원으로 작용할 수 있다. 즉, 사회적 지지의 효과는 단순히 지지의 양이나 존재 여부에 의해 결정되는 것이 아니라, 개인이 부족하다고 느끼는 자원과 제공되는 지지가 얼마나 기능적으로 부합하는가에 따라 달라질 수 있다. 이러한 관점은 개인이 보유하거나 동원할 수 있는 자원의 부족이 제약에 대한 대응 가능성을 제한한다는 자원보존이론(Hobfoll, 1989)과도 연결된다.

이를 여가제약에 적용하면, 내재적·대인적·구조적 제약은 서로 다른 성격의 자원 결핍 또는 참여 장애를 의미하며, 이에 대응하는 사회적 지지의 기능 역시 달라질 수 있다. 예를 들어, 스트레스나 심리적 부담과 같은 내재적 제약에는 공감과 격려를 제공하는 정서적 지지가 보다 직접적인 자원으로 작용할 수 있으며, 정보적·동반적 지지 또한 상황에 대한 불확실성을 줄이거나 긍정적인 상호작용을 형성함으로써 심리적 부담을 완화할 수 있다. 외로움이나 사회적 고립 등 대인적 제약에서는 함께 활동할 관계적 자원을 제공하는 동반적 지지가 직접적인 대응 수단이 될 수 있으며, 정서적 또는 정보적 지지 역시 관계형성과 사회적 참여의 기회를 확대하는 방식으로 작용할 수 있다. 반면, 시간·재정·건강·접근성 등의 구조적 제약에는 돌봄, 시간 또는 금전과 같은 실질적인 자원을 제공하는 도구적 지지가 상대적으로 직접적인 대응 수단이 될 수 있으며, 정보적 지지도 문화여가시설이나 프로그램에 대한 정보 접근성을 높임으로써 일부 구조적 제약을 완화할 가능성이 있다.

그러나 이러한 관계가 특정 제약과 특정 지지 간의 일대일 대응을 의미하는 것은 아니다. 사회적 지지는 하나의 기능에 한정되지 않으며, 동일한 지지라도 개인이 실제로 필요로 하는 자원과 부합하지 않는 경우에는 그 효과가 제한되거나 오히려 부담으로 작용할 가능성이 있다(Cutrona & Russell, 1990; Revenson et al., 1991). 따라서 중요한 것은 사회적 지지의 절대적인 수준보다 여가제약의 성격과 사회적 지지가 제공하는 자원 사이의 기능적 적합성이라 할 수 있다. 이러한 관점에서 본 연구는 사회적 지지가 여가제약을 일률적으로 완화하는지를 검증하기보다, 내재적·대인적·구조적 제약이라는 서로 다른 상황에서 정서적·정보적·도구적·동반적 지지가 어떠한 차별적인 기능을 수행하는지를 검토하고자 한다.

종합하면, 사회적 지지는 유형에 따라 기능과 효과가 상이하며(House, 1981; Wills & Shinar, 2000), 상황에 따라 긍정적 혹은 부정적 자원으로 작용할 수 있다(Boutin-Foster, 2005; Revenson et al., 1991). 여가제약이라는 상황 역시 내재적·대인적·구조적 차원으로 구분된다는 점에서(Crawford et al., 1991), 사회적 지지의 효과는 개인이 경험하는 제약 유형에 따라 차별적으로 나타날 수 있다. 그러나 대부분의 선행연구는 사회적 지지를 단일

개념으로 다루거나 특정한 지지 유형에 한정하여 논의하고 있어, 사회적 지지의 하위 유형이 여가제약 유형에 따라 어떠한 기능을 하는지에 대한 실증연구는 여전히 부족한 실정이다(Brown et al., 2001; Chao, 2012; Ntovoli et al., 2025; Orsega-Smith et al., 2007). 따라서 본 연구는 다양한 여가제약 상황에서 사회적 지지 하위 유형이 어떠한 기능을 하는지 분석하고자 한다.

3. 중년여성과 여가제약

가족중심적 문화가 있는 한국 사회에서는 돌봄 책임이 여성에게 편중되는 경향이 있다(위예진·진현정, 2025; 한국여성정책연구원, 2021; Kim & Jin, 2024). 이 가운데서도 가족돌봄으로 인한 생활적·경제적 어려움은 후기 중년층보다 40~50대에서 상대적으로 더 높게 나타나는 양상을 보인다(한국보건사회연구원, 2022). 결국 이러한 돌봄 부담은 자신을 위한 시간 확보를 어렵게 하여 자유로운 여가활동을 제한할 가능성이 있다(Brown et al., 2001; Shaw, 1994).

실제로 서울연구원 「2025년 서울서베이」에서도 유사한 결과가 확인되었다. 시간 부족(37.14%)과 경제적 부담(31.98%)이 서울 거주 40~50대 여성의 가장 큰 여가활동 불만족 이유로 나타났다. 특히 가족돌봄을 수행하는 여성은 그 외 여성보다 시간 부족, 동반자 부재, 높은 스트레스를 응답한 비율이 각각 15.66%p, 2.20%p, 8.46%p 더 높은 것으로 나타났다(서울연구원, 2026). 이러한 결과는 가족돌봄을 수행하는 중년여성이 여러 여가제약 요인을 겪고 있으며, 돌봄을 수행하지 않는 동일 연령 여성들보다도 그 제약 수준이 높음을 보여준다.

실제로 가정 내 여러 부담이 높은 여성은 신체 활동이 줄어들고, 심리적 건강 악화와 낮은 삶의 질을 경험할 가능성이 높다(Bhan et al., 2020; Mattingly & Bianchi, 2003). Green(2012)에 따르면, 노부모와 장애 자녀를 동시에 돌보는 여성은 시간적 부담과 자원 배분의 어려움으로 복합적인 스트레스를 경험하는 것으로 나타났다. 직장 생활을 병행하는 여성 역시 남성보다 직장상사와 부모의 책임 사이에서 더 많은 갈등을 느끼고(Borelli et al., 2017), 이는 결국 스트레스로 이어지는 것으로 나타났다(안은진·남보영, 2025).

또한 중년기는 배우자와의 관계, 자녀 양육 또는 독립, 직장 생활 등에 대한 가족 및 사회적 변화가 동반되는 시기이다(Elsden et al., 2022). 흔히 문화여

가활동은 가족이나 친구 등 타인과의 관계 속에서 주로 이루어지며, 이러한 사회적 관계는 여가활동 참여를 촉진시킬 수 있다(DeLeire & Kalil, 2010). 그러나 가족에 대한 여성들의 돌봄 책임은 대인 간 상호작용의 축소로 이어지고, 나아가 사회적 관계망으로부터의 단절과 정서적 고립감을 심화시키는 요인으로 작용하기도 한다(DeLeire & Kalil, 2010; Harrington et al., 1992; Shaw, 1994).

이외에도 시간적 여유, 경제적 상황, 건강, 시설 및 정보 접근성 등은 중년 여성에게 대표적인 여가제약 요인으로 작용한다(Brown et al., 2001; Kim & Jin, 2024; Shaw, 1994). 국가데이터처(2005, 2025)에 따르면, 20년이 지난 현재에도 기혼 여성의 일평균 가사·돌봄 시간은 남성의 약 3배에 달하는 것으로 나타났다. 이는 여성이 남성보다 여가에 활용할 수 있는 시간적 여유가 제한적임을 보여준다. 재정적인 지출 역시 돌봄이 필요한 가구원에게 우선 배분됨으로써, 여가활동을 위한 경제적 자원은 자연스럽게 줄어든다(Borelli et al., 2017; Godin & Langlois, 2021). 나아가 중년기는 건강의 변화가 동반되는 시기이기 때문에(Elsden et al., 2022), 여가에 활용할 수 있는 에너지에 대한 부담(Brown et al., 2001; Green, 2012), 여가를 쉽게 접할 수 있는 환경적 접근성이 중요한 요인으로 작용한다(Searle & Jackson, 1985; Shaw, 1994).

종합하면, 가족돌봄을 수행하는 중년여성에게 내재적·대인적·구조적 제약 상황은 복합적으로 작용할 수 있으며, 이는 문화여가활동 가능성을 저해하는 요인으로 작용할 수 있다. 이러한 맥락에서, 앞서 논의한 정서적, 정보적, 도구적, 동반적 지지로 구성된 사회적 지지는 다양한 차원의 여가제약과 밀접하게 연관되며, 여가 참여에 영향을 미칠 수 있는 중요한 요인으로 고려될 필요가 있다.

4. 연구 가설

전술한 바와 같이, 중년기의 여성은 가족 및 사회적 변화가 동반되는 시기로 가사와 돌봄, 직장과 가족 역할의 병행 등으로 인해 여가활동에 제약을 경험할 가능성이 높다(Borelli et al., 2017; Green, 2012). 이러한 부담은 심리적 스트레스와 시간·경제적 자원 등의 제약으로 이어져 문화여가활동을 제한하는 요인으로 작용한다(Godin & Langlois, 2021; Green, 2012). 또한 가족 중심의 생활은 대인적 상호작용을 축소시켜 여가 참여를 더욱 저해할 수

있다(DeLeire & Kalil, 2010; Harrington et al., 1992; Shaw, 1994). 이처럼 중년여성의 여가 참여는 내재적, 대인적, 구조적 제약이 복합적으로 작용하는 맥락에서 이해될 필요가 있으며, 이러한 제약은 문화여가 참여를 감소시키는 방향으로 작용할 것으로 예상된다. 따라서 본 연구는 여가제약이 문화예술 관람 활동에 미치는 영향을 하위 차원별로 구분하여 검증하고자 하며, 다음과 같은 가설을 설정하였다.

H1. 여가제약은 문화여가 참여 수준을 감소시킬 것이다.

- H1-1. 내재적 제약은 문화여가 참여 수준을 감소시킬 것이다.
- H1-2. 대인적 제약은 문화여가 참여 수준을 감소시킬 것이다.
- H1-3. 구조적 제약은 문화여가 참여 수준을 감소시킬 것이다.

사회적 지지는 개인이 직면한 상황에 대응하기 위해 활용할 수 있는 외부 자원으로 기능하지만(Cohen & Wills, 1985), 그 효과는 개인이 경험하는 제약의 성격과 제공되는 지지의 기능이 얼마나 부합하는가에 따라 달라질 수 있다(Cutrona & Russell, 1990). 내재적 제약은 심리적 부담과 관련된다는 점에서 정서적 지지가 보다 직접적으로 대응할 수 있으며, 대인적 제약은 관계 및 동반자원의 부족이라는 점에서 동반적 지지와 밀접하게 연결될 수 있다. 또한 시간·재정·건강·접근성과 관련된 구조적 제약에는 실질적 자원을 제공하는 도구적 지지가 보다 직접적인 대응 수단이 될 수 있다. 다만 각 사회적 지지는 복수의 기능을 수행할 수 있으며, 지지가 개인의 실제 요구와 부합하지 않는 경우 그 효과가 제한되거나 부정적으로 작용할 가능성도 있다(Boutin-Foster, 2005; Revenson et al., 1991). 따라서 본 연구는 특정 지지가 모든 여가제약을 동일하게 완화한다고 전제하기보다, 여가제약의 유형에 따라 사회적 지지의 기능적 적합성과 영향력이 서로 다르게 나타나는지를 검증하고자 한다.

H2. 사회적 지지는 문화여가 참여에 영향을 미칠 것이며, 그 영향의 정도는 사회적 지지 유형별로 다르게 나타날 것이다.

H3. 사회적 지지는 여가제약과 문화여가 참여 수준 관계에서 조절효과를 가질 것이며, 효과의 정도는 사회적 지지 유형별로 다르게 나타날 것이다.

- H3-1. 사회적 지지는 내재적 제약과 문화여가 참여 수준 관계에서

조절효과를 가질 것이며, 효과의 정도는 사회적 지지 유형별로 다르게 나타날 것이다.

H3-2. 사회적 지지는 대인적 제약과 문화여가 참여 수준 관계에서 조절효과를 가질 것이며, 효과의 정도는 사회적 지지 유형별로 다르게 나타날 것이다.

H3-3. 사회적 지지는 구조적 제약과 문화여가 참여 수준 관계에서 조절효과를 가질 것이며, 효과의 정도는 사회적 지지 유형별로 다르게 나타날 것이다.

Ⅲ. 연구방법

1. 연구자료

본 연구에서는 서울연구원에서 제공하는 「2025 서울서베이」 자료를 활용하였다. 서울서베이는 서울 시민의 삶의 질과 사회적 관심사, 가치관 등의 변화를 파악하기 위해 2003년부터 매년 실시되는 조사로, 가구 내 돌봄과 문화여가 참여 현황 등을 포함하고 있다. 본 연구는 조사된 2만 가구(만 15세 이상 가구원 포함, 총 34,184명) 중 가구주 또는 가구원 응답자가 중년여성 40-59세에 해당하면서 가족돌봄(자녀 양육 또는 65세 이상 가족 부양)을 수행 중이라고 응답한 2,160명을 분석 대상으로 하였다. 이는 중년층 중에서도 상대적으로 가족돌봄에 따른 어려움이 크다고 응답한 연령을 고려한 것이다(한국보건사회연구원, 2022). 통계적 분석은 Stata 17.0을 활용하여 수행하였다.

2. 연구 모형

본 연구의 종속변수인 문화예술 활동은 지난 1년 동안의 관람 횟수를 나타내는 가산자료(count data)로, 이러한 경우 일반적으로 포아송모형(poisson model) 혹은 음이항모형(negative binomial model)이 고려될 수 있다. 이때 포아송모형은 평균과 분산이 동일하다는 동일산포(equidispersion) 가정을 전제하지만, 음이항모형은 이러한 가정을 완화하여 과산포(overdispersion)를 허용한다(Cameron & Trivedi, 2005).

문화예술 관람 활동은 개인의 여건과 노력에 따라 참여 수준의 차이가 나타날 수 있다. 실제 조사대상자의 참여 수준 역시 차이를 보였는데, 전체 관측값의 약 26.34%는 지난 1년 동안 온·오프라인을 포함하여 문화예술 관람을 전혀 하지 않은 것으로 나타났다. 또한 관람 횟수의 평균(5.24)보다 분산(41.79)이 약 7.98배 높아 과산포 상태가 확인되었다. 따라서 본 연구에서는 이러한 분포 특성을 고려하여 포아송모형보다 음이항모형이 적합하다고 판단하였다.

나아가 문화여가활동 결정은 일반적으로 참여 여부를 먼저 결정한 이후 실제 참여 수준을 결정하는 경향을 보인다. 특히 문화예술 관람 활동에 대한 의사결정을 명확히 이해하기 위해서는 관람 횟수뿐 아니라 참여 여부 역시 검토할 필요가 있다(Borgonovi, 2004; Cameron & Trivedi, 2005). 이러한 맥락에서, 가족돌봄을 수행하는 중년여성의 문화예술 관람 역시 여가제약 상황에서 활동에 참여할 것인지 여부와 실제 참여 수준이 서로 다른 과정으로 나타날 가능성이 있다. 단계적인 의사결정과정을 반영하는 모형으로는 Type II Tobit model(Amemiya, 1984)과 Heckman 2 stage model(Heckman, 1979) 등이 있다. 토빗모형은 참여 여부와 참여 수준이 동일한 과정에 의해 결정된다고 가정하며, 영(0)을 검열(censored)된 값으로 처리한다(Cameron & Trivedi, 2005). 또한 헤크만모형은 표본선택편의 보정을 목적으로 하며, 비참여 집단을 참여 수준 분석에서 제외한다(Heckman, 1979). 반면 본 연구의 문화예술 비참여 응답 영(0)은 실제 관측된 비참여 응답에 해당한다. 따라서 참여 여부와 참여 수준을 구분하면서 실제 영(0)을 반영할 수 있는 허들모형(hurdle model)이 보다 적합하다고 판단된다(Cameron & Trivedi, 2005; Mullahy, 1986).

이에 본 연구는 내재적·대인적·구조적 여가제약과 사회적 지지 하위 유형을 동시에 포함한 허들음이항모형(hurdle negative binomial model)을 기본모형으로 설정하였으며, 이를 적용한 전체 확률구조는 식 (1)과 같이 표현할 수 있다.

$$\Pr(Y_i = y_i) = \begin{cases} f_1(0) & \text{if } y_i = 0 \\ \frac{1 - f_1(0)}{1 - f_2(0)} f_2(y_i) & \text{if } y_i \geq 1 \end{cases} \quad (1)$$

여기서 Y_i 는 조사대상자 i 의 문화예술 관람횟수이며, $f_1(\cdot)$ 은 문화예술 관람 여부를 결정하는 1단계 확률분포를 나타낸다. 이때 관람 참여 여부는 참여를 1, 비참여를 영(0)으로 코딩하였다. 이때 i 번째 관측치의 비참여확률

$f_1(0)$ 은 ϕ_i 로 정의된다. 따라서 참여확률은 $p_i = 1 - \phi_i$ 로 정의하며, 이는 영(0)에서 1 사이의 값을 갖는다.

1단계를 통과한 응답자의 참여 횟수는 2단계에서 음이항 확률분포 함수 $f_2(\cdot)$ 를 통해 추정한다. 이때 $f_2(\cdot)$ 는 i 번째 조사대상자의 2단계 문화예술 관람 횟수에 대한 평균 모수인 μ_i 와 산포 모수가 α 를 갖는 음이항 분포이다(식 2). 본 연구에서는 해당 분포에 영절단(zero-truncated)을 적용하여 양(+)의 관람 횟수만을 반영한다.

$$\Pr(Y_i = y_i) = \frac{\Gamma(y_i + \alpha^{-1})}{\Gamma(\alpha^{-1})\Gamma(y_i + 1)} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \mu_i} \right)^{\alpha^{-1}} \left(\frac{\mu_i}{\alpha^{-1} + \mu_i} \right)^{y_i} \quad \text{if } y_i \geq 0 \quad (2)$$

따라서 음이항허들모형을 따르는 문화예술 관람횟수 Y_i 의 확률질량함수(Probability mass function, PMF)는 다음 식 (3)과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} P(Y_i = 0) &= \phi_i \\ P(Y_i = y_i) &= \left(\frac{1 - \phi_i}{1 - \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \mu_i} \right)^{\alpha^{-1}}} \right) \frac{\Gamma(y_i + \alpha^{-1})}{\Gamma(\alpha^{-1})\Gamma(y_i + 1)} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \mu_i} \right)^{\alpha^{-1}} \left(\frac{\mu_i}{\alpha^{-1} + \mu_i} \right)^{y_i} \quad \text{if } y_i \geq 1 \end{aligned} \quad (3)$$

이를 바탕으로, 본 연구에서는 여가제약(LC_i), 사회적 지지(SS_i) 및 인구통계학적 변수(DM_i)가 문화예술 관람 참여확률 p_i 와 기대 관람횟수 모수 μ_i 에 미치는 영향을 확인하기 위한 회귀모형을 설정하였다. 이를 위해 1단계에서는 로짓연결함수를, 2단계에서는 로그연결함수를 적용하였으며, 구체적인 모형은 식 (4)와 같다.

1단계 문화예술 관람 참여 여부

$$\log\left(\frac{p_i}{1 - p_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 LC_i + \beta_2 SS_i + \beta_3 DM_{1,i} \quad (4)$$

2단계 문화예술 관람 횟수

$$\log(\mu_i) = \beta_0 + \beta_1 LC_i + \beta_2 SS_i + \beta_3 DM_{2,i}$$

여기서 LC_i 는 내재적 제약(LCI_i), 대인적 제약(LCP_i), 구조적 제약(LCS_i)으로 구성된 여가제약 벡터를 의미한다. SS_i 는 정서적 지지(SSE_i), 정보적 지지(SSI_i), 도구적 지지(SST_i), 동반적 지지(SSC_i)를 포함한 사회적 지지 벡터를 나타낸다. 인구통계학적 변수의 경우 1단계에서 $DM_{1,i}$ 는 연령, 학력, 가구 규모, 월평균 가구소득을 포함하며, 2단계에서 $DM_{2,i}$ 는 $DM_{1,i}$ 변수에 맞벌이 여부를 추가하여 구성하였다. 분석은 세 변수군을 순차적으로 투입하는 위계적 방식으로 실시하였다. 이는 개인이 여가제약에 직면한 이후 이를 극복하기 위한 협상을 시도하며, 사회적 지지가 그 과정에서 협상 자원으로 기능할 수 있다는 이론적 논의에 근거하였다. 즉, 사회적 지지 변수군의 포함 유무에 따른 변화를 함께 확인하고자 함이다.

추가적으로, 본 연구는 여가제약과 문화여가 참여 간 관계에서 사회적 지지의 조절효과를 분석하였다. 이때 상호작용항 과다 투입에 따른 모형 해석 복잡성 문제를 고려하여, 주모형인 식 (4)에 하나의 여가제약 유형과 네 가지 사회적 지지를 각각 평균중심화해 만든 상호작용항($LC_{k,i} \times SS_i$)을 추가하였다. 이에 조절효과 분석은 여가제약 유형을 달리한 세 개의 모형을 각각 추정하였다(식 5).

1단계 문화예술 관람 참여 여부

$$\log\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 LC_i + \beta_2 SS_i + \beta_3 (LC_{k,i} \times SS_i) + \beta_4 DM_{1,i} \quad (5)$$

2단계 문화예술 관람 횟수

$$\log(\mu_i) = \beta_0 + \beta_1 LC_i + \beta_2 SS_i + \beta_3 (LC_{k,i} \times SS_i) + \beta_4 DM_{2,i}$$

위 모형에서 $LC_{k,i}$ 는 k 에 따라 내재적·대인적·구조적 제약을 구분한다.

3. 측정도구

본 연구에서 문화여가활동은 지난 1년 동안 온·오프라인으로 참여한 문화예술 관람으로, 항목은 공연(전통예술, 음악 및 무용, 연극, 영화, 대중), 전시 및 박물관, 문학행사 8가지를 포함한다. 본 연구는 관람 수준 측정을 위해 비용 대신 참여 빈도를 활용하였다. 이는 지출 규모가 크다고 참여 빈도가 반드시

시 높다고 할 수 없으며, 반대로 총지출이 낮아도 빈도는 높을 수 있기 때문이다. 지출 규모는 여가제약의 영향을 과대 또는 과소 추정할 가능성이 있다. 이에 여가제약 연구에서도 참여 빈도, 강도, 시간 등을 주요 지표로 활용해 왔다 (Alexandris & Carroll, 1997; Hubbard & Mannell, 2001; Ma et al., 2024; Orsega-Smith et al., 2007).

설명변수 중 여가제약은 내재적 제약, 대인적 제약, 구조적 제약으로 구분하였으며, 값이 높을수록 제약 수준이 높도록 재구성하였다. 먼저, 내재적 제약은 지난 2주간 일상생활 내 스트레스 수준에 관한 단일 문항을 활용하였으며, 대인적 제약은 사회적 고립과 관계적 어려움을 반영하는 외로움 관련 5개 문항을 평균화하여 활용하였다. 구조적 제약은 시간, 재정, 건강, 접근성의 네 차원으로 구성하였으며, 문항 간 척도 차이를 고려하여 제약 여부를 기준으로 재구성한 뒤 통합 지표로 산출하였다. 각 차원에서 제약이 있는 경우를 1로 코딩하여 합산하였으며, 점수가 높을수록 구조적 제약 수준이 높은 것을 의미한다. 시간은 여가시간 충분 여부를 역코딩하였고, 재정과 건강은 주관적 상태 평가(0-10점)를 이분화하였다. 이때 척도의 중간값인 5점(보통)을 기준으로 0-4점은 제약 상태, 5-10점은 비제약 상태로 구분하여 제약의 강도보다 제약 여부를 반영하고자 하였다. 접근성은 서울연구원(2023)에서 제시한 권역별 문화여가시설 분포 기준에 따라 동북·서북·서남권을 비중심지, 도심·동남권을 중심으로 구분하였다.

설명변수 및 조절변수로 함께 활용되는 사회적 지지는 다음과 같다. 정서적 지지는 가족 간 대화 및 상의 빈도와 관련된 3개 문항을 활용하였으며, 이는 가족 내 의사소통과 문제 공유 경험이 정서적 안녕감과 연관된다는 논의에 기반하였다(An et al., 2024). 정보적 지지는 모바일 기반 소통·정보 활용 역량을 측정하는 4개 문항을 활용하였는데, 이는 현대사회에서 정보 교환과 획득이 디지털 관계망을 중심으로 이루어진다는 점을 고려하였다. 이때 정서적 지지와 정보적 지지는 각각 해당 문항의 평균값으로 산출하였다. 도구적 지지는 금전 지원, 질병, 돌봄 상황에서 도움을 받을 수 있는지 여부를 묻는 3개 문항의 응답을 합산하여 산출하였다. 동반적 지지는 함께 활동할 수 있는 사회적 관계 자원을 의미하며, 친목모임, 동호회, 온라인 커뮤니티, 자원봉사, 종교단체 등의 참여 여부에 대한 복수응답 개수를 합산하여 구성하였다. 사회적 지지 변수는 점수가 높을수록 해당 자원의 수준이 높은 것을 의미한다. 통제변수로는 연령, 학력, 가구 규모, 가구소득, 맞벌이 여부를 포함하였으며, 각 측정 변수별 최종 세부 내용은 다음 <표 1>에 제시되어 있다.

〈표 1〉 변수 및 측정도구

구분			1단계	2단계
종속 변수	온오프라인 문화예술 관람 참여 빈도(연간)		참여 여부 (① 0회 ② 1회 이상)	참여 횟수
설명 변수	여가 제약	내재	스트레스 수준 (5점 척도)	
		대인	사회적 고립 및 관계적 어려움 수준 (5점 척도)	
		구조	시간	여가시간 충분 여부 (① 충분하지 않음 ② 충분함)
			재정	재정 상태 (① 제약 ② 비제약)
			건강	건강 상태 (① 제약 ② 비제약)
		접근성	① 문화여가시설 비중심지 거주 (동북, 서북, 서남) ② 문화여가시설 중심지 거주 (도심, 동남)	
설명 · 조절 변수	사회적 지지	정서	가족 간 의사소통 (4점 척도)	
		정보	모바일을 활용한 정보 접근 역량 (4점 척도)	
		도구	아플 때, 자녀 돌봄, 금전 대여 가능 여부 (개수)	
		동반	사회적 모임 또는 단체 활동 참여 (개수)	
통제 변수	연령		만 나이	
	학력		① 고등학교 이하 ② 대학교 이하 ③ 대학원 이상	
	가구 규모		가구원 수	
	월평균 가구소득		① 50만 원 미만 - ② 1,000만 원 이상	
	맞벌이 여부		-	① 아님 ② 맞음

IV. 연구 결과

1. 인구통계학적 특성

분석 대상자의 인구통계학적 특성은 〈표 2〉에 제시된 바와 같다. 연령은 40대가 1,788명(82.78%)으로 대부분을 차지하였으며, 학력은 대학교 이하(82.41%)가 가장 높은 비중을 보였다. 가구 규모는 3인 가구가 1,191명(55.14%)으로 가장 많았고, 가구 월평균 소득은 500-750만 원 미만이 1,182명(54.72%)으로 절반 이상의 비중을 차지하였다. 맞벌이 가구는 전체의 59.54%로 비맞벌이 가구보다 많게 나타났다. 또한 돌봄을 수행하는 유형은 자녀가 87.73%, 65세 이상 가족은 17.36%로 나타났다.

〈표 2〉 인구통계 특성

(단위: N, %)

구분		빈도	비율	구분		빈도	비율
연령	40대	1,788	82.78	가구 월소득	250만 원 미만	12	0.56
	50대	372	17.22		250-500만 원 미만	437	20.23
학력	고등학교 이하	361	16.71		500-750만 원 미만	1,182	54.72
	대학교 이하	1,780	82.41		750-1,000만 원 미만	448	20.74
	대학원 이상	19	0.88		1,000만 원 이상	81	3.75
가구 규모	1인	61	2.82	자녀 돌봄	없음	265	12.27
	2인	153	7.08		있음	1,895	87.73
	3인	1,191	55.14	65세 이상 돌봄	없음	1,785	82.64
	4인 이상	755	34.95		있음	375	17.36
맞벌이 여부	아님	874	40.46	합계		2,160	100.00
	맞음	1,286	59.54				

주: 1. 학력 중 대학교 이하는 4년제 이상과 전문대 졸업을 포함함
2. 가구 월소득은 지난 1년(2024.08.16.-2025.08.15.) 동안 가구 구성원 전체의 세금공제 이전 소득을 합산한 월평균임

2. 분석 결과

모형 추정에 앞서 모형 적합도를 비교하기 위해 허들음이항모형과 일반 음이항모형의 AIC(Akaike Information Criterion), BIC(Bayesian Information Criterion), 로그우도(Log likelihood)를 비교하였다. AIC와 BIC는 값이 낮을수록 모델 적합도가 더 우수한 것으로 평가된다(Long, 1997). 두 가지 모형의 비교 결과, 허들음이항모형은 모든 단계에서 일반 음이항모형보다 우수한 적합도를 보였다(〈표 3〉). 또한, 변수군을 추가할수록 일부 설명변수의 통계적 유의성이 달라지고, Model 1-1 대비 Model 1-3의 AIC·BIC 값은 각각 199.29와 102.77 감소하는 모습을 보였다. 여가제약 유형별 사회적 지지의 조절효과에서도 모든 경우에서 허들음이항모형이 일반 음이항모형보다 낮은 AIC·BIC 값이 나타났다. 따라서 본 연구는 영(0)의 발생 과정과 참여 수준을 분리하여 설명할 수 있는 허들음이항모형을 분석모형으로 채택하였다.

〈표 3〉 모형 적합도 비교

구분	Model 1			Model 2		
	Model 1-1	Model 1-2	Model 1-3	Model 2-1	Model 2-2	Model 2-3
AIC	11,639.95	11,501.94	11,440.66	11,749.28	11,643.82	11,596.86
BIC	11,691.06	11,598.46	11,588.29	11,777.67	11,694.92	11,676.35
Log likelihood	-5,810.98	-5,733.97	-5,694.33	-5,869.64	-5,812.91	-5,784.43

첫 번째로 주 연구모형의 여가제약, 사회적 지지, 문화예술 관람 참여 간의 관계에 대한 분석 결과는 〈표 4〉에 제시되어 있다. 이에 대해 최종모형인 Model 1-3을 중심으로 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 1단계(문화예술 관람 참여 여부)에서는 여가제약 중 내재적 제약만 유의수준 5%에서 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 내재적 스트레스 강도가 1단 위씩 증가할 때마다 문화예술 관람에 대하여 참여할 오즈(참여확률/비참여확률)는 $\exp(.124)=1.132$ 배 증가하는 것을 의미한다. 반면 대인적 제약과 구조적 제약은 유의하지 않게 나타났다.

사회적 지지에서는 정보적·도구적·동반적 지지가 참여 여부에 정(+)적인 영향을 미쳤으며($p < .01$), 참여 오즈는 각각 $\exp(.645)=1.907$ 배, $\exp(.209)=1.233$ 배, $\exp(.343)=1.409$ 배 증가하는 것으로 나타났다. 정서적 지지는 유의하지 않았다.

2단계(문화예술 관람 참여 수준)에서 여가제약은 내재적 제약이 정(+)의 방향으로, 구조적 제약이 부(-)의 영향으로 통계적으로 유의하게 나타났다($p < .01$). 다른 변수를 통제했을 때, 내재적 제약이 1점 증가할수록 문화예술 관람 경험이 있는 응답자에서 기대 관람횟수가 $\exp(.093)=1.098$ 배 증가하고, 구조적 제약은 높아질수록 $\exp(-.113)=0.893$ 배로 감소하는 것을 알 수 있다. 한편 대인적 제약은 유의하지 않게 나타났다.

사회적 지지에서는 정보적·동반적 지지가 유의수준 1%에서, 도구적 지지가 5%에서 참여 수준에 정(+)의 영향을 미쳤다. 그 영향은 정보적·동반적·도구적 지지 순으로 크게 나타났으며, 각 지지가 한 단위씩 증가할 때마다 기대 관람 횟수가 각각 $\exp(.239)=1.270$ 배, $\exp(.104)=1.109$ 배, $\exp(.064)=1.067$ 배 높아지는 것으로 확인되었다. 반면 정서적 지지는 부(-)의 영향을 미쳐($p < .05$), 오히려 기대 관람횟수가 $\exp(-.095)=0.909$ 배 낮아지는 것으로 확인되었다.

〈표 4〉 위계적 허들음이항모형 분석 결과

변수		Model 1-1		Model 1-2		Model 1-3	
		1단계	2단계	1단계	2단계	1단계	2단계
		β (S.E.)	β (S.E.)	β (S.E.)	β (S.E.)	β (S.E.)	β (S.E.)
여가 제약	내재	.151*** (.053)	.131*** (.028)	.124** (.055)	.113*** (.029)	.124** (.055)	.093*** (.029)
	대인	-.167*** (.062)	-.066** (.032)	-.058 (.069)	-.005 (.034)	-.048 (.070)	.016 (.034)
	구조	.114* (.064)	-.096*** (.033)	.087 (.063)	-.103*** (.033)	.087 (.064)	-.113*** (.034)
사회적 지지	정서	-	-	.104 (.092)	-.096** (.047)	.078 (.092)	-.095** (.046)
	정보	-	-	.648*** (.104)	.283*** (.075)	.645*** (.106)	.239*** (.077)
	도구	-	-	.235*** (.06)	.098*** (.029)	.209*** (.061)	.064** (.029)
	동반	-	-	.312*** (.068)	.121*** (.033)	.343*** (.069)	.104*** (.034)
통제	연령	-	-	-	-	-.008 (.012)	-.029*** (.007)
	학력	-	-	-	-	.081 (.144)	-.015 (.085)
	가구 규모	-	-	-	-	.267*** (.075)	.016 (.042)
	가구 소득	-	-	-	-	-.019 (.016)	.022** (.010)
	맞벌이	-	-	-	-	-	.193*** (.068)
	상수항	.744*** (.219)	1.699*** (.114)	-2.809*** (.492)	.477 (.345)	-3.117*** (.895)	1.630*** (.522)
Log-psLL		-5,694.33					
Wald χ^2		154.17***					

주: 1. *** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

2. 1단계(N=2,160)는 전체 표본의 문화예술 관람 참여 여부를, 2단계(N=1,591)는 관람 경험에 있는 응답자(1회 이상)의 참여 수준을 분석한 결과임

3. 맞벌이의 기준항은 맞벌이 아님(0)

다음으로, 여가제약과 문화예술 관람 활동 관계에서 여가제약 유형에 따른 사회적 지지의 조절효과를 분석하였다. 먼저, 내재적 제약은 1단계와 2단계에서 모두 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다(〈표 5〉). 구체적으로,

그 강도가 1씩 높아질수록 문화예술 관람에 참여할 오즈(참여확률/비참여확률)는 $\exp(.132)=1.141$ 배($p < .05$), 기대 관람횟수는 $\exp(.101)=1.107$ 배($p < .01$) 높아지는 것을 알 수 있다. 구조적 제약은 참여 여부에는 유의한 영향을 미치지 않지만, 참여를 결정한 이후에는 제약이 강할수록 기대 참여횟수가 $\exp(-.110)=0.896$ 배($p < .01$)로 낮아지는 것으로 확인되었다. 한편 대인적 제약은 두 단계 모두 유의하지 않게 나타났다.

사회적 지지 유형별 분석 결과, 1단계에서 정서적 지지는 통계적으로 유의하지 않았지만, 이를 제외한 다른 지지 요인은 정(+)의 영향으로 유의한 모습이었다($p < .01$). 문화예술 관람에 대하여 참여 오즈는 정보적 지지가 $\exp(.641)=1.898$ 배, 동반적 지지가 $\exp(.350)=1.420$ 배, 도구적 지지가 $\exp(.202)=1.224$ 배 순으로 참여 가능성을 높였다. 2단계에서는 1단계와 동일한 순으로 정보적·동반적·도구적 지지가 한 단위씩 증가할수록 문화예술 기대 관람횟수 수준을 높이는 반면, 정서적 지지($\exp(-.108)=0.898$, $p < .05$)는 오히려 낮추는 것으로 나타났다.

내재적 여가제약과 사회적 지지 간 조절효과의 경우, 정보적 지지와 동반적 지지에서 2단계에 한하여 유의한 것으로 확인되었다. 이에 정보적 지지와 동반적 지지가 높아질수록 내재적 제약이 기대 참여횟수에 미치는 영향은 각각 $\exp(-.130)=0.878$ 배($p < .10$), $\exp(-.071)=0.932$ 배($p < .05$)로 약화되는 것으로 나타났다.

〈표 5〉 내재적 제약과 사회적 지지의 조절효과 분석 결과

변수		1단계			2단계		
		β	S.E.	$\exp(\beta)$	β	S.E.	$\exp(\beta)$
여가 제약	내재	.132**	.058	1.141	.101***	.030	1.107
	대인	-.048	.070	.953	.017	.034	1.017
	구조	.083	.064	1.087	-.110***	.034	.896
사회적 지지	정서	.073	.092	1.076	-.108**	.045	.898
	정보	.641***	.106	1.898	.263***	.071	1.301
	도구	.202***	.063	1.224	.060**	.030	1.062
	동반	.350***	.070	1.420	.116***	.033	1.124
여가 제약 × 사회적 지지	내재×정서	-.060	.093	.941	.016	.049	1.016
	내재×정보	.036	.107	1.037	-.130*	.070	.878
	내재×도구	-.028	.063	.972	-.018	.031	.982
	내재×동반	.078	.072	1.081	-.071**	.034	.932

변수		1단계			2단계		
		β	S.E.	$\exp(\beta)$	β	S.E.	$\exp(\beta)$
통제	연령	-.008	.012	.992	-.029***	.007	.972
	학력	.080	.144	1.083	-.007	.083	.993
	가구 규모	.266***	.075	1.304	.023	.040	1.023
	가구소득	-.019	.017	.981	.021**	.009	1.021
	맞벌이	-	-	-	.200***	.067	1.221
상수항		-3.116***	.900	.044	1.498***	.503	4.472
AIC		11,444.79					
BIC		11,637.83					
Log-psLL		-5,688.39					
Wald χ^2		176.67***					

주: 1. *** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

2. 1단계(N=2,160)는 전체 표본의 문화예술 관람 참여 여부를, 2단계(N=1,591)는 관람 경험에 있는 응답자(1회 이상)의 참여 수준을 분석한 결과임

3. 맞벌이의 기준항은 맞벌이 아님(0)

대인적 제약과 구조적 제약에 있어서 사회적 지지의 조절효과에 대한 분석 결과는 각각 <표 6>과 <표 7>에 제시되어 있다. 두 모형에서 각 요인의 계수 크기와 유의수준에는 다소 차이가 있었으나, 통계적 유의 여부와 영향 방향은 앞선 내재적 제약 모형과 동일하게 나타났다. 내재적 제약은 문화여가 참여 여부와 참여 수준 모두에서 정(+)적 영향을 보인 반면, 구조적 제약은 참여 수준에서만 부(-)적 영향을 나타냈고, 대인적 제약은 모두 유의하지 않았다. 사회적 지지에서는 정보적·동반적·도구적 지지가 두 단계 모두에서 정(+)적 영향을 보인 반면, 정서적 지지는 참여 수준에서만 부(-)적 영향을 보였다.

한편 사회적 지지의 조절효과는 제약 유형에 따라 상이한 모습을 보였다. 두 모형 모두 2단계 문화예술 관람 참여 수준에 한정하여 유의하게 나타났다. 대인적 제약과의 상호작용에서는 정보적·도구적 지지가 유의수준 1%에서, 동반적 지지가 5%에서 통계적으로 유의하였으나, 정서적 지지는 유의하지 않게 나타났다. 이 가운데 도구적 지지는 정(+)적으로, 정보와 동반적 지지는 부(-)적인 조절효과를 보였다. 따라서 도구적 지지는 대인적 제약이 한 단위씩 증가할수록 기대 관람횟수에 미칠 수 있는 부정적 영향을 완화하는 방향으로 작용한 반면($\exp(.146)=1.157$), 정보적 지지($\exp(-.384)=0.681$)와 동반적 지지($\exp(-.102)=0.903$)는 오히려 제약과 참여 수준 간 부정적 관계를 강화하는 방향으로 나타났다. 한편 구조적 제약과의 상호작용에서는 정서적 지지만 부(-)의 조절효과를 보였다($p < .05$). 이는 정서적 지지가 높아질수록 구조적 제

약이 기대 관람횟수에 미치는 영향은 $\exp(-.139)=0.870$ 배로 추가 감소하여, 부정적 영향을 완화하지 못하고 참여 수준을 더욱 낮추는 것으로 해석할 수 있다.

〈표 6〉 대인적 제약과 사회적 지지의 조절효과 분석 결과

변수		1단계			2단계		
		β	S.E.	$\exp(\beta)$	β	S.E.	$\exp(\beta)$
여가 제약	내재	.122**	.056	1.130	.082***	.029	1.085
	대인	-.027	.073	.973	.032	.038	1.033
	구조	.081	.064	1.085	-.117***	.034	.889
사회적 지지	정서	.110	.097	1.116	-.097**	.045	.908
	정보	.659***	.106	1.933	.255***	.077	1.290
	도구	.201***	.062	1.223	.072**	.029	1.074
	동반	.341***	.070	1.406	.097***	.032	1.101
여가 제약 × 사회적 지지	대인×정서	-.164	.118	.848	.016	.052	1.016
	대인×정보	-.153	.142	.858	-.384***	.087	.681
	대인×도구	.102	.074	1.107	.146***	.033	1.157
	대인×동반	.028	.090	1.028	-.102**	.040	.903
통제	연령	-.007	.012	.993	-.025***	.007	.975
	학력	.088	.145	1.092	-.012	.083	.989
	가구 규모	.271***	.075	1.312	.006	.042	1.006
	가구소득	-.019	.016	.981	.020**	.010	1.020
	맞벌이	-	-	-	.201***	.067	1.223
상수항		-3.311***	.904	.036	1.432***	.523	4.189
AIC		11,405.03					
BIC		11,598.08					
Log-psLL		-5,668.52					
Wald x2		215.26***					

주: 1. *** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

2. 1단계(N=2,160)는 전체 표본의 문화예술 관람 참여 여부를, 2단계(N=1,591)는 관람 경험에 있는 응답자(1회 이상)의 참여 수준을 분석한 결과임

3. 맞벌이의 기준항은 맞벌이 아님(0)

〈표 7〉 구조적 제약과 사회적 지지의 조절효과 분석 결과

변수		1단계			2단계		
		β	S.E.	$\exp(\beta)$	β	S.E.	$\exp(\beta)$
여가 제약	내재	.125**	.056	1.134	.097***	.029	1.102
	대인	-.047	.070	.954	.007	.034	1.007
	구조	.066	.068	1.068	-.114***	.034	.893
사회적 지지	정서	.081	.092	1.084	-.086*	.047	.918
	정보	.654***	.106	1.924	.235***	.076	1.265
	도구	.218***	.062	1.243	.063**	.029	1.065
	동반	.343***	.070	1.409	.106***	.034	1.111
여가 제약 × 사회적 지지	구조×정서	.102	.116	1.107	-.139**	.058	.870
	구조×정보	-.177	.117	.838	.022	.076	1.022
	구조×도구	.046	.066	1.047	-.024	.030	.976
	구조×동반	-.105	.078	.900	-.039	.035	.962
통제	연령	-.009	.012	.991	-.029***	.007	.972
	학력	.090	.145	1.094	-.013	.084	.987
	가구 규모	.264***	.075	1.302	.016	.043	1.016
	가구소득	-.021	.017	.979	.021**	.009	1.021
	맞벌이	-	-	-	.187***	.067	1.205
상수항		-3.073***	.895	.046	1.631***	.519	5.109
AIC		11,443.79					
BIC		11,636.84					
Log-psLL		-5,687.90					
Wald x2		175.09***					

주: 1. *** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

2. 1단계(N=2,160)는 전체 표본의 문화예술 관람 참여 여부를, 2단계(N=1,591)는 관람 경험에 있는 응답자(1회 이상)의 참여 수준을 분석한 결과임

3. 맞벌이의 기준항은 맞벌이 아님(0)

분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 문화예술 활동에 있어서 여가제약 상황은 참여를 제한하는 진입장벽이라기보다, 참여 이후 얼마나 지속되고 반복될 수 있는지를 결정하는 요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 특히 구조적 제약은 참여 이후 활동 수준을 제한하는 경향을 보인 반면, 내재적 제약은 오히려 참여와 활동 수준을 높이는 것으로 확인되었다. 대인적 제약은 참여와 참여 수준 모두에서 유의한 영향을 보이지 않았다. 이에 첫 번째 가설에서 H1-3은 채택, H1-1과 H1-2는 기각되었다.

둘째, 사회적 지지와 문화예술 관람 관계에서 정보적·도구적·동반적 지지는 참여와 참여 수준을 모두 높이는 반면, 정서적 지지는 참여 수준을 감소시켰다. 이는 문화예술 활동에서 단순한 심리적 지지보다 정보 접근성, 금전·돌봄 부담 완화, 함께 참여할 수 있는 관계와 같이 실제 참여 여건을 확보해 주는 조건이 더 중요하게 작용할 가능성을 시사한다. 이에 문화여가 참여에 대한 사회적 지지 유형별 영향이 상이할 것이라는 두 번째 가설은 채택되었다.

셋째, 여가제약과 사회적 지지의 상호작용 효과는 제약 상황과 지지 유형에 따라 상이하게 나타났다. 구체적으로, 대인적 제약에서 도구적 지지가 여가제약의 부정적 영향을 완화하는 것으로 확인된 반면, 내재적·구조적 제약에서는 완충효과가 나타나지 않았다. 이러한 결과는 도구적 지지의 완충 기능이 여가 제약 정도에 따라 작동하기 어려운 임계점이 존재할 가능성이 있다는 점을 시사한다. 이는 대인적 제약과 도구적 지지가 모두 사회적 관계망을 기반으로 작동하는 것과 달리, 내재적 제약은 개인의 심리적 상태에, 구조적 제약은 시간·비용 및 신체·접근 여건에 기인하므로 관계망을 통한 지원만으로 완화하기에는 한계가 존재하는 것으로 판단된다. 한편 내재적·대인적 제약에서 정보적·동반적 지지와 구조적 제약에서 정서적 지지는 참여 수준을 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 정보 제공이나 동반자 존재가 항상 참여 확대에 이어지는 것은 아니며, 정서적 지지 역시 심리적 위안에는 도움이 될 수 있으나 현실적 제약이 개선되지 않는 경우 실제 참여 확대에는 한계가 있을 수 있음을 보여준다. 종합하면, 사회적 지지는 여가제약 상황에 따라 차별적으로 기능할 수 있음을 시사한다. 이에 세 번째 가설 H3-1, H3-2, H3-3은 모두 채택되었다.

V. 결론 및 논의

본 연구는 가족돌봄을 수행하는 중년여성을 대상으로, 여가제약과 문화예술 관람 간의 관계에서 사회적 지지가 어떠한 역할을 수행하는지를 분석하였다. 특히 여가제약을 내재적·대인적·구조적 제약으로 구분하고, 사회적 지지를 정서적·정보적·도구적·동반적 지지로 세분화하여 각각의 직접효과와 조절효과를 통합적으로 검토하였다. 또한 문화예술 관람 여부와 참여 수준이 서로 다른 과정에 의해 형성될 가능성을 고려하여 허들음이항모형을 적용함으로써, 문화여가 참여 과정에 대한 보다 정교한 이해를 시도하였다. 연구 결과, 구조적 제약은 가족돌봄을 수행하는 중년여성의 문화예술 참여 수준을 감소시키지만,

내재적 제약은 참여 수준을 높이는 것으로 나타났다. 또한 정보적·도구적·동반적 지지는 지속적인 참여를 촉진하는 반면 정서적 지지는 참여 수준을 감소시키는 것으로 나타났다. 사회적 지지의 조절효과 역시 지지 유형과 여가제약 유형에 따라 상이하게 나타났다. 특히 도구적 지지는 여가제약의 부정적 영향을 감소시키지만, 정서적·정보적·동반적 지지는 제약의 부정적 영향을 완화하지 못하는 것으로 확인되었다.

본 연구의 학술적 시사점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 사회적 지지, 여가제약, 여가 참여 간 관계를 제한적으로 탐색하거나 각 개념을 단일 차원으로 다루어 온 기존 연구를 확장하였다는 점에서 의의가 있다. 특히 이러한 관계를 돌봄과 역할 부담이 집중되는 중년여성의 여가 참여 문제와 연결하였다는 점에서 기존 연구와 차별화된다. 둘째, 본 연구는 사회적 지지의 양면성을 검토하였다는 점에서, 사회적 지지가 문화여가 참여 촉진 또는 여가제약 완화라는 긍정적 자원으로 전제해 온 기존 논의를 확장하였다. 본 연구 결과는 사회적 지지 효과의 두 가지 측면을 보여주며, 사회적 지지의 역할에 대한 보다 세밀한 이해가 필요함을 제시한다. 셋째, 본 연구는 여가활동 의사결정과정을 세분화하여 접근하였다는 점에서, 사회적 지지와 여가제약의 영향력이 단계별로 상이함을 제시하였다.

분석 결과를 바탕으로, 본 연구에서 제시하는 정책적·실무적 시사점을 도출하면 다음과 같다. 첫째, 중년여성의 문화여가 정책은 단순히 참여 독려를 넘어, 참여 이후의 활동 수준을 지속적으로 유지할 수 있는 여건 조성을 만들어 줄 필요성이 확인되었다. 본 연구에서 여가제약은 문화예술 관람의 진입장벽으로 작동하기보다, 참여 이후의 활동 수준에 영향을 미치는 요인으로 확인되었다. 특히 시간·재정·건강·접근성 등과 같은 구조적 제약이 참여 수준을 낮춘다는 점에서, 중년여성의 문화여가활동 지속을 지원하기 위해 돌봄·비용·이동 부담 등을 완화할 수 있는 정책적 지원체계 마련이 필요하다.

먼저, 대표적인 구조적 요인 중 하나인 여가 시간 부족 문제를 해결하기 위해서는 지방자치단체의 문화정책 담당부서와 지역 돌봄서비스 제공기관과의 협력을 통해 문화여가 시설 및 돌봄기관 간 운영 연계가 필요할 것으로 보인다. 예를 들어, 문화여가 시설 예약 시스템과 돌봄지원 신청 체계를 연계하여, 문화여가 활동 예약 시 돌봄서비스를 함께 사전예약할 수 있도록 하는 방안을 검토할 수 있다. 이때 이용자는 문화시설 혹은 거주지 인근 돌봄기관, 방문형 돌봄서비스 등 자신의 상황에 적합한 방식을 선택할 수 있도록 한다. 이와 같은 연계는 실제 문화여가 시설 이용 정보를 기반으로 돌봄서비스를 제공함으로써, 돌봄 공백으로 인한 참여 제약을 완화하는 데 기여할 수 있을 것으로

예상된다. 또한 기존의 재정 지원 체계는 문화향유 취약계층을 대상으로 한 ‘문화누리카드’, 청년층은 ‘청년문화예술패스’, 65세 이상 노년층은 ‘평생교육 바우처’ 등에 초점을 두고 있다. 이는 문화여가활동을 위한 재정 지원 체계에서 중년여성이 상대적으로 사각지대에 위치해 있음을 의미하며, 이들 역시 정책 대상으로 고려될 필요가 있음을 제시한다. 나아가 중년여성의 생활 패턴을 고려한 주말·저녁 공연 및 전시 관람 프로그램 확대 운영, 생활권 기반 문화환경 조성 등 제도적 지원 체계를 함께 모색할 필요가 있다.

한편 스트레스 상황에서 여가활동은 심리적 환기를 위한 대처 자원으로 기능할 수 있다(Iwasaki & Mannell, 2000; Iwasaki et al., 2005). 이러한 측면에서 가족돌봄을 수행하는 중년여성 역시 스트레스를 해소하기 위해 이미 여가활동에 자발적으로 참여하고 있을 가능성이 있다(Pressman et al., 2009). 따라서 이러한 참여가 구조적 제약으로 인해 단절되지 않도록 하는 데 정책적 초점을 두는 것이 보다 효과적일 수 있다.

둘째, 가족돌봄을 수행하는 중년여성의 문화예술 관람 확대를 위해서는 수혜자의 필요에 부합하는 지지적 자원을 제공하는 한편, 참여 정보와 관계망에 대한 접근성을 높이고, 금전·돌봄 부담 등을 완화하는 정책적 접근을 고려할 필요가 있을 것으로 보인다. 본 연구에서 정보적·동반적·도구적 지지는 문화여가 참여 수준을 증가시키는 반면, 정서적 지지는 오히려 참여를 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 정서적 지지가 누군가에게는 심리적 위안이 될 수도 있지만, 개인에 따라서는 당사자의 실제 필요나 기대하는 제공 방식과 부합하지 않을 경우 그 효과가 제한되거나 오히려 부담으로 작용할 수 있음을 시사한다(Boutin-Foster, 2005; Cutrona & Russell, 1990; Revenson et al., 1991). 즉 정서적 지원의 양보다 수혜자의 필요와 제공 방식 간의 적합성이 중요함을 강조한다. 따라서 지자체와 가족·돌봄 지원기관은 가족 구성원이 당사자의 필요를 파악하고 그에 맞는 도움을 제공할 수 있도록 가족돌봄 가구를 대상으로 한 의사소통 교육을 지원할 필요가 있다. 동시에 여가 활동 정보를 지속적으로 제공할 수 있는 지역 기반 안내 체계 구축, 가족·지인과 함께 참여할 수 있는 동반형 프로그램 확대, 참여 이후에도 관계가 유지될 수 있는 소규모 커뮤니티 운영 등 참여를 지속적으로 연결할 수 있는 방향으로 운영될 필요가 있다.

한편 도구적 지지는 대인적 제약 상황에서 완화효과가 확인된 반면, 내재적·구조적 제약 상황에서는 유의하지 않게 나타났다. 이는 금전·돌봄 등의 도구적 지지가 실질적인 부담을 줄이는 동시에, 필요할 때 도움을 받을 수 있는 관계망이 존재한다는 신호로 인식될 가능성도 있다(Semmer et al., 2008).

예컨대 가족돌봄을 수행 중인 중년여성에게는 단순히 문화여가를 함께할 사람의 수보다 돌봄 책임을 실질적으로 분담할 수 있는 관계가 중요할 수 있다. 이러한 지원은 여가시간을 확보하는 데 도움을 줄 뿐 아니라 돌봄을 혼자 감당하지 않는다는 인식을 높여 대인적 제약을 완화했을 가능성이 있다. 반면 내재적 제약은 개인의 심리적 상태에 기인하며, 구조적 제약은 시간·비용뿐 아니라 건강 상태와 접근성 등 다양한 요인을 포함한다. 이에 도구적 지지가 돌봄이나 경제적 부담을 일부 덜어주더라도 심리적 장벽이나 건강·접근 여건까지 충분히 개선하는 데에는 영향이 제한적일 가능성이 있다. 따라서 내재적 제약에는 심리적 지원을, 구조적 제약에는 원인별 돌봄·비용 지원과 건강·접근 여건 개선을 연계한 제도적 지원 병행을 고려할 필요가 있다.

이상의 논의에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 한계를 갖는다. 첫째, 본 연구는 「2025 서울서베이」의 횡단면 자료를 활용함에 따라 서울 지역 내 가족돌봄을 수행 중인 중년여성을 대상으로 수행되었기 때문에, 분석 결과를 일반화하는 데 한계가 있다. 특히 여가제약과 사회적 지지 및 문화예술 참여 간의 관계에는 역인과성이나 여가 지향성 또는 가족관계의 질 등 관찰되지 않은 요인이 영향을 미쳤을 가능성을 배제하기 어렵다. 또한 가족돌봄을 수행하지 않는 동일 연령대 여성과의 비교가 이루어지지 않아, 분석 결과가 가족돌봄 경험에서 비롯된 것인지 중년여성에게 나타나는 일반적인 특성인지를 구분하는 데 한계가 있다. 이에 향후 연구에서는 조사 지역의 범위를 확대하고, 동일 연령대의 돌봄을 수행하지 않는 여성을 비교집단으로 포함하는 한편, 생애주기적 차이를 반영하여 다양한 집단을 대상으로 한 비교연구와 종단자료를 활용한 후속 연구가 수행될 필요가 있다.

둘째, 본 연구는 응답자인 중년여성의 돌봄과 취업 상황을 구체적으로 구분하지 못하였다는 한계가 있다. 자녀 양육과 65세 이상 가족 부양은 돌봄 대상의 연령·건강상태·동거 여부 등에 따라 부담의 성격과 정도가 다를 수 있으나, 본 연구는 이러한 차이를 충분히 반영하지 못하였다. 또한 통제변수로 활용한 맞벌이 여부는 중년 여성 본인의 취업 여부를 직접 반영하지 못하는 한계를 가진다. 맞벌이가 아닌 경우 취업 주체가 본인인지 배우자인지에 따라 여가시간과 경제적 자원의 양상이 달라질 수 있다. 따라서 향후 연구에서는 돌봄 유형 및 가족구조, 취업 주체를 구분하여 각각의 조건이 여가제약과 문화예술 참여에 미치는 영향을 구체적으로 살펴볼 필요가 있다.

셋째, 본 연구는 2차 자료를 이용한 분석의 한계상 각 개념을 측정하기 위한 문항들은 연구자들이 직접 측정한 것이 아니라, 통계자료에 제시된 항목들 중 관련성이 높은 대리문항을 활용하였다. 이에 여가제약의 세부 맥락과 사회적

지지의 질적 속성을 충분히 반영하지 못하였다는 한계가 있다. 특히 구조적 제약에서 재정과 건강상태에 대한 변수를 이분형으로 재구성하고, 권역 기준 접근성을 활용함에 따라, 정보 손실 가능성과 실제 이동시간·교통환경·시설 접근성 등 생활환경의 차이를 충분히 설명하지 못한 측면이 있다. 또한 사회적 지지의 효과는 지지의 내용뿐 아니라 수혜자가 이를 어떻게 지각하고 해석하는지에 따라 달라질 수 있다. 즉, 과도한 정서적 지원이나 원치 않는 조언처럼 제약 기제로 전환될 가능성도 존재한다. 동시에 동반적 지지는 사회적 모임 참여 기반의 관계 자원을 포함하고 있다는 점에서, 종속변수인 문화여가 참여와 구성개념상 일부 중복될 가능성을 배제하기 어렵다. 따라서 향후 연구에서는 각 개념을 보다 정교화하고, 여가제약과 사회적 지지의 작동 조건과 수혜자의 주관적 경험을 함께 탐색하는 접근이 필요하다.

참고문헌

- 국가데이터처(2005). 생활시간조사. 대전: 국가데이터처.
- 국가데이터처(2025). 생활시간조사. 대전: 국가데이터처.
- 서울연구원(2023). 서울 서남권 문화시설 현황과 확충방안. 서울: 서울연구원.
- 서울연구원(2026). 2025 서울서베이. 서울: 서울연구원.
- 안은진·남보영(2025). “미성년 자녀를 둔 기혼여성 근로자의 일-생활 균형 유형이 스트레스에 미치는 영향”. *여성연구*. 제124권 제1호. 83-111.
- 위예진·진현정(2025). “가족돌봄 제공자의 여가지출 및 만족도”. *여성연구*. 제125권 제2호. 65-98.
- 한국여성정책연구원(2021). 2020년 여성가족패널조사. 서울: 한국여성정책연구원.
- 한국보건사회연구원(2022). 한국의 사회적 불안과 사회보장의 과제- 45~64세 집단의 사회적 불안. 세종: 한국보건사회연구원.
- Alexandris, K. & Carroll, B.(1997). Demographic differences in the perception of constraints on recreational sport participation: Results from a study in Greece. *Leisure Studies*, 16(2), 107-125.
- Amemiya, T.(1984). Tobit models: A survey. *Journal of econometrics*, 24(1-2), 3-61.
- An, J., Zhu, X., Shi, Z. & An, J.(2024). A serial mediating effect of perceived family support on psychological well-being. *BMC public health*, 24(1), 940.
- Bhan, N., Rao, N. & Raj, A.(2020). Gender differences in the associations between informal caregiving and wellbeing in low-and middle-income countries. *Journal of women's health*, 29(10), 1328-1338.
- Borelli, J. L., Nelson, S. K., River, L. M., Birken, S. A. & Moss-Racusin, C.(2017). Gender differences in work-family guilt in parents of young children. *Sex Roles*, 76(5), 356-368.
- Borgonovi, F.(2004). Performing arts attendance: an economic approach. *Applied Economics*, 36(17), 1871-1885.
- Boutin-Foster, C.(2005). In spite of good intentions: patients' perspectives on problematic social support interactions. *Health and quality of life outcomes*, 3(1), 52.

- Brown, P. R., Brown, W. J., Miller, Y. D. & Hansen, V.(2001). Perceived constraints and social support for active leisure among mothers with young children. *Leisure sciences*, 23(3), 131-144.
- Cameron, A. C. & Trivedi, P. K.(2005). *Microeconometrics: Methods and applications*. NY: Cambridge University Press.
- Chao, R. C. L.(2012). Managing perceived stress among college students: The roles of social support and dysfunctional coping. *Journal of college counseling*, 15(1), 5-21.
- Cohen, S. & Wills, T. A.(1985). Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychological bulletin*, 98(2), 310.
- Craig, L.(2006). Does father care mean fathers share?: A comparison of how mothers and fathers in intact families spend time with children. *Gender & Society*, 20, 259-281.
- Crawford, D. W. & Godbey, G.(1987). Reconceptualizing barriers to family leisure. *Leisure Sciences*, 9(2), 119-127.
- Crawford, D. W., Jackson, E. L. & Godbey, G.(1991). A hierarchical model of leisure constraints. *Leisure sciences*, 13(4), 309-320.
- Cutrona, C. E. & Russell, D. W.(1990). Type of social support and specific stress: Toward a theory of optimal matching. In B. R. Sarason, I. G. Sarason & G. R. Pierce(Eds.). *Social support: An interactional view*(pp. 319-366), New York: John Wiley & Sons.
- DeLeire, T. & Kalil, A.(2010). Does consumption buy happiness? Evidence from the United States. *International Review of Economics*, 57(2), 163-176.
- Elsden, E., Bu, F., Fancourt, D. & Mak, H. W.(2022). Frequency of leisure activity engagement and health functioning over a 4-year period: A population-based study amongst middle-aged adults. *BMC Public Health*, 22(1), 1275.
- Godbey, G., Crawford, D. W. & Shen, X. S.(2010). Assessing hierarchical leisure constraints theory after two decades. *Journal of Leisure Research*, 42(1), 111-134.
- Godin, L. & Langlois, J.(2021). Care, gender, and change in the study of sustainable consumption: A critical review of the literature. *Frontiers in Sustainability*, 2, 725753.

- Green, S.(2012). Convergent caregiving: Exploring eldercare in families of children with disabilities. *Journal of Loss and Trauma*, 18, 289-305.
- Harrington, M., Dawson, D. & Bolla, P.(1992). Objective and subjective constraints on women's enjoyment of leisure. *Society and Leisure*, 15(1), 203-221.
- Heckman, J. J.(1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 153-161.
- Hobfoll, S. E.(1989). Conservation of resources: A new attempt at conceptualizing stress. *American psychologist*, 44(3), 513.
- House, J. S.(1981). *Work stress and social support*. MA: Addison-Wesley.
- Hubbard, J. & Mannell, R. C.(2001). Testing competing models of the leisure constraint negotiation process in a corporate employee recreation setting. *Leisure sciences*, 23(3), 145-163.
- Iwasaki, Y. & Mannell, R. C.(2000). Hierarchical dimensions of leisure stress coping. *Leisure Sciences*, 22(3), 163-181.
- Iwasaki, Y., Mannell, R. C., Smale, B. J. A. & Butcher, J.(2005). Contributions of leisure participation in predicting stress coping and health among police and emergency response services workers. *Journal of Health Psychology*, 10(1), 79-99.
- Jackson, E. L.(1988). Leisure constraints: A survey of past research. *Leisure Sciences*, 10(3), 203-215.
- Jackson, E. L., Crawford, D. W. & Godbey, G.(1993). Negotiation of leisure constraints. *Leisure sciences*, 15(1), 1-11.
- Kim, Y. & Jin, H. J.(2024). Value of lost leisure among sandwich generation women performing caregiving duties for older parents. *Women's Studies International Forum*, 106, 102974.
- Kotila, L. E., Schoppe-Sullivan, S. J. & Kamp Dush, C. M.(2013). Time in parenting activities in dual-earner families at the transition to parenthood. *Family relations*, 62(5), 795-807.
- Künemund, H.(2006). Changing welfare states and the "sandwich generation": increasing burden for the next generation?. *International Journal of Ageing and Later Life*, 1(2), 11-29.
- Kuykendall, L., Zhu, Z. & Craig, L.(2020). How work constrains leisure:

- New ideas and directions for interdisciplinary research. *Journal of Leisure Research*, 51(5), 635-642.
- Lin, Y. S., Huang, W. S., Yang, C. T. & Chiang, M. J.(2014). Work-leisure conflict and its associations with well-being: The roles of social support, leisure participation and job burnout. *Tourism Management*, 45, 244-252.
- Long, J. S.(1997). *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. CA: Sage Publishing.
- Ma, S. M., Chen, S. F. & Ma, S. C.(2024). Relationships between social capital, leisure constraints, leisure negotiation, and running club participation. *Journal of Leisure Research*, 55(3), 398-419.
- Mak, H. W., Coulter, R. & Fancourt, D.(2020). Patterns of social inequality in arts and cultural participation: Findings from a nationally representative sample of adults living in the United Kingdom of Great Britain and Northern Ireland. *Public health panorama: journal of the WHO Regional Office for Europe*, 6(1), 55.
- Mannell, R. C. & Kleiber, D. A.(1997). *A social psychology of leisure*. PA: Venture Publishing.
- Mattingly, M. J. & Bianchi, S. M.(2003). Gender differences in the quantity and quality of free time: The US experience. *Social forces*, 81(3), 999-1030.
- Mullahy, J.(1986). Specification and testing of some modified count data models. *Journal of econometrics*, 33(3), 341-365.
- Ntovoli, A., Stavropoulou, G., Karagiorgos, T., Lianopoulos, Y., Anagnostou, G., Papacosta, E. & Alexandris, K.(2025). The role of social support in overcoming leisure constraints in recreational sport participation. *Frontiers in Sports and Active Living*, 7, 1646511.
- Orsega-Smith, E. M., Payne, L. L., Mowen, A. J., Ho, C. H. & Godbey, G. C.(2007). The role of social support and self-efficacy in shaping the leisure time physical activity of older adults. *Journal of Leisure research*, 39(4), 705-727.
- Pacheco Barzallo, D., Schnyder, A., Zanini, C. & Gemperli, A.(2024).

- Gender differences in family caregiving. Do female caregivers do more or undertake different tasks?. *BMC Health Services Research*, 24(1), 730.
- Pressman, S. D., Matthews, K. A., Cohen, S., Martire, L. M., Scheier, M., Baum, A. & Schulz, R.(2009). Association of enjoyable leisure activities with psychological and physical well-being. *Biopsychosocial Science and Medicine*, 71(7), 725-732.
- Raymore, L. A.(2002). Facilitators to leisure. *Journal of Leisure research*, 34(1), 37-51.
- Revenson, T. A., Schiaffino, K. M., Majerovitz, S. D. & Gibofsky, A.(1991). Social support as a double-edged sword: The relation of positive and problematic support to depression among rheumatoid arthritis patients. *Social science & medicine*, 33(7), 807-813.
- Rizzo, K. M., Schiffrin, H. H. & Liss, M.(2013). Insight into the parenthood paradox: Mental health outcomes of intensive mothering. *Journal of child and family studies*, 22(5), 614-620.
- Searle, M. S. & Jackson, E. L.(1985). Socioeconomic variations in perceived barriers to recreation participation among would-be participants. *Leisure Sciences*, 7(2), 227-249.
- Sekiguchi, T., Kondo, K. & Otake-Matsuura, M.(2021). Types of social networks and starting leisure activities in later life: A longitudinal Japan Gerontological Evaluation Study (JAGES). *PloS one*, 16(7), e0254828.
- Semmer, N. K., Elfering, A., Jacobshagen, N., Perrot, T., Beehr, T. A. & Boos, N.(2008). The emotional meaning of instrumental social support. *International journal of stress management*, 15(3), 235.
- Sen, A.(1999). Development as freedom. NY: Alfred A. Knopf.
- Shaw, S. M.(1994). Gender, leisure, and constraint: Towards a framework for the analysis of women's leisure. *Journal of leisure research*, 26(1), 8-22.
- Son, J. S., Kerstetter, D. L., Yarnal, C. M. & Baker, B. L.(2007). Promoting older women's health and well-being through social leisure environments: What we have learned from the Red Hat

- Society®. *Journal of Women & Aging*, 19(3-4), 89-104.
- Tercan, E.(2014). Perceived Social Support from Family, Participation in Recreational Sport Activities, Leisure Negotiation and Life Satisfaction in University Students. *Mevlana International Journal of Education*, 4(1), 260-273.
- Thoits, P. A.(2011). Mechanisms linking social ties and support to physical and mental health. *Journal of Health and Social Behavior*, 52(2), 145-161.
- Wang, S., Mak, H. W. & Fancourt, D.(2020). Arts, mental distress, mental health functioning & life satisfaction: Fixed-effects analyses of a nationally-representative panel study. *BMC Public Health*, 20(1), 208.
- Wills, T. A. & Shinar, O.(2000). Measuring perceived and received social support. In S. Cohen, L. G. Underwood & B. H. Gottlieb(Eds.). *Social support measurement and intervention: A guide for health and social scientists*(pp. 86-135), Oxford: Oxford University Press.
- Wills, T. A.(1991). Social support and interpersonal relationships. In M. S. Clark(Ed.). *Prosocial behavior*(pp. 265-289), CA: Sage Publishing.

Abstract

Leisure Constraints and Cultural Arts Participation Among Middle-Aged Women Providing Family Care: The Role of Social Support

Hae Min, Lee* · Hyun Joung, Jin**

This study aims to examine how different types of social support influence the relationship between leisure constraints and cultural arts participation among middle-aged women with family caregiving responsibilities. Using data from the 2025 Seoul Survey, 2,160 women aged 40-59 caring for children or elderly family members were analyzed. Leisure constraints were classified as intrapersonal, interpersonal, and structural, while social support was categorized as emotional, informational, instrumental, and companionship support. A hurdle negative binomial model was employed to distinguish participation decisions from participation levels. The results showed that structural constraints reduced participation levels, whereas intrapersonal constraints increased both participation likelihood and levels. Informational, instrumental, and companionship support positively affected participation, while emotional support negatively affected participation levels. Moderation analyses indicated that instrumental support alleviated the negative effects of interpersonal constraints, whereas informational and companionship support did not mitigate intrapersonal or interpersonal constraints, and emotional support did not buffer structural constraints. These findings suggest that the effects of social support vary according to the types of constraints and support. The study highlights the need for policy approaches that improve practical conditions for cultural arts participation among middle-aged women with family caregiving responsibilities.

* First Author: Ph.D. Candidate, Dept. of Arts and Cultural Management,
Chung-Ang University

** Corresponding Author: Professor, Dept. of Economics, Chung-Ang University

Keywords : Leisure Constraints, Social Support, Cultural and Arts Participation, Middle-Aged Women, Family Caregiving, Hurdle Negative Binomial Model

