

# 청년의 가구소득이 여가활동을 매개로 사회적 관계망에 미치는 영향과 지역 차이

김지민 한국보건사회연구원 연구기획조정실 부연구위원

오다은 한국보건사회연구원 재정통계연구실 전문연구원, 교신저자(E-mail: daeunoh@kihasa.re.kr)

## 국문초록

본 연구의 목적은 청년의 가구소득이 여가활동 참여를 매개로 사회적 관계망에 미치는 영향과 지역 간 차이를 밝히는 것이다. 이를 위해 국무조정실이 주관하고 한국보건사회연구원에서 수행한 2024년 청년 삶 실태조사 자료를 활용하여 청년 15,098명의 자료를 분석하였고 R 4.4.2의 mediation 패키지와 lavaan 패키지를 활용하여 매개효과 분석과 조절된 매개효과 분석을 수행하였다. 연구 결과 청년의 가구균등화소득이 높을수록 여가활동 참여가 증가하고 이를 통해 사회적 관계망이 확장되는 매개효과가 확인되었으며 소득의 직접적 영향 또한 유의하게 나타났다. 한편 이러한 경로는 지역에 따라 차이를 보여 수도권 청년의 경우 여가활동이 사회적 관계망 형성에 미치는 영향이 더 크게 나타났다. 본 연구는 청년의 사회적 관계망 형성 과정에서 경제적 요인과 여가활동의 역할을 실증적으로 제시하고, 지역 특성을 고려한 청년 사회적 관계망 지원정책의 필요성을 제언하였다.

**주제어 :** 청년, 가구소득, 여가활동, 사회적 관계망, 지역 간 차이

# The Effect of Household Income on Young Adults' Social Networks through Leisure Activities: Regional Differences

Kim, Jimin

Associate Research Fellow, Department of Research Planning and Coordination, Korea Institute for Health and Social Affairs

Oh, Daeun

Senior Researcher, Department of Public Finance and Statistics, Korea Institute for Health and Social Affairs

## Abstract

This study aimed to examine how young adults' household income influences their social networks through leisure participation and how this relationship varies across regions. Using data from the 2024 Survey on Youth Life commissioned by the Office for Government Policy Coordination and conducted by the Korea Institute for Health and Social Affairs, the analysis included responses from 15,098 young adults. Mediation and moderated mediation analyses were performed using the Mediation and Lavaan packages in R 4.4.2. The results show that a higher income is associated with greater leisure participation, which, in turn, expands social networks, confirming the mediating role of leisure activities. Income also has a significant direct effect on social networks. Additionally, the pathways differed by region, indicating that leisure participation had a stronger impact on social networks among young adults living in metropolitan areas. This study empirically demonstrates the role of economic factors and leisure activities in shaping young adults' social networks and highlights the need for regionally tailored policies to strengthen their social connections.

**Keywords :** Young adults, household income, leisure activities, social networks, regional differences

## I. 서론

청년기는 중장년기와 노년기로 이어지는 중요한 생애 전환기로, 성인으로서 사회적 책임과 역할을 본격적으로 수행하며 사회의 주요 구성원으로 자리 잡는 시기이다(류주연 외 2023; 최윤희 외 2025). 그러나 오늘날 청년들은 증가하는 삶의 불확실성과 위험 속에서 다차원적인 불평등을 경험하고 있어, 기존의 전통적 관점만으로는 이들의 현실을 충분히 설명하기 어렵다(류주연 외 2023; 박지영 2023; 이정봉 2021). 고용 불안, 주거 불안정, 건강 문제, 사회적 고립 등은 상호작용하며 누적적으로 나타나고, 이는 개인의 삶 전반에 영향을 미치는 복합적 위험 요인으로 작용한다(박지영 2023; Lee and Park 2024). 특히 부정적인 생애 사건이나 사회 진출 실패는 사회적 단절을 심화시킬 가능성이 크며(유민상 외 2021), 이는 개인의 심리적 문제를 넘어 사회적 관계망 약화를 통해 사회적 고립을 강화하는 결과를 낳는다. 사회적 관계망은 이러한 위험을 완충하는 중요한 자원이라는 점에서, 청년들이 관계망을 형성하고 유지하는 일은 사회적 자원을 확보하고 심리적 안정을 지키는 데 필수적이다.

그러나 최근 3년간 청년의 사회적 관계망 변화를 살펴보면, 도움이 필요할 때 도움받을 수 있는 곳이 없다고 응답한 청년의 비율이 증가하며 전반적으로 관계 단절이 심화되는 추세를 보인다(정세정 외 2025). 특히 이러한 변화는 가족보다 주변 지인의 네트워크에서 빠르게 발생한다고 보고되는데(정세정 외 2025), 이러한 사회적 관계망에 영향을 미치는 요인은 다양하지만, 그중에서도 소득은 사회적 관계를 형성하고 유지하는 데 필요한 자원으로 작용한다(Bourdieu 1986; Putnam 2000). 청년기에 소득은 단순한 경제적 수준을 넘어 사회참여와 관계 확장의 기반이 되기 때문에 경제적 제약은 이러한 기회의 접근과 활용을 제한할 수 있다(신아름 2023a; 뉴스1 2022/12/15). 더 나아가 여가활동은 공통의 관심사와 취향을 공유하며 타인과의 접촉을 촉진하는 사회적 매개로서, 그 참여 수준은 개인의 경제적 여건에 따라 차이를 보일 수 있다(Putnam 2000; 김기태 2020; 남은영 외 2012). 이에 본 연구는 소득이 여가활동을 매개로 사회적 관계망에 영향을 미친다는 점에 주목한다.

한편, 지역의 사회경제적 여건과 인프라, 정책 환경은 주민의 삶의 질과 사회적 기회를 결정하는 핵심 요인으로, 청년의 여가활동과 관계 형성에도 중요한 맥락을 제공한다(Andersen and Davidson 2007). 특히 수도권과 비수도권은 문화·여가 인프라와 인구구조에서 뚜렷한 차이를 보이며(김현우·강명구 2020; 노혜진 외 2024; 조동훈 2021), 이는 청년의 여가참여 방식과 사회적 관계망 형성의 양상에도 영향을 미칠 수 있다. 이에 본 연구는 청년의 소득이 여가활동 참여를 매개로 사회적 관계망에 미치는 영향과 지역적 맥락에서 차이가 있는지 분석하여 정책적 제언을 도출하고자 한다. 연구목적을 달성하기 위한 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 청년의 소득은 여가활동을 매개로 사회적 관계망에 영향을 미치는가?

연구문제 2. 청년의 소득이 여가활동을 매개로 사회적 관계망에 영향을 미치는 간접효과는 수도권 여부에 따라 달라지는가?

연구문제 2-1. 청년의 소득이 여가활동에 미치는 영향은 수도권 여부에 따라 달라지는가?

연구문제 2-2. 청년의 여가활동이 사회적 관계망에 미치는 영향은 수도권 여부에 따라 달라지는가?

## II. 선행 연구 고찰

### 1. 청년의 가구소득과 여가활동, 사회적 관계망의 매개적 구조

#### 1) 청년의 가구소득과 사회적 관계망

Bourdieu(1986)에 따르면 높은 사회경제적 지위에 속한 사람들은 경제적 자원을 통해 사회적 자본을 더 많이 축적할 수 있으며, 따라서 더 폭넓은 사회적 관계망을 유지하고 강화한다. 이러한 관점에서 소득과 같은 경제적 자본의 차이는 개인이 일상적인 사회적 접촉과 관계 유지를 지속할 수 있는 여건의 차이로 이어질 수 있으며, 이는 결과적으로 사회적 관계의 축소나 단절 위험을 높이는 요인으로 작용할 수 있다. 특히 소득 차이에 따른 사회자본의 격차는 빈부격차가 크고 불평등한 사회일수록 크다고 볼 수 있는데 이는 그러한 사회일수록 기득권층과 비기득권층의 자본 축적 속도 차이가 크고, 따라서 시간이 지남에 따라 사회적 자본의 계층 간 격차가 더욱 견고해지기 때문이다(최수빈·최성언 2024).

우리나라에서 사회경제적 어려움으로 인해 인간관계를 포함한 여러 가치를 포기하는 청년들을 의미하는 'N포 세대'라는 개념(최셋별 2022)은 빈곤이 청년을 사회로부터 배제하고 고립시키는 이러한 현실을 여실히 보여준다. 실제로 청년들의 일상에서 경제적 어려움이 사회적 관계 단절로 이어지는 양상은 다음과 같이 나타난다. 경제적 어려움은 청년들로 하여금 가까운 친구를 만나는 일조차 어렵게 만들고 기본적인 식사 자리까지 사회적으로 단절되게 한다. 청년재단과 뉴스1이 공동기획하여 대학생, 취업준생, 직장인 등 다양한 상황의 청년 2,083명을 대상으로 실시한 금융 생활 온라인 설문조사에 따르면 응답자 55.1%가 갚아야 할 대출이 있다고 응답했고 이들 중 31.3%는 대출금과 이자 부담으로 인해 지인들과의 만남을 포기한 적이 있는 것으로 나타났다(뉴스1 2022/12/15). 청년들 대상의 인터뷰에서는 경제적 어려움으로 인해 관계를 단절하는 양상이 더욱 구체적으로 포착되는데, 청년들은 교통비를 줄이기 위해 외출을 줄이고 자연스레 친구와의 약속도 줄여나가며(한겨레 2023/8/21), 아르바이트가 없을 때는 돈이 부족해서 친구들

과의 약속 빈도를 조절하기도 한다(KBS뉴스 2023/4/26). 그리고 버스요금 등이 오르면서 교통비를 줄이기 위해 학교에서 걸어서 갈 수 있는 거리로 자취방을 옮기고 활동 반경을 학교 근처 도보권으로 축소시키는 경우도 있다(최아름 2020). 2023년 고립 은둔 청년 실태조사의 일환으로 실시된 고립 당사자 청년 인터뷰에서는 한 은둔 경험 청년은 교통비가 올라서 그나마 조금이라도 하던 외출도 못하게 되어 4개월 이상 은둔한 적이 있다고 언급하였다(보건복지부 2023).

또한 19세~34세 청년을 대상으로 한 청년층 생활실태 및 복지욕구조사 자료를 분석한 김기태(2020)의 연구에 따르면 청년들의 혼밥 빈도는 가구소득에 따라 달라진다. 이 연구에서 하루 세 끼를 모두 혼자 먹는다고 응답한 청년의 비율은 가구유형(부모 동거 여부 등)이나 성별에 따른 차이는 크지 않았으나 소득 수준에 따른 차이가 뚜렷하게 나타났다. 하루 세 끼 모두를 주로 혼자 먹는다는 비율은 가구 월소득 600만 원 이상 집단에서는 1.62%밖에 되지 않았으나 가구 월 소득 200만 원 이하 집단에서는 9.57%로 10명 중 1명에 육박했다(김기태 2020). 혼밥을 하게 되는 이유 역시 소득과 관련이 있다. 2022년 서울시먹거리통계조사에 따르면 혼밥을 하는 주된 이유로 ‘같이 먹을 사람이 없어서’를 꼽은 사람은 전체 응답자 중 69.3%인데, 이 비율은 월평균 가구소득 200만 원 미만인 경우 89.5%로 높아지며, 주관적 사회계층과 학력이 낮을수록 더욱 높아지는 경향을 보인다. ‘내가 좋아하는 음식을 먹고 싶어서’ 등 자발적 혼밥의 경우 소득과의 관계가 두드러지지 않는 것과 대비되는 경향이다(서울특별시 2022b).

## 2) 여가활동의 매개적 역할

Putnam(2000)은 경제적으로 여유가 있고 소득 수준이 높은 사람들일수록 다양한 여가활동과 사회참여 기회가 많기 때문에 사회적 관계망에 더 쉽게 접근하고 이러한 활동 참여를 통해 유의미한 관계를 형성할 가능성이 높아진다고 설명하였다. 소득이 높은 개인은 동료들과의 여가 취미 활동이나 교류에 필요한 자원을 더 많이 가지고 있는 반면 소득이 낮은 개인은 경제적 여건의 제약으로 인해 이러한 사회적 관계 형성의 ‘기회’를 가지기 어렵다는 것이다. 저자는 실증적으로 저소득층일수록 여가활동을 비롯한 모든 형태의 사회생활과 공동체 생활에 덜 참여한다는 사실을 밝히면서 재정적 불안과 경제적 궁핍이 사회적 활동 참여와 관계망 형성에 상당한 영향을 미친다고 주장하였다. 월평균 가구소득이 높을수록 질 높은 여가프로그램의 중요성을 더 크게 인식한다는 연구결과(신아름 2023b)는 경제적 수준이 높을수록 다양한 여가활동에 대한 참여 욕구가 형성됨을 보여준다. 또한 소득이 높을수록 활동적이거나 관계 중심의 여가를 선호하는 반면, 저소득층은 경제적 부담이 적은 휴식형 여가를 선호하는 경향이 나타나(강인원·고호석 2009; 남은영 외 2012; 남은영·최유정 2008), 이러한 차이는 소득수준에 따른 여가 유형의 구성이 사회적 관계형성 기회의 차이로 이어질 수 있음을 시사한다.

특히 청년기에는 사회적 관계가 주로 학교나 직장 같은 공식적 환경을 통해 형성되지만, 이러한 정기적인 접촉이 곧바로 친밀한 관계로 이어지는 것은 아니다. 청년들 중 일부는 학교나 직장을 다니면서 물리적이고 정규적인 타인과의 접촉이 있더라도 친밀감을 느끼지 못하고 사회적으로 고립되었다고 인식하기도 한다(류주연 외 2023). 반면, 취미와 여가활동을 통한 만남은 기본적으로 공통의 관심사와 취향을 기반으로 하기 때문에 훨씬 친밀감을 형성하기 쉽고 밀도 있는 관계를 유지할 수 있다. 또한 서울시 고립은둔 실태조사에 따르면 고립 청년 상당수는 고립에서 벗어나기 위해 취미활동을 통해 사람을 만나려는 시도를 하는 것으로 나타났는데(서울특별시 2022a), 이는 청년들에게 취미 여가활동이 사회적 관계를 회복하기 위한 중요한 기제로 작동할 수 있음을 의미한다.

그런데 여가활동에는 금전적, 시간적 비용이 발생한다. 친구를 만나거나 사회적 모임에 참여하기 위해서는 외출을 위한 교통비부터 함께 식사를 하기 위한 식사 비용, 문화적 활동을 위한 영화 관람료나 여행 경비 등이 필요하다. 2024년 국민여가활동조사에 따르면 소득이 높을수록 여가활동 참여 수준이 높았으며 경제적 지출 부담은 여가활동의 가장 큰 제약 요인으로 청년층에서 두드러지게 나타난다는 점은 이를 뒷받침한다(문화체육관광부 2024). 사회적 관계를 형성하고 유지하는데 드는 이러한 비용은 지불 능력이 적은 사람들에게 상대적으로 크게 느껴질 수밖에 없는데, 문제는 이 비용이 물가상승과 사회문화적 환경 변화로 인해 계속해서 높아지고 있다는 것이다. 취미와 여가 활동에 필요한 비용이 높아지는 현상은 청년들로 하여금 자유롭게 취미와 여가를 향유하지 못하게 할 수 있다. 2022년 국민여가활동 조사를 분석한 연구에 따르면 우리나라 국민의 월평균 여가비용은 코로나19로 인한 거리두기 시행 시기를 제외하고 꾸준히 증가하고 있는 한편, 여가생활에 대해 경제적 부담을 느끼는 사람들 또한 늘어나고 있다(서우석 2023). 또한 통계청 사회조사 결과에서도 여가생활에 만족하지 못하는 경우 그 이유의 50.2%가 경제적 부담으로 나타났다(통계청 2023). 취미와 여가에 대한 지출과 부담이 동시에 높아지고 있는 것이다.

이렇게 취미와 여가에 드는 비용이 높아지는 상황에서 소득이 적은 청년들은 비용이 덜 발생하는 여가활동을 찾게 되는데 이는 곧 사회적 관계를 포함하지 않는 개인적인 취미활동을 의미한다. 2022년 국민여가활동조사 자료를 활용하여 만 19세~34세 청년세대의 여가활동 잠재유형과 결정요인을 분석한 신아름(2023a)은 청년 세대의 여가활동을 ‘관계지향형’, ‘복합 여가형’, ‘문화예술관광 참여형’, ‘취미오락 무관심형’, ‘관계 무관심형’의 다섯가지로 유형화하였다. 이 중 ‘관계 무관심형’은 다른 사람들과 교류하거나 만나는 활동을 하지 않는 유형을 의미한다. 여기에 속하는 청년들은 가구 소득과 여가비용이 다른 집단에 비해 낮은 것으로 나타났다. 그리고 다른 유형에 속하는 청년들은 관계 지향형 여가활동에도 어느 정도 참여하는 것에 비해 관계 무관심형 집단에 속하는 청년들은 관계 지향형 여가활동에는 매우 소극적인 것으로 나타났다. 한편 여가를 중요하게 생각하는 인식은 가장 높게 나타나, 여가를 가장 중요시하면서도 실제 참여는 소극적인 ‘욕구와 실제 활동의 간극’이 발견되었다. 연구자는 이러한 결과를 토대로 경제적인

여건이 청년들로 하여금 관계 지향형 여가 참여를 위촉시킬 수 있으며, 저소득 청년은 자신이 원하고 중요하게 생각하는 만큼의 여가활동을 즐기지 못하는 현실이라고 지적하면서 이러한 현상이 청년들을 사회적 관계 단절로 내몰지 않도록 관심을 기울일 필요가 있다고 주장하였다(신아름 2023a).

따라서 본 연구는 가구소득이 여가활동 참여 수준에 영향을 미치고, 이는 다시 사회적 관계망 형성으로 이어진다는 매개적 경로를 개념적 분석틀로 설정한다. 다만, 이는 청년이 거주하는 지역적 기반에 따라 접근 가능한 자원의 격차가 존재하므로 이어지는 장에서는 지역적 맥락에 따른 차이를 검토하고자 한다.

## 2. 지역적 맥락에서 본 청년의 자원, 여가, 그리고 사회적 관계망

### 1) 지역 간 사회경제적 자원의 불균형과 청년의 생활환경

지역의 사회경제적 맥락, 즉 사회적·물질적 환경은 주민의 삶의 질과 일상적 삶의 다양한 측면에 영향을 미친다는 점에서(Andersen and Davidson 2007), 청년기에 어느 지역에 거주하느냐는 이후 삶의 방향을 결정하는 중요한 전환점이 된다(김재원 외 2024; 노혜진 외 2024; 최윤희 외 2025). 실제 지역자원의 영향력을 규명한 연구를 살펴보면 재정자립도가 높은 지역일수록 공공재의 공급역량이 높고(김현우·강명구 2020), 지역의 경제적 역량은 지역주민 정신건강에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타난다(이진희 2016). 그리고 지역 내 접근성, 교통수단 보유, 지역의 보안 상태 등은 지역 내 다양한 서비스 이용 가능성에 중요한 영향을 미치는 것으로 나타났다(Bakeera et al. 2009).

한편, 지역격차를 다룰 때 전통적인 분류는 도시와 농촌이었으나, 대부분은 농촌과 도시의 문화적 속성을 포괄하고 있기 때문에 개괄적인 윤곽만을 보여준다는 한계가 있다(문창진 1990; 윤태호 2010). 이에 많은 연구에서 지역 간 격차를 논할 때 수도권과 비수도권의 분류를 적용하고 있다(강동우 2023; 문영만 2022; 윤태호 2010; 조동훈 2021; 최윤희 외 2025). 최영준(2025)은 이와 관련하여 국내에서 지역 문제를 논할 때 ‘비수도권’이라는 개념이 사용되는 것은, 비수도권이 수도권보다 더 빠르게 위기를 경험하고 있기 때문으로 보았는데, 이는 결국 지역 간 구조적 격차와 사회경제적인 불균형을 드러내는 표현으로 이해할 수 있다.

수도권과 비수도권 간 격차는 경제적 영역뿐 아니라 생활 전반의 환경에서 확인된다(노혜진 외 2024; 문영만 2022; 이찬영·이흥후 2016; 최윤희 외 2025). 우선 경제적 측면에서 2013~2020년 두 지역의 일자리 분포를 보면 수도권은 고임금 일자리가 증가한 반면, 비수도권은 임금 수준 하락과 일자리 감소가 동시에 진행되는 양극화 현상을 보였다(강동우 2023). 자원의 불균형은 주민의 건강행태로도 이어져, 수도권 거주자의 기대수명은 높고 사망률 및 스트레스, 비만율과 같은 건강위험은 상대적으로 낮게 나타나는 등 지역 간 건강불평등이 심화되고 있다(윤태호 2010; 이진희 2016).

특히 최근의 청년세대는 적극적으로 여가생활을 누리하고자 하는 특성이 있기 때문에 이들은 다양한 문화적 욕구를 충족할 수 있는 수도권을 선호하며(김성아 외 2023; 김재원 외 2024; 이지은·이정은 2020), 25세~29세 청년층을 대상으로 한 연구에서는 문화서비스 혜택의 확대에 따른 청년층 인구 유입 효과도 확대된 것으로 나타났다(이찬영·이흥후 2016). 이러한 지역적 맥락의 차이는 사회적 관계망이 개인에게 작용하는 방식에도 영향을 미친다. 만 19~34세 청년을 대상으로 한 선행 연구에 따르면 사회적 관계망은 청년의 심리적 건강을 보호하는 완충 기제로 작용하지만, 그 구체적인 발현 경로는 거주 지역의 사회경제적 여건에 따라 상이하게 나타난다(최윤희 외 2025). 수도권과 비수도권 청년이 체감하는 자원 결핍의 내용과 그에 따른 심리적 기제가 다르기 때문에, 이를 보호하는 사회적 관계망의 기능 또한 지역적 맥락에 따라 차별적으로 발현되는 것이다.

그러나 비수도권 거주가 모두 부정적인 결과로 이어지는 것은 아니다. 조동훈(2021)의 연구에서 4년제 대학졸업자를 분석한 결과 고등학교를 비수도권에서 졸업한 뒤 수도권에서 대학 교육을 마치고 다시 비수도권에서 취업한 청년들의 최초 이직 확률이 가장 낮게 나타났다. 비수도권의 경우 일자리 이동기회가 적기 때문에 이직 선택이 쉽지 않은 구조적 제약이 영향을 미칠 가능성도 있으나, 그럼에도 지역 간 격차 속에서도 비수도권이 반드시 불리한 공간만은 아님을 보여주었다. 또한 비수도권 거주 청년의 자살생각 확률과 우울 수준은 수도권 거주 청년보다 낮은 경향을 보였다(이수비 외 2021; 지은주 외 2024). 이는 수도권 자원의 집중이 청년에게 반드시 긍정적인 결과를 보장하는 것은 아니며 상대적으로 경쟁이 덜한 비수도권의 환경이 심리적 안정감과 생활 만족도 측면에서 긍정적으로 작용할 수 있음을 시사한다. 그럼에도 불구하고, 이러한 결과가 구조적 격차의 해소를 의미하는 것은 아니다. 한국의 청년들은 수도권과 비수도권의 지역 간 격차를 몸소 체감하고 있으며(노혜진 외 2024), 고임금뿐 아니라 전반적인 일자리 질 격차는 더 심각해지는 상황에서 교육, 문화생활 격차가 줄어들지 않으면 청년의 수도권 유출은 지속되어 결국 지역 간 불균형을 더욱 심화시킬 가능성이 있다고 지적하기도 한다(문영만 2022; 최영준 2025).

## 2) 지역 간 여가활동 격차와 청년의 여가활동 참여

문화 및 여가활동은 개인의 선택에 의해 이루어지는 것처럼 보이지만, 실제로는 거주 지역의 물리적·사회적 환경에 의해 제약을 받는다. 특히 영화관, 박물관, 미술관 등 문화기반 시설은 수도권을 중심으로 편중되어 있으며(문화체육관광부 2023; 영화진흥위원회 2025), 이러한 인프라 분포는 지역 간 여가 접근성 차이로 이어질 가능성이 있다. 실제 수도권과 비수도권 지역의 여가활동 차이를 분석한 결과 공공 여가 인프라 부족으로 여가활동 빈도에서 차이를 나타냈으며 여가에 대한 인식에 있어서도 비수도권 지역에서 더 낮게 나타났다(유성은·민영희 2025). 또한 대도시는 여가시설이 다양하고 여가 지원에 대한 중요성이 더 높게 인식되고(신아름 2023b) 비수도권 지역의 문화여가 시설이 부족하다는 인식은 지역을

불문하고 관련 연구 참여자들을 통해 확인할 수 있다(노혜진 외 2024; 박해광 2018). 또한 청년들에게 문화는 단순한 여가가 아니라 삶의 질을 결정하는 핵심 요소이며, 이는 수도권 지역에서 더욱 풍부하게 누릴 수 있다고 보기도 한다(노혜진 외 2024).

그러나 최근에는 지역 내 여건의 다양성이 커지고, 특히 청년층을 중심으로 문화·여가활동이 확대되면서 지역 간 격차가 항상 동일하게 작용한다고 보기는 어렵다. 비수도권이라 하더라도 주요 대도시에는 다양한 문화·여가 인프라가 구축되어 있어 청년층의 여가 접근성이 수도권과 큰 차이를 보이지 않는 경우도 있다(손현일 2022). 강인원·고호석(2009)의 연구에서도 인프라 중심의 격차보다는 지역적 특성을 중심으로 여가활동 요인과의 상호관련성을 살펴볼 필요가 있다고 주장하였다. 또한 자원의 절대적 부족이라기보다 여가참여 방식의 차이에서 비롯된 것으로 볼 수 있으며(Kang et al. 2018), 실제 연구에서도 문화 및 편의시설의 접근성 자체가 청년층의 이동을 결정짓는 결정적 요인은 아닌 것으로 나타났다(김현우·강명구 2020). 그리고 상대적으로 개발된 도시기반시설을 갖춘 지역 거주자보다는 그렇지 않은 지역 거주자의 여가활동 만족도가 높게 나타났는데, 이는 지역의 어메니티 수준보다는 개인의 생활 여건이나 경제적 부담 등이 여가만족도에 더 큰 영향을 미친다는 점을 시사한다(강상훈·권영현 2021).

또한 문화예술 활동의 범위가 과거보다 확장되면서, 청년세대에서는 소비 행위 자체가 하나의 문화적 체험으로 인식되고 있다(김재원 외 2024). 청년세대는 오프라인과 온라인 공간을 자유롭게 오가며 문화를 소비하고 있으며, 이러한 문화 향유의 차이는 거주지역보다는 활동 방식에 의해 결정되는 경향이 크다(고명지 2020). 그리고 여가유형 중 여행에 대한 청년들의 관심이 높아지면서 이들은 주요 소비자층으로 주목받고 있으며, 실제 해외여행자 중 약 1/3이 청년층으로 나타난다(이수현 2019; 한국관광데이터랩 2025). 이러한 변화는 청년세대가 여가를 통해 새로운 경험과 자기만족을 추구하는 경향이 확대되고 있음을 보여주지만, 그 과정에서 경제적 요인은 여전히 중요한 영향 요인으로 작용하고 있음을 시사한다.

### 3) 여가활동과 사회적 관계망의 관계 및 지역적 특성

여가활동은 다양한 사회집단과의 접촉을 통해 관계성과 사회적 유대감을 형성하며, 이러한 경험이 개인의 행복감과 사회적 관계망 확장에 긍정적으로 작용한다(남은영 외 2012). 국민여가활동조사를 활용하여 분석한 결과 타인과 함께하는 여가활동을 할 때 혼자일 때보다 행복감이 더 높게 나타났으며, 이는 여가활동이 타인과의 연결성을 강화하는 역할을 한다는 점을 보여준다(신인철 2023). 청년 여가활동의 차별되는 특징 중 하나는 여러 사람과 함께 하는 여가활동을 선호하며 이를 빠르게 타인과 공유하는 경향이 있다는 점이다(정하림·박인권 2021). 동료, 친구 및 다른 사람들과 여가생활을 즐기는 경향은 청년기 발달단계의 특성을 반영한다(손영미·오세숙 2011). 실제 관련 연구에서도 또래를 중심으로 한 다수와 함께하는 여가가 더 의미 있는 경험으로 작용하는 것으로 나타나 여가활동이 사회적 관계망을

형성하고 유지하는 중요한 사회적 활동으로 기능한다고 보았다(손영미·오세숙 2011; 주형철·김수현 2013). 그리고 여가활동을 통해 인간관계를 넓히는 것을 중요시하며 여러 명이 함께 하는 여가활동을 선호하는 청년은 여가만족도와 생활만족도 모두 높은 것으로 나타났다(주형철·김수현 2013). 문화서비스가 발달한 지역에 거주하려는 선호가 높아지고 이는 청년의 지역이동 확률을 높이는 것으로 나타난다는 연구결과는 이를 뒷받침한다(이찬영·이흥후 2016).

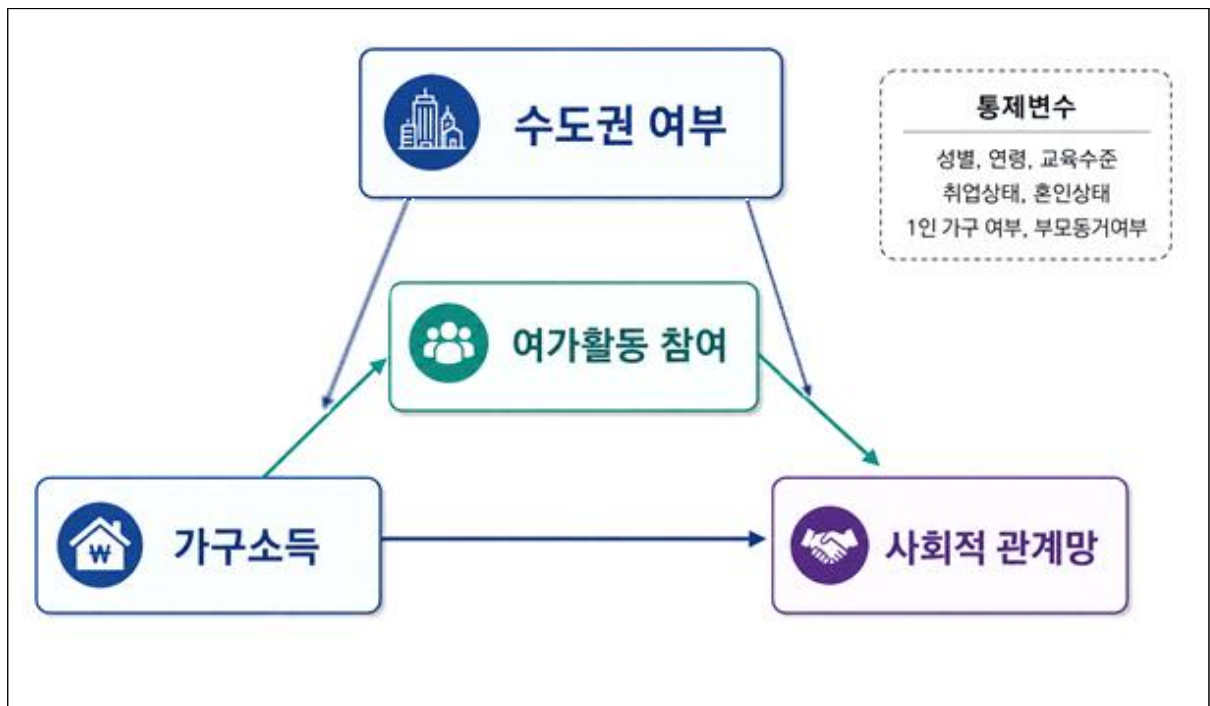
한편, 사회적 관계망은 가족, 친구, 이웃, 동료 등 다양한 사람들로 구성되며, 이는 네트워크의 크기, 유대자원과 구성원의 동질성, 상호적 지지 교환의 기회와 같은 구조적이고 상호작용적 차원으로 설명된다(ELL 1984). 이러한 관계망의 특성은 개인의 행동뿐만 아니라 삶의 스트레스에 대처하는 과정에서 동원 가능한 사회적 지지의 성격과 범위에 유의미한 영향을 미친다는 점에서 중요하다(ELL 1984). 특히 청년에게 있어 사회적 관계망의 효과는 청년이 거주하는 지역적 맥락에 따라 달라질 수 있는데(최윤희 외 2025), 청년의 사회적 관계망 형성은 지역의 관계 구조와 익명성의 정도에 따라 상이하게 나타난다. 수도권의 청년은 익명성이 보장된 느슨한 관계망을 선호하는 반면, 비수도권의 청년은 밀접한 지역 관계 속에서 익명성 부족과 공정성의 한계를 경험하며 벗어나기 위해 이주를 선택하기도 한다(노혜진 외 2024). 이는 청년의 사회적 관계망 형성과 기능이 지역의 관계 구조 및 상호작용 특성에 따라 상이하게 나타남을 보여준다. 만 19세~34세 청년을 대상으로 수도권과 비수도권 간 여가활동 인식을 구조적으로 분석한 연구에 따르면, 타인과의 적극적인 상호작용이 활발할수록 지역 간 여가 환경의 차이를 더 민감하게 인식하는 것으로 나타났다(정하림·박인권 2021). 반면, 다수가 함께 참여하는 여가활동은 사회적 관계망을 강화함으로써 이러한 지역 격차에 대한 인식을 완화하는 데 기여하기도 한다(정하림·박인권 2021). 특히 최근 청년층은 SNS를 기반으로 사회적 관계를 형성하고 확장하는 경향이 뚜렷하며, 미술관이나 전시 관람과 같은 문화예술 활동이 주요 여가형태로 자리 잡고 있다(고명지 2020; 김성아 외 2023). 이에 따라 전시회 등 문화적 자원이 풍부한 지역의 청년들은 이러한 활동을 매개로 새로운 관계를 형성하고 사회적 네트워크를 확장할 기회를 상대적으로 더 많이 보유하게 되는 것으로 이해할 수 있다.

### III. 연구방법

#### 1. 연구모형

청년의 가구소득이 여가활동 참여를 매개로 사회적 관계망에 미치는 영향과 이에 대한 수도권 여부의 조절효과를 검증하기 위한 연구모형은 다음과 같다.

[그림 1] 연구모형



#### 2. 분석자료 및 연구대상

본 연구는 청년의 소득과 여가활동 참여, 사회적 관계망에 대해 분석하기 위해 「2024년 청년 삶 실태조사」 자료를 활용하였다. 해당 조사는 한국보건사회연구원 생명윤리위원회의 승인(제2024-027호)을 받아, 2024년 6월 24일부터 8월 30일까지 약 두 달 동안 수행되었으며, 조사 시점에 대한민국에 거주하는 모든 일반가구의 19세부터 34세 이하 가구원을 모집단으로 하였다. 조사 방법은 Tablet PC를 활용한 전문조사원의 방문 면접조사인 TAPI 조사이며 부득이한 경우 유치조사를 병행하였다. 모집단으로 추정된 19-34세 청년 9,916천 명 중 조사 참여에 동의하고 조사를 끝까지 마친 최종 응답자 수는 15,098명이다.

### 3. 측정도구

#### 1) 종속변수: 사회적 관계망

사회적 관계망은 ‘어려울 때 도움을 청할 수 있는 가족 또는 가족 외 지인’으로 정의하였다. 어려움을 측정하는 문항은 ‘갑자기 큰돈이 필요할 때’, ‘이번 달 생활비가 부족할 때’, ‘본인 또는 가족이 아플 때’, ‘우울하거나 스트레스를 받았을 때’, ‘일상에서 부당한 일을 당했을 때’이다. 청년삶실태조사에서는 각 항목에 대해 가족과 가족 외 지인으로 대상을 구분하여 도움 요청 가능 여부를 각각 응답하도록 설계되어 있다. 본 연구에서는 가족과 지인에 대해 각 항목별로 도움을 청할 수 ‘있다’라고 응답한 경우를 1, ‘없다’라고 응답한 경우를 0으로 코딩 후 합산하여 총 0~10점 범위의 변수로 분석에 활용하였다. 해당 지표를 활용한 이유는 본 연구의 목적이 관계 유형별 차이보다는 실질적 지지를 받을 수 있는 전반적 지지망의 범위를 파악하는 데 있기 때문이다. 또한, 이러한 변수 구성 및 코딩 방식은 사회적 관계망의 양적 측면이 갖는 보호 효과를 검증한 최근의 선행 연구(최윤희 외 2025) 등에서도 유사하게 활용된 바 있어 척도의 타당성을 확보하였다. 다만, 해당 지표는 관계의 강도나 만족도 등 질적 측면은 반영하지 못한 양적 규모 중심의 지표이기 때문에 해석에 유의할 필요가 있다. 본 연구의 분석자료에서 척도의 신뢰도는 Cronbach  $\alpha$  .741로 양호하였다.

#### 2) 독립변수: 로그균등화소득

독립변수로는 총 가구 소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 균등화 가구소득을 로그 변환하여 활용하였다. 균등화 소득은 가구원 수를 고려하여 실질적인 경제적 수준을 파악할 수 있는 지표로, 청년의 경우 부모와 동거하거나 1인 가구 등 가구 형태가 다양하므로 이를 표준화하기 위해 활용하였다.

#### 3) 매개변수: 여가활동 참여

여가활동 참여는 ‘문화 예술 활동’, ‘스포츠 활동’, ‘2-3일 정도의 여행’, ‘여가 관련 동호회 활동’ 각각에 대해 지난 1년 간 참여 경험이 있는 경우를 1, 없는 경우를 0으로 코딩 후 합산하였다. 사회적 관계망의 매개 역할을 확인하기 위해 단순 휴식이나 독서 등의 개인적 활동보다는 관계 형성 가능성이 높은 활동들로 구성하였다. 다만 참여 빈도나 함께한 사람의 유형(가족/친구/새로운 사람), 활동의 질적 측면 등을 반영하지 못했다는 한계가 있다. 본 연구의 분석자료에서 척도의 신뢰도는 Cronbach  $\alpha$  .698로 양호하였다.

#### 4) 조절변수: 수도권 여부

조절변수인 수도권 여부는 서울, 인천, 경기를 수도권(1)로, 나머지 지역을 비수도권(0)으로 측정하였다.

#### 5) 통제변수

통제변수로는 인구사회학적 특성인 성별(여자 0, 남자 1), 연령대(19~24세 1, 25~29세 2, 30~34세 3), 교육수준(고졸 이하 1, 대학교 재·휴학 2, 대졸이상 3), 취업상태(미취업 0, 취업 1), 혼인여부(배우자 없음 0, 배우자 있음 1), 1인가구 여부(일반가구 0, 1인가구 1), 부모동거 여부(부모 비동거 0, 부모 동거 1)을 포함하였다.

### 4. 분석방법

소득이 여가활동 참여를 매개로 청년의 사회적 관계망에 미치는 영향과 수도권 여부에 따른 차이를 분석하기 위해 R4.4.2를 사용하였고 여가활동의 매개효과 분석에는 mediation 패키지를, 수도권 여부에 의한 조절된 매개효과 분석에는 lavaan 패키지를 활용하였다. 분석절차는 다음과 같다.

첫째, 연구대상과 주요 변수의 특성을 파악하기 위해 기술통계 분석을 실시하였다. 둘째, 연구변인 간 관계를 확인하기 위해 Pearson 상관관계 분석을 실시하여 상관계수와 유의확률을 검토하였으며 다중공선성 검토를 위해 VIF(분산 팽창 계수)를 산출하였다. 셋째, 청년의 소득이 여가활동 참여를 매개로 사회적 관계망에 미치는 영향(연구문제1)을 검증하기 위해 매개효과 분석을 실시하였다. 구체적으로 독립-종속, 독립-매개, 매개-종속 각 관계에 대해 회귀분석을 실시하여 매개효과 분석의 전제조건을 확인하고 mediation 패키지를 활용하여 부트스트래핑 방법(재표집 1,000회)으로 간접효과, 직접효과, 총효과, 매개비율을 추정하였다. 넷째, 청년의 소득이 여가활동을 매개로 사회적 관계망에 영향을 미치는 간접효과가 수도권 여부에 따라 달라지는지(연구문제2) 검증하기 위해 조절된 매개효과 분석을 실시하였다. 구체적으로 분석에는 lavaan패키지를 사용하였고 분석모형은 Hayes(2015)의 PROCESS Model 58으로 설정하였다. Model 58은 조절변수가 독립변수-매개변수 경로(소득→여가활동)와 매개변수-종속변수 경로(여가활동→사회적 관계망) 모두를 조절하는 이중조절 매개모형으로, 수도권 여부가 두 경로 모두에서 차별적 영향을 미칠 수 있다는 본 연구의 이론적 가정을 검증하기에 적합하다. 또한 강건한 표준오차 산출을 위해 MLR(Maximum Likelihood with Robust standard errors) 추정법을 적용하였다. 다섯째, 조절된 매개효과와 구체적인 경로(연구문제 2-1, 2-2)를 확인하기 위해 각 경로별 조절효과를 추가 분석하였다.

IV. 연구 결과

1. 기술통계 분석 결과

1) 연구대상의 인구사회학적 특성

본 연구의 분석 표본수는 15,098명으로 성별은 여성이 50.81%, 남성이 49.19%이며 연령대는 19~24세가 36.22%, 25~29세가 33.81%, 30~34세가 29.97%로 고르게 분포하고 있다. 학력은 대졸 이상이 59.53%로 가장 많고 대학 재(휴)학이 22.52%, 고졸 이하가 17.95%이며 67.19%가 취업중이다. 혼인 상태와 가구 유형은 미혼(이혼, 사별 등 포함)이 85.89%, 1인 가구 비율은 30.16%, 부모 동거 비율이 53.07%이다. 거주 지역은 수도권(서울, 인천, 경기) 거주자가 33.31%로 확인되었다.

[표 1] 연구대상의 인구사회학적 특성 (단위: 명, %)

| 구분       | 항목      | 빈도     | %     |
|----------|---------|--------|-------|
| 성별       | 여자      | 7,672  | 50.81 |
|          | 남자      | 7,426  | 49.19 |
| 연령대      | 19~24세  | 5,468  | 36.22 |
|          | 25~29세  | 5,105  | 33.81 |
|          | 30~34세  | 4,525  | 29.97 |
| 학력       | 고졸 이하   | 2,710  | 17.95 |
|          | 대학재(휴)학 | 3,400  | 22.52 |
|          | 대졸이상    | 8,988  | 59.53 |
| 취업 상태    | 미취업     | 4,954  | 32.81 |
|          | 취업      | 10,144 | 67.19 |
| 혼인상태     | 미혼      | 12,967 | 85.89 |
|          | 기혼      | 2,131  | 14.11 |
| 1인가구 여부  | 다인가구    | 10,545 | 69.84 |
|          | 1인가구    | 4,553  | 30.16 |
| 부모 동거 여부 | 비동거     | 7,085  | 46.93 |
|          | 동거      | 8,013  | 53.07 |
| 거주 지역    | 비수도권    | 10,069 | 66.69 |
|          | 수도권     | 5,029  | 33.31 |

## 2) 주요 변수 특성

연구모형의 주요 변수 특성을 살펴본 결과는 [표 2]와 같다. 전체 자료에서 가구균등화소득은 평균 3,494만원이며 여가 활동 참여 수준은 0~4점 중 1.60점, 사회적 관계망 크기는 0~10점 중 5.32점이다. 지역별로 살펴보면 가구균등화소득의 경우 수도권이 3,647만원으로 비수도권(3,418만원)에 비해 높고 여가활동 참여도 수도권이 1.68점으로 비수도권(1.56점)에 비해 높으며 사회적 관계망 크기도 수도권이 5.48점으로 비수도권(5.24점)에 비해 높게 나타났다.

[표 2] 주요 변수 기술통계

(단위: 만원, 점)

| 구분   | 가구균등화소득<br>평균(표준편차) | 여가활동 참여<br>평균(표준편차) | 사회적 관계망<br>평균(표준편차) |
|------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 전체   | 3,494.57 (2,182.32) | 1.60 (1.35)         | 5.32 (2.16)         |
| 수도권  | 3,647.00 (2,458.96) | 1.68 (1.35)         | 5.48 (2.20)         |
| 비수도권 | 3,418.44 (2,025.93) | 1.56 (1.34)         | 5.24 (2.13)         |

연구모형 분석에 앞서 변수 간 선형적 관계의 존재와 방향성을 점검하기 위한 예비적 기술통계 단계로 주요 변수 간 상관관계를 확인한 결과는 [표 3]과 같다. 상관계수의 크기는 전반적으로 크지 않으나<sup>1)</sup>, 모든 주요 변수 간 관계가  $p < .001$  수준에서 유의한 정적 상관관계로 확인되었으며, 이를 토대로 후속 매개효과 및 조절된 매개효과 분석을 수행하였다.

[표 3] 주요 변수 간 상관관계

(단위: 만원, 점)

| 구분      | 가구균등화소득 | 여가활동 참여 | 사회적 관계망 |
|---------|---------|---------|---------|
| 가구균등화소득 | 1.00    | -       | -       |
| 여가활동 참여 | 0.07*** | 1.00    | -       |
| 사회적 관계망 | 0.05*** | 0.08*** | 1.00    |

주: \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

1) 사회과학 연구에서는 다양한 교란요인과 측정오차로 인해 상관계수가 0.1 이하로 나타날 수 있다. 사회발달심리학 분야에 보고된 논문 12,412개를 분석한 연구에서는 상관계수 분포의 25백분위수가 0.08로 확인된 바 있다(Weinerová et al. 2022).

## 2. 여가활동 참여의 매개효과 검증 결과

청년의 가구균등화소득이 여가활동 참여를 매개로 사회적 관계망에 미치는 영향을 분석한 결과는 [표 4]와 같다. 먼저 소득이 여가활동을 통해 사회적 관계망에 미치는 간접효과는 0.016( $p < .001$ )으로 유의하게 나타났다. 이는 소득이 높을수록 여가활동 참여가 증가하고 이를 통해 사회적 관계망이 확장되는 매개경로가 통계적으로 유의하게 존재함을 의미한다. 다음으로 소득이 사회적 관계망에 영향을 미치는 직접효과도 0.132( $p < .001$ )로 유의하게 나타났다. 이는 여가활동 참여를 통제한 후에도 소득이 사회적 관계망에 직접적으로 영향을 미치는 것을 의미한다.

마지막으로 매개효과의 크기를 구체적으로 확인하기 위해 간접효과의 비중을 산출하였다. 간접효과 비중은 총효과 중에서 간접효과가 차지하는 비율을 의미하며 부트스트랩 1,000회에서 추출된 분포를 바탕으로 한 추정값은 0.11( $p < .001$ )로 유의하게 나타났다. 즉 소득이 사회적 관계망에 이르는 총 효과 중 약 11%가 여가활동 참여를 통한 매개경로로 설명될 수 있다.

매개효과 검증 결과를 종합하면 여가활동 참여가 소득과 사회적 관계망 사이를 부분 매개하는 것으로 볼 수 있다.

[표 4] 여가활동 참여의 매개효과 검증 결과

| 경로      | b        | se    | t     | 95% CI[하한-상한] |
|---------|----------|-------|-------|---------------|
| 간접효과    | 0.016*** | 0.003 | 6.412 | 0.012-0.021   |
| 직접효과    | 0.132*** | 0.025 | 5.371 | 0.084-0.180   |
| 총효과     | 0.148*** | 0.025 | 6.013 | 0.100-0.196   |
| 간접효과 비중 | 0.110*** | 0.026 | 4.246 | 0.070-0.173   |

## 3. 수도권 여부의 조절된 매개효과 검증 결과

청년의 소득이 여가활동을 매개로 사회적 관계망에 미치는 영향이 수도권 여부에 따라 달라지는지 조절된 매개효과 모형으로 검증한 결과는 [표 5]와 같다. 먼저 비수도권 여부에 따른 조건부 간접효과는 비수도권이 0.007( $p < .01$ ), 수도권이 0.021( $p < .001$ )로 모두 통계적으로 유의하게 나타났고, 두 집단 간 간접효과의 차이도 0.015( $p < .01$ )로 유의하였다. 이는 소득이 여가활동을 통해 청년의 사회적 관계망에 미치는 매개효과는 청년의 거주지가 수도권인지 비수도권인지에 따라 다르게 나타남을 의미한다.

수도권 여부에 따른 여가활동 참여의 매개효과 차이를 구체적으로 확인하기 위해 경로별로 수도권 여부에 따른 조절효과를 살펴보았다. 먼저 소득이 여가활동에 미치는 영향(경로 ①)에 있어서 소득의 직접효과와 수도권 여부의 주효과는 유의하였으나, 소득과 수도권 여부의 상호작용 효과는 유의하지 않았다. 즉 소득이 여가활동에 미치는 영향에 있어서 수도권 여부에 따른 조절효과(집단 간 차이)는 유의하지 않다. 반면, 여가활동이 사회적 관계망에 미치는 영향(경로 ②)에 있어서는 여가활동, 수도권 여부의 주효과와 여가활동과 수도권 여부의 상호작용 효과가 모두 유의하였다. 즉, 여가활동이 사회적 관계망에 미치는 영향은 수도권 여부에 따라 통계적으로 유의미하게 달라진다고 볼 수 있다.

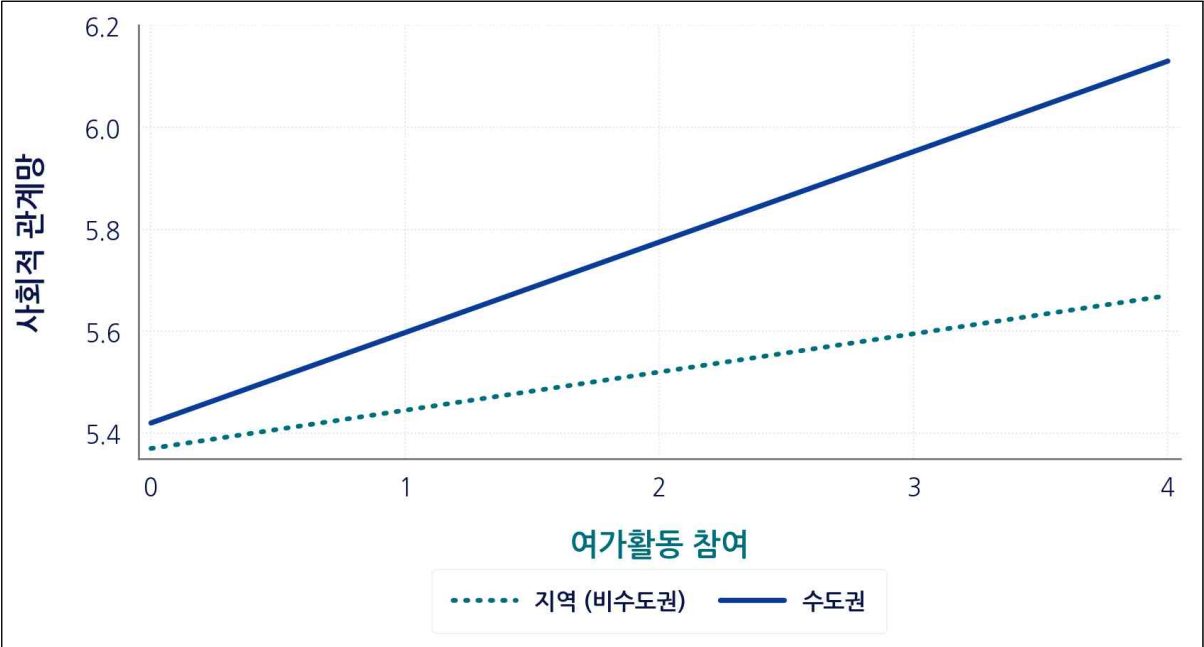
여가활동과 사회적 관계망의 경로가 수도권 여부에 따라 유의미하게 다른 것으로 나타났기 때문에 이를 구체적으로 살펴보고자 시각적으로 표현한 그래프는 [그림 2]와 같다. 점선은 비수도권 표본, 실선은 수도권 표본을 의미하며 가로축은 여가활동 참여, 세로축은 사회적 관계망을 의미한다. 여가활동 참여 전 범위에서 수도권 청년의 사회적 관계망이 크게 나타나 상대적으로 수도권 청년의 사회적 관계망이 더 충분함을 알 수 있다. 또한 수도권 청년의 경우 여가활동 참여와 사회적 관계망의 기울기가 더 가파르게 나타나 여가활동 참여가 늘어날수록 사회적 관계망 크기가 커지는 효과가 수도권에서 더 크다고 볼 수 있다.

[표 5] 수도권 여부의 조절된 매개효과 검증 결과

| 경로                  | 영향요인   | b        | se    | z   | 95% CI[하한-상한]   |
|---------------------|--------|----------|-------|-----|-----------------|
| 소득→ 여가활동<br>(경로 ①)  | 소득     | 0.088*** | 0.019 | 4.7 | [0.051, 0.124]  |
|                     | 수도권 여부 | 0.103*** | 0.023 | 4.5 | [0.058, 0.148]  |
|                     | 소득×수도권 | 0.031    | 0.031 | 1.0 | [-0.029, 0.091] |
| 여가활동→ 관계망<br>(경로 ②) | 여가활동   | 0.075*** | 0.016 | 4.6 | [0.043, 0.107]  |
|                     | 수도권 여부 | 0.220*** | 0.037 | 5.9 | [0.147, 0.293]  |
|                     | 여가×수도권 | 0.105*** | 0.028 | 3.7 | [0.050, 0.160]  |
| 소득→관계망 직접효과         |        | 0.150*** | 0.026 | 5.7 | [0.098, 0.202]  |
| 비수도권 간접효과           |        | 0.007**  | 0.002 | 3.3 | [0.003, 0.010]  |
| 수도권 간접효과            |        | 0.021*** | 0.005 | 4.0 | [0.011, 0.032]  |
| 간접효과 차이             |        | 0.015**  | 0.006 | 2.6 | [0.004, 0.026]  |

주: \*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001 통제변수를 포함한 전체 결과값은 부록표 참고

[그림 2] 여가활동이 사회적 관계망에 미치는 영향: 지역별 차이



V. 결론 및 제언

본 연구는 소득이 여가활동 참여를 매개로 청년의 사회적 관계망에 미치는 영향과 수도권 여부에 따른 차이를 검증하였다. 이를 위해 「2024년 청년 삶 실태조사」를 활용하여 19세에서 34세 청년 15,098명을 대상으로 매개효과 분석과 조절된 매개효과 분석을 실시하였다. 연구 결과와 이를 바탕으로 한 정책제언은 다음과 같다.

첫째, 청년의 소득이 여가활동 참여를 매개로 사회적 관계망에 미치는 간접효과가 유의한 것으로 확인되었다. 즉 가구소득이 높을수록 청년의 여가활동 참여가 증가하고, 이를 통해 사회적 관계망이 확장될 수 있다. 이는 저소득 청년의 경우에는 경제적 제약으로 인해 여가활동 참여가 감소하고 사회적 관계망이 좁아지는 경험을 할 수 있음을 의미한다. 따라서 저소득 청년이 사회적 관계망을 형성 및 유지하여 고립 위기에 놓이지 않게 하기 위해서는 저소득 청년 대상의 여가·문화생활 지원을 확대할 필요가 있다. 우선 저소득층을 대상으로 문화, 여행, 체육 활동 비용을 지원하는 ‘문화누리카드’나 ‘스포츠 바우처’ 등 현재 운영중인 사업을 확대하는 방안이 있다. 특히 여러 사람과 함께 하는 여가활동을 선호하는 청년의 특성을 고려하여(손영미·오세숙 2011; 주형철·김수현 2013) 단순 관람, 개별적 강좌수강이 아닌 공동체적

특성을 가진 활동에는 지원 기준을 완화 또는 확대하거나 동호회 활동까지 지원 범위를 넓히는 방안을 고려해 볼 수 있다. 예를 들어 단순히 영화나 공연 관람 비용을 지원하거나 강좌 수강을 바우처 처리해주는 현재 지원 내용을 넘어 문화예술 소모임 활동비나 스포츠 동아리의 공간 대여료 등을 지원하는 등 청년들이 공통의 관심사를 중심으로 만나고 교류할 수 있는 여가 활동을 지원한다면 사회적 관계망 형성에 더욱 효과적일 것이다(신인철 2023). 다만, 본 연구에서 여가활동의 매개효과는 소득이 관계망에 미치는 총 효과 중 약 11%만을 설명하는 것으로 나타났기 때문에 여가활동 외에 소득이 관계망에 미치는 영향에도 관심을 가질 필요가 있다. 앞서 선행 연구에서 살펴본 바와 같이 경제적 어려움이 있는 청년들은 교통비, 식사비 등 관계를 유지하는 데 드는 기본적인 비용 때문에 친구와의 약속을 줄이거나 활동 반경을 축소하는 경향이 있다(뉴스1 2022/12/15; 한겨레 2023/8/21). 더욱이 경제소외층의 문화여가 활동은 삶의 질 향상에도 영향을 미친다는 측면에서(서우석 2023), 저소득 청년들에게는 여가활동 지원 뿐 아니라 소득보장 정책을 통해 청년들이 사회적 관계를 형성하고 유지하는 데 필요한 경제적 여유를 확보할 수 있도록 지원할 필요가 있다.

둘째, 소득이 여가활동을 매개로 청년의 사회적 관계망에 미치는 간접효과는 수도권이 비수도권에 비해 큰 것으로 확인되었다. 따라서 저소득 청년의 사회적 관계망 단절을 예방하기 위한 방안으로서 여가활동 참여를 지원하는 것은 비수도권 지역보다는 수도권 지역에서 더 효과적일 수 있다. 이와 관련해 소득과 여가활동 참여, 여가활동 참여와 사회적 관계망의 각 관계의 지역차이를 살펴보면 먼저 소득이 여가활동에 미치는 영향에 있어서는 수도권 여부에 따른 조절효과가 유의하지 않았다. 즉, 소득이 낮은 청년의 경우 거주지역이 수도권이든 비수도권이든 여가활동 참여가 적다는 것으로, 여가활동에 대한 소득의 영향은 지역에 관계없이 모든 청년들에게 적용되는 공통 특성이라고 볼 수 있다. 따라서 저소득 청년의 여가활동 접근성을 높이기 위한 지원은 지역에 관계없이 보편적으로 이루어질 필요가 있으며 다만 지역 특성을 고려해 지원 방식에 차별점을 둘 필요가 있다(강인원·고호석 2009). 예를 들어 문화여가 시설이 많고 거리나 교통 접근성도 높은 수도권 지역에서는 청년들이 자유롭게 여가활동을 할 수 있도록 바우처 지원이 효율적일 수 있으나 상대적으로 인프라가 부족하고 접근성이 낮은 비수도권 지역에서는 여가활동을 위한 공간과 대안적 시설을 지원하는 것이 필요할 수 있다(김재원 외 2024). 구체적으로는 지역 청년센터나 공공 공간을 관심사 기반의 소모임이나 동아리 활동 공간으로 개방하고 청년들이 자발적으로 기획하고 운영하는 문화프로그램을 지원하거나 취미 클래스를 운영하는 방법을 고려할 수 있다.

반면 다양한 여가활동에 참여할수록 사회적 관계망이 확장되는 효과는 수도권에서 훨씬 크게 나타나 지역에 따른 차이가 확인되었다. 이는 수도권 청년의 경우 여가활동 기회 부족이 관계망 축소로 이어질 가능성이 상대적으로 더 클 수 있음을 시사한다. 이는 지역에 따라 사회적 관계망의 주요 형성 배경이 다르기 때문인 것으로 해석해 볼 수 있다(고명지 2020; 김성아 외 2023). 비수도권은 타 지역에서 전입

은 청년보다 연고지에 계속 거주중인 청년의 비율이 수도권에 비해 상대적으로 높는데, 이런 경우 학교 등을 통해 형성한 기존 관계망이 청년의 사회적 관계망에서 큰 부분을 차지하므로 여가활동 참여에 따른 관계망 변화가 상대적으로 적을 수 있다(노혜진 외 2024). 반면에 수도권 청년의 경우 타지에서 전입한 비율이 높고 새로 관계를 형성해야 하는 경우가 많기 때문에 여가활동 참여가 사회적 관계망 형성의 주요 통로로 기능할 수 있고 따라서 그 영향이 비수도권에 비해 클 수 있다. 나아가 수도권은 인구 규모와 사회집단의 다양성이 크고, 문화·여가 인프라 및 모임·동아리·커뮤니티 활동 기회가 상대적으로 풍부한데 이러한 환경적 특성 또한 새로운 대인관계를 형성할 수 있는 구조적 기회로 작용할 수 있다. 이러한 맥락에서 동일한 여가활동 참여라도 수도권에서는 새로운 관계로 확장될 가능성이 상대적으로 더 클 수 있다. 따라서 수도권의 경우 청년의 사회적 관계망 형성을 지원하기 위한 방안 중 하나로 여가활동 참여 기회 확대를 우선적으로 검토해 볼 필요가 있다.

연구결과를 종합하면 저소득 청년의 사회적 관계망 강화를 위해서는 기본적인 소득지원 뿐 아니라 여가활동 지원이 병행될 필요가 있으며 이는 지역적 특성을 반영해 차별적인 접근이 필요하다. 수도권의 경우 여가활동 참여와 사회적 관계망 간의 연관 효과가 상대적으로 크게 나타났으므로, 관련 지원 강화 방안을 우선적으로 고려할 수 있는데, 수도권은 상대적으로 여가 인프라가 충분하기 때문에 바우처 지원 형식의 지원이 가능하다. 반면 비수도권의 경우 여가활동 참여가 사회적 관계망에 미치는 영향이 있지만 수도권만큼 여가활동 인프라가 충분하지 않고 접근성이 좋지 않으므로 소모임 활동을 위한 공간 지원과 공공 주도의 취미 클래스 등을 확대하는 방안이 적합할 것이다. 또한 사회적 관계 형성에 있어 여가활동 참여가 미치는 영향이 수도권에 비해 상대적으로 작기 때문에 비수도권에서는 여가활동을 지원하는 것 외에도 직접적인 소득 지원이나 외출 및 이동성을 높이기 위한 교통비 지원, 지방거점지역의 경우 공유주택 등의 다양한 개입을 고려해볼 필요가 있다.

본 연구의 제한점과 후속연구 제안은 다음과 같다. 첫째, 단년도 자료를 분석하였기 때문에 변수 간 인과관계 추정에 한계가 있다. 특히 여가활동 참여와 사회적 관계망 크기가 시간이 지남에 따라 서로 영향을 주고받는 자기회귀 교차지연적 특성을 반영하지 못하였다. 이에 후속연구에서는 종단자료를 활용해 변수 간 인과관계를 보다 면밀하게 살펴볼 필요가 있다. 둘째, 분석자료의 지역 변수가 시도코드로만 제공된 한계로 인해 지역 구분을 수도권과 비수도권으로만 구분하여 비수도권 내에 존재하는 지방 거점 도시와 농어촌 지역의 차이를 반영하지 못하였다. 후속연구에서는 시군구 다층모형이나 대도시/중소도시/농어촌 구분의 연구 등을 통해 지역효과를 구체적으로 확인할 필요가 있다. 셋째, 본 연구에서는 청년의 사회적 관계망을 총량으로 측정하였으나 세부적으로 보면 관계의 질이나 상호작용의 강도 등 관계망의 질적 차원이 반영되지 못하였다. 가족과 지인은 관계망으로 기능하는 방향과 중요도가 서로 다를 수 있기 때문에 이를 해석에 고려할 필요가 있으며 질적 연구 등을 통해 대상에 따른 청년의 사회적 관계망

인식 등을 살펴볼 필요가 있다. 넷째, 본 연구에서는 가구균등화소득을 활용하여 청년이 실질적으로 동원 가능한 경제적 자원의 효과를 검증하였으나, 취업 청년의 경우 개인소득과 가구소득의 영향이 다를 수 있으므로 후속 연구에서는 취업 청년 집단에서 개인소득의 효과를 검증하고 이를 전체 청년 대상 가구소득 분석 결과와 비교함으로써, 청년의 경제적 독립성 수준에 따른 소득 효과의 차이를 규명할 필요가 있다. 마지막으로 본 연구는 전반적인 여가활동 참여 수준이 사회적 관계망으로 이어지는 과정을 확인하고자 참여여부 총합을 변수로 활용했으나, 여가활동의 속성이나 질적차이를 세밀하게 반영하지 못했다는 한계가 있다. 이에 향후 연구에서는 여가활동의 유형별 특성을 반영하여, 소득 수준에 따른 여가 유형의 선택이 관계망 형성에 미치는 차별적 영향을 보다 정교하게 분석할 필요가 있다.

이러한 제한점에도 본 연구는 청년의 소득과 사회적 관계망 사이에서 여가활동 참여가 유의미한 매개역할을 하고 있다는 점과 이러한 경로가 지역에 따라 다르게 작동할 수 있다는 점을 구조적으로 검증했다는 점에서 의의가 있다. 빈곤이 물질적 결핍을 넘어 사회적 고립으로 이어지는 현상이 심화되고 있는 시점에서 이를 중재할 수 있는 지원방안으로서 여가활동의 역할을 확인한 것이다. 또한 수도권 여부에 따른 차이를 경로별로 상세히 검증하여 청년의 사회적 관계망 강화를 위한 개입에는 지역 맞춤형 접근이 필요함을 확인하였다. 이러한 연구 결과는 향후 청년의 사회적 관계망 강화를 위한 정책 설계에 있어 중요한 기초 자료가 될 수 있다.

## 참고문헌

- 강동우. 2023. 「일자리 분포의 지역격차: 수도권과 비수도권 간 비교를 중심으로」. 월간 노동리뷰. 11. 한국노동연구원.
- 강상훈·권영현. 2021. 「여가활동만족도에서 여가시간, 여가비용과 거주지의 영향: 2018 대구사회 조사 사례」. 호텔관광연구 23(1): 50-59.
- 강인원·고호석. 2009. 「지역특성에 따른 여가활동의 질적 활성화 방안」. 관광연구 23(4): 455-478.
- 고명지. 2020. 「청년세대의 새로운 문화적 실천과 구별짓기: 인스타그램 '전시 관람'을 중심으로」. 인문사회 21 11(6): 1867-1882.
- 김기태. 2020. 「청년의 식생활, 정신건강 및 정책 과제」. 보건복지포럼 284: 33-46.
- 김성아·김문길·조성은·정세정·노혜진·강예은·장성현·김지연·이정민. 2023. 「청년정책 지원대상연구: 취약 청년과 지역 청년을 중심으로」. 한국보건사회연구원, 경제·인문사회연구회.
- 김재원·김유송·최셋별. 2024. 「청년세대는 무엇을 쫓아 이동하는가: 지방소멸시대의 청년과 문화예술」. 문화와 사회 32(3): 7-52.
- 김현우·강명구. 2020. 「삶의 자기결정권 선호에 따른 밀레니얼 세대 청년층의 인구이동 특징」. 한국지역개발 학회지 32(5): 49-77.
- 남은영·이재열·김민혜. 2012. 「행복감, 사회자본, 여가」. 한국사회학 46(5): 1-33.
- 남은영·최유정. 2008. 「사회계층 변수에 따른 여가 격차」. 한국인구학 31(3): 57-84.
- 노혜진·김성아·강예은·장성현. 2024. 「청년에게 지역은 어떤 의미인가? -수도권과 비수도권 청년의 인식을 중심으로-」. 사회복지정책 51(2): 61-90.
- 류주연·성기옥·김수진. 2023. 「청년은 어떻게 사회적으로 고립되는가?」. 사회과학연구 34(3): 47-71.
- 문영만. 2022. 「비수도권 청년의 수도권 유출 실태 및 결정요인-7개 권역과 노동시장 격차를 중심으로」. 지역사회연구: 55-77.
- 문창진. 1990. 『보건의료사회학』. 서울: 신광출판사.
- 문화체육관광부. 2023. 「2023 전국 문화기반시설 총람」.
- 문화체육관광부. 2024. 「2024 국민여가 활동조사」.
- 박지영. 2023. 「청년이 위험하다, 청년 4고(苦)」. 복지이슈 FOCUS 11. 경기복지재단.
- 박해광. 2018. 「문화는 청년의 삶을 바꿀 수 있는가?」. 문화와 사회 26(1): 43-90.
- 서우석. 2023. 「여가 영역의 주요 동향」. 통계청 한국의 사회동향: 210-220.

- 서울특별시. 2022a. 「서울시 고립·은둔 청년 실태조사 결과 보고서」.
- 서울특별시. 2022b. 「서울시 먹거리 통계 조사 보고서」.
- 손영미·오세숙. 2011. 「대학생의 여가라이프스타일에 따른 여가소비 및 심리적 특성」. 한국여가레크리에이션학회지 35(2): 33-48.
- 손헌일. 2022. 「‘청년이 살고 싶은 도시’ 부산의 가능성과 대전환」. 부산연구원.
- 신아름. 2023a. 「청년세대의 여가활동 잠재유형과 결정요인」. 여가학연구 21(3): 81-101.
- 신아름. 2023b. 「여가정책의 중요성 인식에 대한 연구: 지역규모를 중심으로」. 문화정책논총 37(3): 61-90.
- 영화진흥위원회. 2025. 「2024년 전국 극장조사 결과」.
- 유성은·민영희. 2025. 「수도권 대도시와 비수도권 중소도시 장년층의 여가활동 및 여가시설 인식 비교: 서울과 군산지역을 중심으로」. 한국생활과학회지 34(3): 479-492.
- 유민상·신동훈·이민정. 2021. 「청년의 사회적 고립 실태 및 지원 방안 연구」. 한국청소년정책연구원.
- 윤태호. 2010. 「지역 간 건강 불평등의 현황과 정책과제」. 비판사회정책 30(30): 49-77.
- 이수비·최윤주·이현옥. 2021. 「청년층의 사회경제적 박탈 경험이 우울의 변화유형에 미치는 영향: 7가지 박탈 영역을 중심으로」. 보건교육건강증진학회지 38(5): 45-56.
- 이수현. 2019. 「한국 청년들의 여행 경험에 관한 연구」. 여가학연구 17(1): 49-71.
- 이정봉. 2021. 「이행기 관점 청년정책에 대한 비판적 검토」. 한국노동사회연구소 이슈페이퍼 8: 1-21.
- 이지은·이경은. 2020. 「주거환경만족도와 지역주민의 정주의도: 연령집단 간 비교를 중심으로」. 지방정부연구 24(2): 57-86.
- 이진희. 2016. 「지역적 건강불평등과 개인 및 지역수준의 건강결정요인」. 보건사회연구 36(2): 345-384.
- 이찬영·이흥후. 2016. 「청년층의 지역 간 인구이동 결정요인 분석과 전망」. 경제연구 34(4): 143-169.
- 정세정·고혜진·김기태·김동진·김성아·오욱찬·이아영·이혜정·임덕영·신영규·하은솔·한겨레·김근혜. 2025. 「2024년 청년 삶 실태조사」. 국무조정실, 한국보건사회연구원.
- 정하림·박인권. 2021. 「청년세대의 지역 간 여가활동 격차 인식 형성의 구조적 분석: 인지된 여가활동 접근도, 여가선호 유형, SNS 이용도, 상대적 박탈감을 중심으로」. 국토계획 56(6): 73-87.
- 조동훈. 2021. 「고졸이후 대졸자의 지역간 이동경로 요인분석」. 경제연구 39(4): 85-110.
- 주형철·김수현. 2013. 「대학생들의 여가라이프스타일 유형에 따른 여가만족 그리고 생활만족의 관계」. 한국웰니스학회지 8(4): 57-72.
- 지은주·류한소·이민아. 2024. 「청년니트(NEET)의 자살생각 및 우울: 수도권과 비수도권 비교를 중심으로」. 한국인구학 47(2): 33-55.

- 최수빈·최성언. 2024. 「사회경제적 지위가 사회적 자본에 미치는 영향-이타적 행동의 조절효과를 중심으로」. 한국사회복지학 76(1): 259-288.
- 최섯별. 2022. 「한국의 MZ 세대 이야기: 기성세대의 상식을 넘어서다」. 지식의 지평 32: 63-76.
- 최아름. 2020. 「[Special Report 2 PART 1] 인터뷰| 안암생활 입주민 \_ “청년에게 걸어갈 수 있다는 건...”」. 더스쿠프 418: 28.
- 최영준. 2025. 「지역은 누가 돌보는가? 누가 관심이나 있는가?」. 보건사회연구 45(3): 1-3.
- 최윤희·김선미·임은효. 2025. 「청년이 인식하는 미래 실현 조건 격차가 우울에 미치는 영향: 수도권과 비수도권 사회적 관계망의 조절효과 차이를 중심으로」. 보건사회연구 45(3): 448-474.
- Andersen, Ronald M., and Pamela L. Davidson. 2011. “Improving Access to Care in America: Individual and Contextual Indicators.” In *Changing the U.S. Health Care System: Key Issues in Health Services Policy and Management*, edited by Ronald M. Andersen, Thomas H. Rice, and Gerald F. Kominski, 3-31. San Francisco: Jossey-Bass.
- Bakeera, S. K., Wamala, S. P., Galea, S., State, A., Peterson, S., and Pariyo, G. W. 2009. “Community perceptions and factors influencing utilization of health services in Uganda.” *International journal for equity in health* 8: 1-12.
- Bourdieu, Pierre. 1986. “The Forms of Capital.” In *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*, edited by John G. Richardson, 241-258. New York: Greenwood Press.
- Ell, K. 1984. “Social networks, social support, and health status: A review.” *Social Service Review* 58(1): 133-149.
- Kang, S., Vogt, C. A. and Lee, S. 2018. “Does taking vacations make people happy? A regional disparity perspective.” *Asia Pacific Journal of Tourism Research* 23(11): 1021-1033.
- Lee, Y. and Park, R. 2024. “Changing Patterns of Youth Social Exclusion in South Korea.” *Youth & Society* 56(6): 1071-1092.
- Putnam, R. D. 2000. *Bowling alone: The collapse and revival of American community*. Simon and schuster.
- Weinerová, Josefína, Dénes Szűcs, and John P. A. Ioannidis. 2022. “Published Correlational Effect Sizes in Social and Developmental Psychology.” *Royal Society Open*

*Science* 9(12): 220311. <https://doi.org/10.1098/rsos.220311>

- “2023년 사회조사 결과” 통계청 보도자료. 2023.11.8. <https://kostat.go.kr/board.es?mid=a10301060300&bid=219>(검색일: 2025년 10월 29일)
- “[9층 시사극] 청년물가 대해부 “밥은 먹고 다니세요?”” KBS뉴스. 2023.4.26. <https://news.kbs.co.kr/news/pc/view/view.do?ncd=7661774>(검색일: 2025년 10월 29일)
- “고립·은둔 청년, 이제 국가가 돕겠습니다.” 보건복지부 보도자료. 2023.12.13. [https://www.mohw.go.kr/board.es?mid=a105030000000&bid=0027&list\\_no=1479278&act=view](https://www.mohw.go.kr/board.es?mid=a105030000000&bid=0027&list_no=1479278&act=view)(검색일: 2025년 10월 29일)
- “버스 대신 파릉이...대학생들 ‘짬내 분투’, 눈물인지 땀인지.” 한겨레. 2023.8.21. [https://www.hani.co.kr/arti/society/society\\_general/1105045.html](https://www.hani.co.kr/arti/society/society_general/1105045.html)(검색일: 2025년 10월 29일)
- “사회적 고립의 시대, 사회적 여가에서 답을 찾다” 여가친화지원. 신인철. 2023. 9. 22. <https://happyoffice.rcda.or.kr/base/board/read?boardManagementNo=13&boardNo=370&searchCategory=&page=1&searchType=&searchWord=&menuLevel=2&menuNo=103>(검색일: 2025년 10월 27일)
- “청년 2000명에게 물었습니다 대출금 부담에 ‘5명 중 1명’ 식비 줄여요” 청년이 바꾼다-금융·재테크". 뉴스1. 2022.12.15. <https://www.news1.kr/articles/4890518>(검색일: 2025년 10월 29일)
- 한국관광데이터랩. 관광통계-국민해외관광객 <https://datalab.visitkorea.or.kr/datalab/portal/ts/getDtrmcNatiCust2Form.do>.(검색일: 2025년 10월 27일)

## 부록

[부록 표] 조절된 매개효과 분석 결과(통제변수 포함 전체 경로)

| 경로                 | 영향요인         | b         | se    | z    | 95% CI[하한-상한]    |
|--------------------|--------------|-----------|-------|------|------------------|
| 소득→ 여가활동(경로①)      |              |           |       |      |                  |
| 주요변수               | 소득           | 0.088***  | 0.019 | 4.7  | [0.051, 0.124]   |
|                    | 수도권 여부       | 0.103***  | 0.023 | 4.5  | [0.058, 0.148]   |
|                    | 소득×수도권       | 0.031     | 0.031 | 1.0  | [-0.029, 0.091]  |
| 통제변수               | 성별           | 0.092***  | 0.022 | 4.1  | [0.049, 0.135]   |
|                    | 혼인여부         | -0.075    | 0.059 | -1.3 | [-0.191, 0.041]  |
|                    | 가구유형         | 0.003     | 0.055 | 0.1  | [-0.104, 0.110]  |
|                    | 자녀유무         | -0.099    | 0.054 | -1.8 | [-0.206, 0.007]  |
|                    | 취업여부         | 0.266***  | 0.025 | 10.5 | [0.217, 0.315]   |
|                    | 연령(29세이하 기준) |           |       |      |                  |
|                    | 30~34세       | 0.027     | 0.031 | 0.8  | [-0.034, 0.088]  |
|                    | 35~39세       | 0.010     | 0.035 | 0.3  | [-0.059, 0.079]  |
|                    | 학력(고졸 이하 기준) |           |       |      |                  |
|                    | 대학 재·휴학      | 0.562***  | 0.039 | 14.5 | [0.486, 0.638]   |
|                    | 대출 이상        | 0.478***  | 0.029 | 16.6 | [0.421, 0.535]   |
| 여가활동→ 사회적 관계망(경로②) |              |           |       |      |                  |
| 주요변수               | 여가활동         | 0.075***  | 0.016 | 4.6  | [0.043, 0.107]   |
|                    | 수도권 여부       | 0.220***  | 0.037 | 5.9  | [0.147, 0.293]   |
|                    | 여가×수도권       | 0.105***  | 0.028 | 3.7  | [0.050, 0.160]   |
| 통제변수               | 성별           | 0.062     | 0.036 | 1.7  | [-0.008, 0.132]  |
|                    | 혼인여부         | -0.003    | 0.103 | -0.0 | [-0.205, 0.199]  |
|                    | 가구유형         | 0.035     | 0.096 | 0.4  | [-0.153, 0.223]  |
|                    | 자녀유무         | 0.022     | 0.095 | 0.2  | [-0.164, 0.208]  |
|                    | 취업여부         | 0.109**   | 0.041 | 2.7  | [0.029, 0.189]   |
|                    | 연령(29세이하 기준) |           |       |      |                  |
|                    | 30~34세       | -0.193*** | 0.053 | -3.6 | [-0.297, -0.089] |
|                    | 35~39세       | -0.421*** | 0.059 | -7.1 | [-0.537, -0.305] |
|                    | 학력(고졸 이하 기준) |           |       |      |                  |
|                    | 대학 재·휴학      | 0.437***  | 0.065 | 6.7  | [0.309, 0.565]   |
|                    | 대출 이상        | 0.358***  | 0.053 | 6.8  | [0.254, 0.462]   |
| 소득→관계망 직접효과        |              | 0.150***  | 0.026 | 5.7  | [0.098, 0.202]   |
| 비수도권 간접효과          |              | 0.007**   | 0.002 | 3.3  | [0.003, 0.010]   |
| 수도권 간접효과           |              | 0.021***  | 0.005 | 4.0  | [0.011, 0.032]   |
| 간접효과 차이            |              | 0.015**   | 0.006 | 2.6  | [0.004, 0.026]   |

주: \*p&lt;.05, \*\*p&lt;.01, \*\*\*p&lt;.001.