

# 서울시 1인가구 재직 청년의 외로움이 삶의 만족에 미치는 영향: 우울, 공정성 인식과 사회참여 인식의 매개효과

## The Relationship Between Loneliness and Life Satisfaction among Employed Young Adults Living Alone in Seoul: The Mediating Effects of Depression, Fairness Perception, and Social Participation Perception

이규란<sup>1)</sup> • 최바울<sup>2),\*</sup>

한국기술교육대학교 테크노인력개발전문대학원 박사수료<sup>1)</sup> • 한국기술교육대학교 교양학부 부교수<sup>2),\*</sup>

Lee, Kyuran<sup>1)</sup> • Choi, Baole<sup>2),\*</sup>

Graduate School of Techno Human Resource Development, Korea University of Technology and Education<sup>1)</sup>  
School of Liberal Arts, Korea University of Technology and Education<sup>2)</sup>

### Abstract

This study aims to examine the mediating effects of depression, fairness perception, and social participation perception on the relationship between loneliness and life satisfaction among employed young adults living alone in Seoul. To achieve this, data from 1,179 individuals who identified as single-person households in the “2022 Seoul Youth Panel Survey” conducted by the Seoul Institute were analyzed. The research model was evaluated using structural equation modeling (SEM). Specific indirect effects were estimated using phantom variables, and their statistical significance was examined through bootstrapping. The main findings of the study are as follows: First, loneliness significantly negatively impacts life satisfaction. Second, depression adversely affects fairness perception, social participation perception, and life satisfaction. Third, depression serves as a mediator between loneliness and life satisfaction, with significant sequential double mediating effects observed for both depression and fairness perception, as well as depression and social participation perception. This study contributes to the literature by empirically demonstrating that both intrapersonal experiences and perceptions of society mediate the relationship between loneliness and life satisfaction among employed young adults, offering important implications for counseling interventions and social policy.

**Keywords:** Seoul single-person household, Loneliness, Life satisfaction, Depression, Fairness perception, Social participation perception

## I. 서론

최근 국내 1인가구는 전체 가구 유형 중 가장 높은 비중을 차지하고 있으며, 2024년 기준 전체 가구의 36.1%에 이르는 것으로 보고되었다(국가데이터처, 2025). 이는

2015년 대비 약 9% 증가한 수치로, 특히 20~30대 청년층에서 증가세가 두드러진다. 지역적으로는 청년 1인가구의 약 절반이 서울·경기 지역에 거주하는 것으로 나타났으며(통계청, 2024), 1인 취업 가구주가 최근 10년간 약 23.6% 증가하여 대도시에서 거주하며 직장에 다니는 1인가

\* Corresponding author: Choi, Baole  
Tel: +82-41-560-1107  
E-mail: baole@koreatech.ac.kr

구의 빠른 증가세를 확인할 수 있다(유진성, 2020). 1인가구로 생활하는 것에는 다양한 어려움이 따르는 것으로 나타났다. 이 중에는 열악한 주거나 식사와 같은 현실적인 문제도 있었지만, 다른 사람으로부터 고립되어 경험하는 외로움과 같은 심리적인 문제도 포함되었다. 조사 결과, 1인가구는 다인가구에 비해 전반적인 행복 수준이 낮으며, 외로움, 우울 등 정신건강 위험이 상대적으로 높았다(강은택 외, 2016; 민보경, 2023; 유민상, 신동훈, 2021). 또한 학교나 직장 소속 청년도 외로움이 높은 것으로 나타나, 직장이나 학교에 소속 여부가 외로움을 완화하는 충분조건은 아닌 것으로 이해된다(변금선, 김정숙, 2024). 따라서 기존의 NEET(Not in Education, Employment, or Training) 청년 중심의 외로움과 고립감에 대한 관심을 1인가구 재직 청년으로 확대할 필요성이 제기된다.

1인가구 청년은 주거 불안정, 취약한 사회적 지지망, 치열한 경쟁 등의 복합적 조건 속에서 삶의 만족이 저하될 가능성이 높다. 특히 한정된 사회적 지지체계는 외로움을 높이고, 삶의 만족을 낮출 것으로 예상된다. Baumeister와 Leary(1995)의 소속욕구 이론에 따르면, 인간은 지속적이고 안정적인 대인관계를 형성하려는 근본적 동기를 지닌다. 개인은 빈번하고 긍정적인 교류를 통해 관계의 지속성과 정서적 안정감을 확보하고자 하며, 이러한 관계적 유대는 심리적 안녕과 사회적 적응에 핵심적인 역할을 수행한다. 그러나 이러한 욕구가 충족되지 못할 때 정서적 고통과 심리적 부적응이 발생한다. 즉, 소속 욕구의 좌절은 외로움으로 나타나며, 이는 개인의 안녕을 저하시키는 요인이 된다.

외로움은 사회적 관계 결핍에서 비롯된 것으로 이해된다(Marangoni & Ickes, 1989; Peplau & Perlman, 1982). 팬데믹 이후 디지털 연결성의 증대와 대면 상호작용의 감소, 사회 전반의 경쟁 심화와 압력은 개인을 고립시키고 외로움을 경험하게 하는 주요 요인으로 작용해 왔다(McCarthy et al., 2026). 이에 더하여 1인가구 청년은 직장장과 학교 이외에 타인과 상호작용 기회가 적고, 기존의 지지망이 불안정하며, 취업과 직업적 정체성을 형성하는 과정에서 새로운 스트레스가 발생하기 때문에 외로움을 경험할 위험이 더 높다(Wright & Silard, 2022). 또한 외로움은 주관적 경험으로, 동료나 가족과 함께 있는 상황에서도 타인과의 단절을 느끼면 외로움을 경험할 수 있다(남보영 외, 2024; 이운영 외, 2017). 외로움은 우울, 불안 등 부정적 정서 경험에 영향을 미치며, 외로움을 자주 경험하는 사람들은 삶의 만족도가 낮은 것으로 나타난다(정

다송, 이동훈, 2024; 최규환, 2015; Bryan et al., 2023; Zoch et al., 2022). 따라서 외로움을 경험하기 쉬운 1인가구 재직 청년은 전반적 만족감이 낮아질 것으로 예상된다.

외로움은 부정적 정서의 선행요인이며, 특히 우울에 강한 영향을 미치는 것으로 나타났다(Cacioppo & Hawkley, 2009). 우울은 개인이 자신과 세상, 미래를 바라보는 인지적 틀을 부정적으로 왜곡시키는 심리적 상태이다(Beck, 1987). 이러한 부정적 인지구조는 세상을 위협적이고 통제 불가능한 것으로 해석하게 하며, 사회를 불공정한 곳으로 지각하게 할 가능성이 있다. 실제로 우울 수준이 높을수록 정당한 세상에 대한 믿음이 낮아지는 경향이 보고되었다(정선희, 양난미, 2021). 이는 우울이 개인의 공정성 인식을 약화시킬 수 있음을 시사한다. 청년세대는 노동시장 진입 초기 단계에서 비정규직 고용을 경험할 가능성이 높고, 재직 청년의 경우 노동시장 기회 구조와 보상 체계의 공정성에 대해 보다 비판적이고 민감하게 반응할 수 있다(신지현, 김민지, 2024). 이러한 맥락은 청년의 우울과 공정성 인식 간 관계를 탐색할 필요성을 제기한다. 나아가 청년층의 공정성 인식은 삶의 만족에 유의한 영향을 미치며(윤민재, 임정재, 2023; Wu & Wang, 2024), 사회신뢰와 사회참여가 높은 집단이 행복한 것으로 나타나(민보경, 2023), 이러한 필요성을 재확인할 수 있다.

또한 우울은 사회참여를 저해하는 요인으로 보고되었다(정병삼, 2023). 사회참여 인식은 개인이 공동체의 구성원으로서 상호작용하고 기여하는 과정으로, 소속 욕구가 행동으로 표현된 형태로 이해될 수 있다. 실증적 연구에 따르면 사회참여는 사회적 통합을 강화하고 삶의 만족을 증진하는 중요한 요인으로 작용한다(강상훈, 2025; 박윤경, 2021; 김수희 외, 2018; 최아영, 2022). 그러나 1인가구 재직 청년의 외로움이 우울에 영향을 미치고, 우울이 사회참여 인식을 저하시킨다면, 결과적으로 삶의 만족이 낮아질 수 있을 것으로 예상된다.

본 연구는 Baumeister와 Leary(1995)의 소속감 욕구 이론을 이론적 토대로 삼아, 1인가구 재직 청년의 외로움이 삶의 만족에 영향을 미칠 것으로 가정하였다. 또한 기본 욕구인 소속감의 좌절은 부정적 인지정서적 반응으로 나타날 것으로 예측하고, 1인가구 재직 청년의 발달적·사회적 특성을 고려하여 우울, 공정성 인식, 사회참여 인식을 매개변인으로 설정하고, 이를 실증적으로 확인하고자 하였다. 이를 통해 외로움과 삶의 만족 간 관계를 개인의 내면적 정서 차원뿐 아니라, 사회적 맥락을 포함한 통합적 관점에서 설명하고자 하였다. 이러한 접근은 증가하고 있

는 1인가구 재직 청년의 심리적 어려움을 개인적 문제로 한정하지 않고, 사회적 인식과 사회참여 인식을 함께 고려할 필요성을 제기한다는 점에서 의의를 지닌다. 나아가 본 연구는 1인가구 재직 청년의 심리·사회적 안녕을 증진하기 위해 정신건강 지원과 사회적 신뢰 및 참여 기회를 연계하는 통합적 개입의 필요성에 대한 이론적·실천적 함의를 제공할 것으로 기대하였다.

본 연구에서 설정한 연구문제는 다음과 같다.

- 연구문제 1. 1인가구 재직 청년의 외로움, 우울, 공정성 인식, 사회참여 인식, 삶의 만족의 구조적 관계는 어떠한가?
- 연구문제 2. 1인가구 재직 청년의 외로움과 삶의 만족의 관계를 우울, 공정성 인식, 사회참여 인식이 매개하는가?

## II. 이론적 배경

### 1. 소속감 욕구이론

Baumeister와 Leary(1995)는 인간이 본질적으로 타인과 지속적이고 안정적인 정서적 유대를 형성하고, 그 관계 속에서 반복적이고 의미 있는 상호작용을 유지하려는 강력한 소속 욕구에 의해 동기화되는 존재라고 보았다. 즉, 소속 욕구는 인간의 기본 욕구이며, 심리 기능에 영향을 미치는 주요 요인이라는 것이다. 이러한 관점에서 소속 욕구는 개인의 심리적 안정감, 정서적 건강, 그리고 삶의 만족을 유지하는 근본적 심리적 동기로 작용한다. 소속 욕구는 지속적 관심과 빈번한 상호작용 욕구의 결합으로 구성된다. 이는 단순한 사회적 접촉을 넘어, 장기적이며 안정적인 관계적 맥락 속에서 상호 배려와 관심이 지속되는 상호작용을 추구하는 경향을 의미하는 것이다.

소속감 욕구가 충족되지 않으면, 외로움, 소외감, 우울감, 낮은 자존감 등 부정적 정서를 경험할 가능성이 커진다. 즉, 사회적 관계가 약화되거나 단절될 수 있다는 인식은 다양한 부정적 정서 및 행동 반응으로 나타날 수 있다. 특히 소속감 욕구의 결핍은 외로움과 밀접하게 관련되어 있다(Cacioppo & Hawkley, 2009). 외로움은 단순한 사회적 접촉의 양보다 관계 속에서 지각되는 소속감의 질적 수준이 낮아질 때 경험된다. 성별, 사회경제적 계층, 인종 등 사회구조적 요인과 외로움의 관계를 확인한 연구에서

는 사회구조적 요인이 관계의 질을 매개로 외로움에 영향을 미치는 것으로 나타났다(Hawkley et al., 2008). 이는 외로움이 소속욕구 충족 실패의 주관적 지각과 관련이 높은 것을 확인한 결과이다. 또한 외로운 사람과 그렇지 않은 사람은 타인과 보내는 전체 시간의 양에는 유의한 차이가 없으나, 외로운 사람들은 친구나 가족과 보내는 시간이 상대적으로 적은 것으로 나타났다(Jones, 1981). 이러한 연구결과는 가족이나 동거하는 사람과의 친밀한 상호작용이 적은 1인가구 재직 청년이 외로움에 취약할 가능성을 시사한다.

### 2. 외로움

외로움은 1인가구 증가에 따라 중요하게 부각되는 심리적 문제 중의 하나이다. 외로움은 개인의 사회적 관계가 충족되지 않음을 지각하는 내적 상태로 정의한다(Heinrich & Gullone, 2006). 즉, 자신이 원하는 만큼 대인관계에서 만족하지 못할 때 외로움을 느낄 수 있다. 외로움은 복합적이고 과정적인 정서로, 관계적 결핍에 대한 지각과 이로 인한 고통스러운 정서로 이해할 수 있다(서영석 외, 2020; Russell et al., 1978; Stein & Tuval-Mashiach, 2015). 즉, 외로움은 타인과의 관계가 결핍되었다고 느낄 때 발생하며, 심리적 고통을 동반한다. 외로움은 단순히 정서적 문제에 그치지 않고 신체 건강에 악영향을 미칠 수 있으며, 지속되면 우울증을 유발하는 것으로 나타났다(박민진, 김성아, 2022). 이외에도 알코올 중독, 건강하지 않은 식사 패턴, 운동량 감소, 수면 부족, 약물 남용, 알츠하이머, 고혈압, 노화 촉진 등과 관련이 있는 것으로 밝혀져, 다양한 부정적 영향이 확인되었다(Snell, 2017).

직장이나 학교와 같이 소속집단이 분명한 청년들도 외로움으로 심리적 고통을 겪는 사례가 나타난다(Marangoni & Ickes, 1989). 재직 청년들은 근무 환경에서 발생하는 다양한 제약적 조건으로 인해 심리적 부적응을 경험할 가능성이 높으며(손인서, 김승섭, 2015; Cacioppo et al., 2007), 이러한 부적응이 외로움을 심화시킬 위험이 있다(남보영 외, 2024). 재직 청년을 대상으로 한 연구에서는 직장에서 투명인간이라고 느낄 때, 기업에서의 소속감이 낮을 때, 직장 내에서의 관계가 부족한 상황에서 외로움을 느끼는 것으로 나타났다(Wright & Silard, 2022). 외로움은 삶의 만족에 부정적 영향을 미치는 것이 확인되어(박동진, 이지연, 2025; 탁하연, 김희연, 2024; 한승우, 김은

영, 2023), 1인가구 재직 청년의 외로움이 삶의 만족을 저해할 것으로 예상된다.

### 3. 삶의 만족

삶의 만족은 행복 또는 주관적 안녕감을 구성하는 개념이다(Diener, 2000; Diener & Emmons, 1984). 삶의 만족은 개인이 일상에서 긍정적인 경험을 누리고, 삶에 의미와 책임감을 부여하며, 설정한 목표를 성취하고 긍정적인 자아상을 유지하는 과정에서 형성된다. 이러한 만족감은 개인이 자신을 가치 있는 존재로 인식하게 하며, 전반적인 삶에 대한 낙관적 태도로 이어진다. 또한 삶의 만족은 단지 현재의 삶의 질뿐만 아니라, 과거부터 현재까지의 삶 전반에 대한 평가를 포함한다. 다시 말해, 개인의 전 생애에 걸친 삶의 흐름에 대한 총체적인 만족을 반영하는 개념이라 할 수 있다.

삶의 만족도는 현재 개인의 삶에 대한 주관적인 만족 정도를 의미한다. 삶의 만족도는 단일한 요인에 의해 결정되기보다는 주거, 경제, 건강, 사회적 관계, 심리적 안녕 등 다양한 영역과 복합적으로 연관된다(Diener et al., 1985). 청년기는 삶의 기반을 형성하는 시기로, 주거, 고용, 사회적 관계 등 다양한 측면에서 불안정성을 경험한다. 그중에서도 1인가구 청년은 외로움, 고립감, 주거 불안 등 복합적인 문제에 직면해 있어 삶의 만족도가 낮아질 가능성이 높다. 1인가구 재직 청년의 삶의 만족도를 직접 확인한 연구는 없으나, 한국의 세대별 주관적 행복을 확인한 연구에서는 중장년 세대보다 청년세대의 주관적 행복이 낮게 나타났다(윤민재, 임정재, 2023). 또한, 1인가구의 삶의 만족에 관한 연구는 다인 가구에 비해 1인가구의 삶의 만족이 낮은 것을 확인하였으며, 높은 사회적 고립감, 우울감을 보고하였다(강은택 외, 2016; 유민상, 신동훈, 2021). 청년층은 계층이동이 가능하다는 인식이 삶의 만족에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 주관적 계층인식과 계층이동인식이 높을수록 즉, 노력을 통해 자신의 세대보다 자식 세대에서 사회경제적 지위가 높아질 가능성을 인식할수록, 사회참여 인식이 높을수록 삶의 만족이 높아지는 것으로 확인되었다(최아영, 2022). 이러한 연구결과는 거주 형태, 부정적 정서, 사회에 대한 인식과 참여 등이 청년의 삶의 만족에 영향을 미치는 것을 의미한다.

### 4. 우울

우울은 슬픔, 실망, 좌절, 침체감 등을 포함한 상실에 대

한 복합적 정서 반응이다(권석만, 1996). 우울은 스트레스 사건에 대한 반응으로 누구에게나 일시적으로 나타날 수 있는 정상적 정서 반응에서부터, 전문적인 치료가 요구되는 정신병적 우울에 이르기까지 다양한 형태로 나타난다(이훈진, 원호택, 1998). 1인가구 청년은 다양한 측면에서 우울에 취약한 것으로 나타났다. 1인가구의 우울증 유병률은 일반 국민과 비교하여 2배 이상 높은 수준이었다(윤명숙, 이희정, 2018). 특성별로는 사회적 교류가 적을수록, 학력이 높을수록, 사무직이나 전문직, 학생이 기술직에 비해 우울이 높았으며, 남성보다는 여성의 우울이 높았다(김영주, 광인경, 2020). 청년 주거 빈곤도 우울에 유의한 영향을 미치는 요인으로 확인되었다(배정희, 구예담, 2023). 이는 사회적 교류가 제한적이고, 주거환경이 불안정한 1인가구 청년이 우울에 취약한 집단이 될 수 있음을 보여준다.

1인가구 청년의 고독감과 생활만족도의 관계를 확인한 연구에서는 우울의 매개효과가 나타났다(박동진, 2025). 이는 1인가구 청년의 우울을 낮추고 삶의 만족도를 높이기 위해서는 사회적 교류가 활발히 이루어지도록 개입하고, 고독감과 우울감을 낮추기 위한 도움이 필요하다는 것을 의미한다. 현재 청년세대는 과거보다 심화된 경쟁체제, 미래 불확실성, 불안정한 사회경제적 지위, 물질적 박탈감 등으로 인해 어려움을 겪고 있다. 이러한 환경에서 1인가구 청년이 경험하는 우울의 문제는 더 심화될 가능성이 크다. 우울감은 삶의 만족도에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타나(김안나, 최승아, 2016; 엄주란, 문재우, 2016; 최성수, 송지현, 2023), 청년의 우울에 대한 지속적인 관심이 요구된다.

우울은 개인의 인지적 판단 체계에 영향을 미쳐 공정성 인식에서 인지 왜곡을 초래한다. Forgas(1995)의 정서 주입 모델(Affect Infusion Model: AIM)에서 정서는 정보 제공의 역할을 하며, 특히 공정성 평가와 같이 복잡한 판단에서 정서의 영향이 강해진다고 제안하였다. 즉, 부정적 정서는 부정적 평가의 근거로 사용된다는 것이다. 공정성 인식에 관한 실증적 연구는 이를 지지하였다. 우울은 공정성 인식에 부정적 영향을 미쳤고(Hanmo et al., 2025), 부정 정서 상태에 있는 연구 참여자들은 분배와 절차 정의를 더 낮게 지각하였다(Mao et al., 2018).

또한 우울은 사회참여 인식을 저해하는 요인으로 확인된다. Beck(1987)은 우울한 개인이 자신과 타인에 대한 부정적인 신념을 형성하여 사회적 상호작용으로부터 철수하고 행동이 위축된다고 설명하였다. 이는 실증연구를

통해 지지되었다. 국내 20대 청년을 대상으로 한 연구에서 우울한 집단은 사회참여가 낮은 것으로 나타났다(김지훈 외, 2024). 우울은 지역사회 참여와 부적 관계가 있었으며, 심각한 우울을 경험하는 사람은 지역사회 참여 행동 뿐 아니라, 중요도에 대한 인식이 낮았고, 원하는 만큼 참여하지 못하는 것으로 나타났다(Nagata et al., 2021). 이는 낮은 사회참여 인식이 우울의 원인이 된다는 선행연구 결과를 확장하는 것으로, 우울이 낮은 사회참여 인식의 원인이 될 수 있음을 나타내는 연구결과이다. 이를 종합하면, 우울은 개인의 인지적 판단을 왜곡하고 행동반경을 좁히는 기제로 작용하여 청년의 공정성 인식과 사회참여 인식을 낮출 것으로 예상할 수 있다.

## 5. 공정성 인식

공정성 인식은 사회적 분배, 절차, 상호작용이 얼마나 공정하게 이루어졌는지 평가하는 인지적 판단이다(윤민재 외, 2025). 공정성 개념은 그 안에 형평(equity)의 원칙과 평등(equality)의 원칙을 모두 가지고 있다. 그러나 신자유주의와 경쟁이 보편적 윤리가 된 현대사회에서 대체로 공정성은 능력주의적 형평, 즉 절차적 정의로 이해된다. 즉, 공정한 절차에서 순수하게 실적이나 재능을 기준으로 보상을 주는 것이 공정하다는 믿음이 보편적인 것으로 볼 수 있다. 최근 국내 연구는 한국의 청년세대가 처한 낮은 경제성장률과 노동시장 진입 장벽과 같은 구조적 특수성이 형평성을 바탕으로 한 공정성 민감도를 더욱 강화시키고 있음을 보여주었다(윤민재, 임정재, 2023). 재직 청년은 한정된 일자리를 둘러싼 경쟁에서 승리한 집단으로 보이나, 중년 집단보다 자영업, 비정규직, 단순 노무직 등에 종사하는 비율이 높아 노동시장 내 질적 격차를 더 구체적으로 체감할 수 있다(신지현, 김민지, 2024). 조사 결과, 노동시장에 진입한 재직 청년은 노동시장 기회 구조와 보상 체계의 공정성에 보다 민감하게 인식하는 경향을 보이는 것으로 나타났다(신지현, 김민지, 2024).

공정성 인식이 개인의 주관적 안녕에 미치는 영향에 관한 논의는 다양한 사회 맥락에서 이루어져 왔다. 사회의 공정성과 주관적 안녕의 관계를 확인한 프랑스 연구에서는 두 변인 간 강한 상관을 확인하였고(Forsé & Parodi, 2014), 미국인을 대상으로 한 연구에서도 소득 불균형은 타인의 공정함에 대한 지각과 행복에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다(Oishi et al., 2011). 국내 연구에서는 청년의 공정성 인식이 주관적 행복에 긍정적 영향을 미치

는 것으로 나타났다(윤민재, 임정재, 2023). 이 연구에서는 세대별 차이를 검증하였는데, 청년세대의 공정성 인식에 따른 행복의 차이가 다른 세대와 달리 유의한 것으로 나타나, 청년의 행복에서 공정성 인식이 중요한 역할을 하는 것을 확인하였다.

## 6. 사회참여 인식

사회참여는 개인이 생애 전반에 걸쳐 활동 영역을 가족이라는 사적 범주를 넘어 사회 전반으로 확장하는 과정으로, 실제 참여 행태와 그 가치에 대한 인식의 두 차원으로 크게 구분할 수 있다. 사회참여는 적극적인 상호작용을 통해 사회적 네트워크를 형성하고, 공동체의 구성원으로서 부여된 다양한 역할과 책임을 능동적으로 수행하는 것을 의미한다. 한국 사회에서 청년들의 사회참여는 노동시장 참여, 지역사회 봉사활동, 정치적 참여 등 다양한 형태로 나타난다(김재희, 박은규, 2016). 또한 지역 구성원과의 협력을 바탕으로 지역사회 미래를 발전시키는데 기여하는 활동(박선희, 윤명숙, 2024), 일자리 참여 등 공식적 활동은 물론 동창회 등의 친목단체, 동호회, 취미단체, 자원봉사, 시민 혹은 지역사회 모임 등도 포함한다. 사회참여 인식은 실제 참여 빈도와 달리 스스로 사회에 얼마나 참여하고 있는지에 관한 주관적 느낌으로 정의할 수 있다(신준섭 외, 2023). 청년의 사회참여 인식은 다양한 측면에서 청년 개인에게 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 국내 선행연구에 따르면, 사회참여 활동은 치료적 개입의 관점에서 개인이 경험하는 부정적인 영향력을 완화하는 보호 요인으로 확인되었다(탁하연, 김희연, 2024). 또한 사회적 관계망 형성에 영향을 미쳐 결과적으로 청년의 심리적 안정, 삶의 만족에 기여하고(강상훈, 안지민, 2022; 정명은 외 2014; 허종호 외, 2021), 자아실현과 삶의 만족도를 증진하였다(강상훈, 2025). 최아영(2022)의 연구에서는 사회참여 활동이 청년의 외로움 감소와 행복감 증진에 도움을 주는 것으로 나타났다. 이처럼 사회참여 인식은 청년들의 내적 자원과 외적 요인을 동시에 강화할 수 있는 효과적인 방법으로 확인되었다(Holmén & Furukawa, 2002).

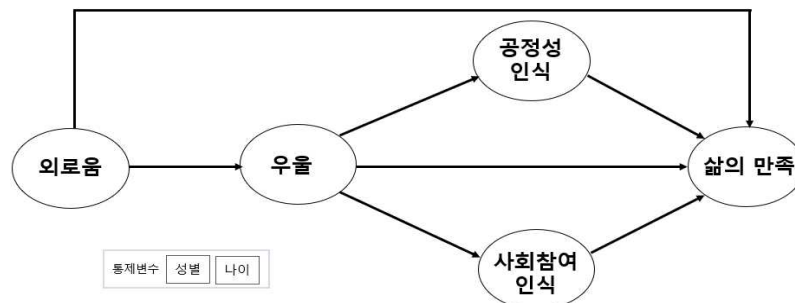
사회참여 인식은 상향적 측면에서 실제적 사회적 관계 형성과 긍정적 경험을 제공함으로써 삶의 질 향상에 기여한다. 또한 하향적 측면에서는 소속감과 연대감, 자기효능감을 증진시켜 개인의 내적 자원을 강화하는 기능을 수행한다(Ryan & Deci, 2000). 이러한 연구들은 사회참여 인

식이 1인가구 재직 청년의 외로움으로 인한 우울과 삶의 만족의 관계에서 매개역할을 할 가능성을 시사한다. 이를 고려할 때 다양한 장면에서 청년의 사회참여를 독려하고 지원하는 것이 외로운 청년의 삶의 만족을 높일 수 있을 것으로 예상되어, 이를 실증적으로 확인할 필요성이 제기된다.

### III. 연구방법

#### 1. 연구모형

본 연구는 1인가구 재직 청년의 외로움이 삶의 만족에 직접 영향을 미치고, 우울, 공정성 인식, 사회참여 인식을 매개로 간접 영향을 미칠 것으로 가정하는 연구모형을 설정하였다. 본 연구에서 설정한 가설적 연구모형은 [그림 1]과 같다.



[그림 1] 연구모형

〈표 1〉 연구대상의 인구통계학적 특성

(N=1,179)

| 구분   |            | 빈도(명)    | 비율(%)    |
|------|------------|----------|----------|
| 성별   | 남성         | 547      | 46.4     |
|      | 여성         | 632      | 53.6     |
| 학력   | 고등학교 졸업 이하 | 249      | 21.1     |
|      | 전문대 졸업     | 146      | 12.4     |
|      | 대학교 졸업     | 697      | 59.1     |
|      | 대학원 졸업     | 87       | 7.4      |
| 나이   | 18~22세     | 49       | 4.2      |
|      | 23~28세     | 497      | 42.1     |
|      | 29~34세     | 633      | 53.7     |
| 전체   |            | 1,179    | 100      |
| 만 나이 |            | 28.61(M) | 3.33(SD) |

### 3. 측정도구

#### 1) 외로움

외로움을 측정하기 위하여 2022년 서울청년패널조사의 외로움 측정 문항을 활용하였다. 본 문항은 UCLA (University of California, Los Angeles)에서 개발한 외로움 평가 척도를 우리나라 상황에 맞게 번역한 한국형 UCLA 외로움 척도(Korean-UCLA Loneliness scale)이다. 문항의 예시로는 “나와 같이 있어 줄 사람이 부족하다”, “도움을 청할 사람이 아무도 없다”, “나는 혼자라고 생각한다” 등이 있다. 외로움 척도는 총 20문항으로 구성되어 있었으나, 탐색적 요인분석 결과 문항 17번의 요인 적재치(.24)가 기준치(.40) 미만으로 나타나 해당 문항은 분석에서 제외하였다. 이에 따라 최종적으로 총 19문항을 사용하여 외로움을 측정하였다. 총 4점 평정척도로, 점수가 높을수록 외로움의 수준이 높음을 의미한다. 본 연구에서의 신뢰도는 .94로 나타났다.

#### 2) 우울

우울을 측정하기 위하여 2022년 서울청년패널조사의 우울 측정 문항을 활용하였다. 본 문항은 한국복지패널에서 사용한 CES-D의 11문항으로, “먹고 싶지 않고 식욕이 없다”, “상당히 우울하다”, “모든 일들이 힘들게 느껴졌다” 등의 내용으로 해당 빈도를 묻는 것으로 구성되었다. 일주일에 1일 미만, 일주일에 1~2일간, 일주일에 3~4일간, 일주일에 5일 이상의 빈도를 4점 척도로 측정하고 점수가 높을수록 우울감이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서 신뢰도는 .90으로 나타났다.

#### 3) 공정성 인식

공정성 인식을 측정하기 위하여 2022년 서울청년패널조사에서 개발한 공정성 인식 문항을 활용하였다. 본 문항은 청년의 사회적 보상 및 기회의 형평성에 대한 인식을 묻는 5개 문항으로 구성되어 있다. 문항의 내용은 “우리 사회는 노력에 따른 공정한 대가가 제공되고 있다”, “사회적 성취에 있어 부모의 경제·사회적 지위보다 내 노력이 더 중요하다”, “40~50대와 비교했을 때 청년세대가 사회·경제적으로 기회가 더 많다”, “청년세대는 우리 사회로부터 충분한 관심과 지원을 받고 있다”, “우리 사회는 다른 나라에 비해 청년세대가 살만한 나라이다”로 구성되었다. 총 5점 평정척도로, 점수가 높을수록 사회에 대한 공정성

인식이 긍정적임을 의미한다. 본 연구에서 신뢰도는 .77로 나타났다.

#### 4) 사회참여 인식

사회참여 인식을 측정하기 위하여 2022년 서울청년패널조사에서 개발한 사회참여 인식 문항을 활용하였다. 정치 문제에 대한 이해 및 참여능력, 사회적 포용성, 정치적 영향력을 묻는 3개의 문항으로 구성되어 있다. 구체적으로는, “나는 정치적 문제를 이해하고 참여할 수 있는 능력이 있다”, “나는 가치관이나 신념이 다른 사람을 포용하고 이해할 수 있다”, “나는 선거나 캠페인 참여 등을 통해 정치발전에 영향을 미칠 수 있다”로 구성되었다. 총 5점 평정척도로, 점수가 높을수록 사회참여 인식이 높음을 의미한다. 본 연구에서의 신뢰도는 .68로 나타났다.

#### 5) 삶의 만족

삶의 만족을 측정하기 위하여 2022년 서울청년패널조사에서 사용한 삶의 만족도 문항을 활용하였다. 삶의 만족도 문항은 2019년 한국인의 행복과 삶의 질 실태조사(정해식, 2019)에서 활용한 질문으로, ‘칸트릴 사다리’를 통해 자신의 삶을 사다리로 생각하도록 한 후, 현재의 삶이 전반적으로 최상일 경우 10점, 최하일 경우 0점으로 평가하도록 하는 방법을 말한다(Cantril, 1965). 본 문항은 삶에 대한 전반적인 만족과 생활수준, 건강, 내가 삶에서 성취한 것, 가족관계 등 13개의 영역에 대한 삶의 만족도를 측정하는 것으로 구성되어 있다. 총 11점 평정척도로, 점수가 높을수록 삶의 만족도가 높음을 의미한다. 본 연구에서의 신뢰도는 .95로 나타났다.

### 4. 분석방법

본 연구에서는 SPSS 27.0과 AMOS 29.0을 활용하여 자료를 분석하였다. 먼저 기술통계를 통해 연구대상의 인구통계학적 특성을 파악하고, 변인 분석을 위해 기술통계치, 상관관계, 정규성 등을 검토하였다. 이후 측정모형 분석을 실시하여 변수의 타당성을 확인한 뒤, 연구가설 검증 위해 구조모형 분석을 수행하였다. 모형의 적합도 평가는 절대적합지수(RMSEA, SRMR)와 상대적합지수(NFI, TLI, CFI)를 기준으로 종합적으로 판단하였다. RMSEA는 .08 미만이면 좋음으로 평가(우종필, 2012)하고, SRMR은 .08 미만이면 양호한 것(Browne & Cudeck, 1992)으로,

NFI, TLI, CFI는 .95 이상이면 적합도가 매우 좋은 것(우종필, 2012)으로 판단한다. 또한 최종 모형에서 직접효과, 간접효과, 총효과를 산출하여 구조적 관계를 검증하였으며, 공정성 인식과 사회참여 인식의 매개효과는 부트스트래핑과 팬텀변수 기법을 활용하여 그 영향력과 유의성을 확인하였다.

## IV. 연구결과

### 1. 기술통계 및 상관분석

본 연구의 주요 잠재변인의 평균은 외로움 1.95( $SD=0.58$ ), 우울 1.67( $SD=0.59$ ), 공정성 인식 2.43( $SD=0.79$ ), 사회참여 인식 3.34( $SD=0.79$ ), 삶의 만족 5.73( $SD=1.79$ )으로 나타났다. 이는 1인가구 재직 청년의 외로움, 우울, 공정성 인식, 삶의 만족은 보통보다 다소 낮고, 사회참여 인식은 보통보다 다소 높은 것을 의미하는 결과이다. 연구모형에 사용된 외로움, 우울, 공정성 인식, 사회참여 인식, 삶의 만족 간의 잠재변인 간 상관계수는  $-.58 \sim .63$ 으로 나타났다. 외로움과 공정성 인식 간 관계를 제외하고 모든 상관이 유의하였다. 자료의 정규성 충족 여부를 검토하기 위해 왜도와 첨도 값을 확인하였다. 일반적으로 왜도의 절대값이 2 미만이고 첨도의 절대값이 7 미만일 경우 자료가 정규성 가정을 만족하는 것으로 판단한다(Finney & Distefano, 2013). 왜도의 통계량 분석결과,  $-.37 \sim 1.22$ ,

첨도는  $-.15 \sim 1.20$ 으로 정규분포의 가정에 충족하였다 <표 2>.

다중공선성 문제를 확인하기 위하여 상관, 공차한계, 분산팽창계수(Variance Inflation Factor: VIF)를 확인하였다. 그 결과, 모든 변수 간 상관이 .80 이하였으며, 공차한계는  $.199 \sim .644$ [ $> .10$ ], 분산팽창계수는  $1.554 \sim 5.020$ [ $< 10$ ]으로 나타나, 다중공선성 문제는 없는 것으로 판단하였다.

### 2. 측정모형 분석

측정모형의 적합도 분석결과,  $\chi^2$ 값은 329.186( $p<.001$ )으로 나타나 통계적으로 유의한 것으로 확인되었다. 그러나  $\chi^2$ 값은 표본수가 증가할수록 실제 모형이 적합하더라도 유의한 결과가 도출되는 한계가 있다. 이에 따라 RMSEA, SRMR, NFI, TLI, CFI 등 추가적인 적합도 지수를 산출하여 모형 적합도를 종합적으로 판단하였다(Hair et al., 2006). 각 값은 RMSEA=.065, SRMR=.0354, NFI=.973, TLI=.968, CFI=.977로 나타나, 자료가 측정모형에 적합한 것으로 확인되었다. 측정모형의 적합도 지수를 산출한 결과는 <표 3>과 같다.

관측변인들이 잠재변인을 통계적으로 유의미하게 설명하는지 확인하기 위한 수렴타당도 검증을 실시하였다. 수렴타당도는 합성신뢰도(Composite Reliability, CR) .70 이상, 평균분산추출값(Average Variance Extracted, AVE) .50 이상을 기준으로 판단하였다(우종필, 2012).

<표 2> 잠재변인의 상관계수 및 기술통계량

( $N=1,179$ )

| 변인         | 1      | 2      | 3     | 4     | 5     |
|------------|--------|--------|-------|-------|-------|
| 1. 외로움     | 1      |        |       |       |       |
| 2. 우울      | .63**  | 1      |       |       |       |
| 3. 공정성 인식  | -.13   | -.15** | 1     |       |       |
| 4. 사회참여 인식 | -.26** | -.22** | .06*  | 1     |       |
| 5. 삶의 만족   | -.54** | -.58** | .37** | .26** | 1     |
| <i>M</i>   | 1.95   | 1.67   | 2.43  | 3.34  | 5.73  |
| <i>SD</i>  | 0.58   | 0.59   | 0.79  | 0.79  | 1.79  |
| 왜도         | 0.41   | 1.22   | 0.40  | -0.16 | -0.37 |
| 첨도         | -0.15  | 1.20   | 0.15  | 0.27  | 0.16  |

주) \*\* $p<.01$ , \* $p<.05$

<표 3> 측정모형의 적합도

| $\chi^2$ | <i>df</i> | <i>p</i> | RMSEA | SRMR  | NFI  | TLI  | CFI  |
|----------|-----------|----------|-------|-------|------|------|------|
| 329.186  | 55        | .000     | .065  | .0354 | .973 | .968 | .977 |

분석결과, 모든 잠재변인에 대한 결과값이 기준치를 상회하는 것으로 나타나, 수렴타당도가 적절한 것으로 판단하였다. 합성신뢰도와 평균분산추출값을 산출한 결과는 <표 4>와 같다.

### 3. 구조모형 적합도 분석

측정모형 검증을 통해 잠재변인들의 집중 및 판별 타당도를 확인한 후, 연구가설을 검증하기 위해 구조모형을 구축하였다. 연구모형의 적합도 지수를 산출한 결과는 <표 5>와 같다. 적합도 지수 분석결과,  $\chi^2$ 값은 398.445( $p < .001$ )로 나타나 통계적으로 유의하여 모형이 적합하지 않은 것으로 나타났다. 다만,  $\chi^2$ 값은 표본크기에 민감하여 표본수가 증가할수록 모형이 실제로 적합하더라도 유의한 결과가 도출되는 한계가 있으므로, RMSEA, SRMR, NFI, TLI, CFI 등 추가적인 적합도 지수를 산출하여 모형 적합도를 종합적으로 판단하였다. 각 값은 RMSEA=.061, SRMR=.0375, NFI=.968, TLI=.962, CFI=.973으로 나타나 모형이 적합한 것으로 판단하였다.

### 4. 연구모형 분석

연구모형 분석에 앞서 인구통계학적 변인의 영향을 확인하였다. 분석결과, 여성의 우울이 남성보다 높고, 여성의 사회참여 인식이 남성보다 낮은 성별의 영향이 나타났다. 공정성 인식과 사회참여 인식은 연령이 높아질수록 낮아지는 것으로 나타나, 두 변인을 통제변인으로 포함하였다.

외로움, 우울, 공정성 인식, 사회참여 인식, 삶의 만족 간 직접적인 영향 관계를 검증하고자 경로계수를 분석하였다. 그 결과 외로움에서 삶의 만족에 이르는 경로는 부적으로 유의하였고( $\beta = -.187, p < .001$ ), 우울에 이르는 경로는 정적으로 유의하였다( $\beta = .682, p < .001$ ). 우울에서 공정성 인식( $\beta = -.189, p < .001$ )과 사회참여 인식( $\beta = -.265, p < .001$ ), 삶의 만족( $\beta = -.411, p < .001$ )에 이르는 경로는 모두 부적으로 유의하였다. 공정성 인식과 사회참여 인식에서 삶의 만족에 이르는 경로는 모두 정적( $\beta = .302, \beta = .092, p < .001$ )으로 유의하였다. 구조모형의 경로계수 및 분석결과는 <표 6>과 [그림 2]와 같다.

<표 4> 수렴타당도 검증 결과

| 구분   |         | CR    | AVE   |
|------|---------|-------|-------|
| 잠재변인 | 외로움     | 0.945 | 0.851 |
|      | 우울      | 0.899 | 0.749 |
|      | 공정성 인식  | 0.815 | 0.693 |
|      | 사회참여 인식 | 0.744 | 0.594 |
|      | 삶의 만족   | 0.951 | 0.866 |
| 기준치  |         | >.70  | >.50  |

<표 5> 연구모형의 적합도

| $\chi^2$ | df | p    | RMSEA | SRMR  | NFI  | TLI  | CFI  |
|----------|----|------|-------|-------|------|------|------|
| 398.445  | 74 | .000 | .061  | .0375 | .968 | .962 | .973 |

<표 6> 연구모형 경로계수

(N=1,179)

| 경로      |           | 비표준화 계수(B) | 표준화 계수( $\beta$ ) | 표준오차(S.E.) | 검정통계량(C.R.) |
|---------|-----------|------------|-------------------|------------|-------------|
| 외로움     | → 우울      | 0.602      | 0.682             | 0.026      | 23.448***   |
|         | → 삶의 만족   | -0.589     | -0.187            | 0.104      | -5.654***   |
| 우울      | → 공정성 인식  | -0.295     | -0.189            | 0.049      | -6.06***    |
|         | → 사회참여 인식 | -0.354     | -0.265            | 0.047      | -7.523***   |
|         | → 삶의 만족   | -1.470     | -0.411            | 0.130      | -11.297***  |
| 공정성 인식  | → 삶의 만족   | 0.693      | 0.302             | 0.072      | 9.686***    |
| 사회참여 인식 | → 삶의 만족   | 0.246      | 0.092             | 0.074      | 3.320***    |

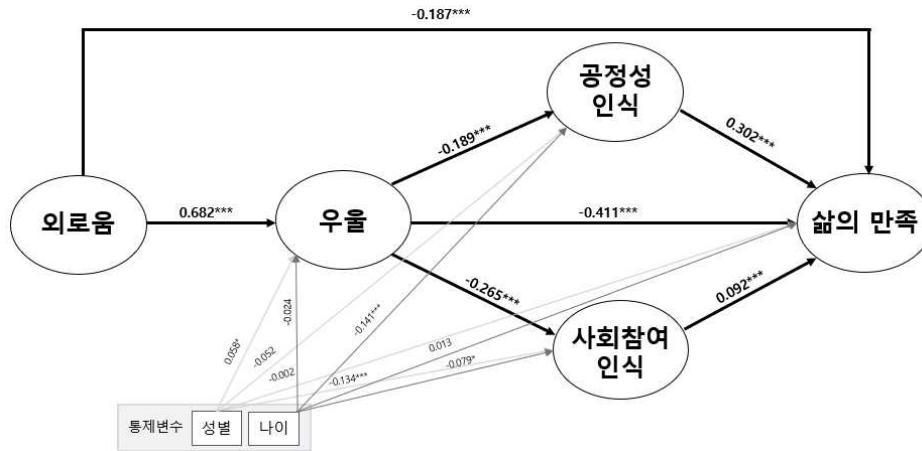
주) \*\*\*  $p < .001$

## 5. 매개효과 검증

외로움이 삶의 만족에 영향을 미치는 간접효과를 검증하기 위해 부트스트래핑 절차를 활용했다. 부트스트래핑 방법을 실행하기 위해서 원자료( $N=1,179$ )로부터 5,000개의 표본을 생성하여 모수 추정치에 사용하였으며, 신뢰구간은 95%에서 설정하였다. 부트스트래핑 방법을 통한 모형의 간접효과 분석결과는 <표 7>에 제시되어 있다. 외로움에서 전체 변인을 매개로 하는 간접효과의 신뢰구간 내 0이 포함되지 않았으므로 유의한 것으로 판단하였다( $\beta = -.336, p < .001$ ).

개별 매개효과를 확인하기 위해 팬텀변수(phantom

variable)를 설정하고 분석하였다. 팬텀변수는 모형의 적합도나 모수치에 영향을 미치지 않는 가상의 변수로, 각 간접효과를 분리하여 추정할 수 있도록 하는 기법이다(배병렬, 2014). AMOS를 사용한 구조방정식 모형 검증에서는 전체 간접효과를 추정한 값만 제시하여 매개변인이 여러 개일 경우 각각의 간접효과를 추정하지 못하는 한계가 있다. 본 연구에서는 1인가구 재직 청년의 외로움이 우울, 공정성 인식, 사회참여 인식을 거쳐 삶의 만족에 미치는 각각의 간접효과를 파악하기 위해 팬텀변수 기법을 적용하였다. 분석결과 우울, 우울과 공정성 인식, 우울과 사회참여 인식 모두 외로움과 삶의 만족의 관계에서 간접효과가 유의한 것으로 나타났다(<표 8>).



주) 1) 경로계수는 표준화 값임.

2) \*\*\*  $p < .001$ , \*  $p < .05$

[그림 2] 구조모형 분석결과

<표 7> 최종모형의 부트스트래핑 검증을 통한 순차 매개효과

( $N=1,179$ )

| 경로                               | 직접효과  | 간접효과     | 총 효과  | 95% 신뢰구간 |       |
|----------------------------------|-------|----------|-------|----------|-------|
|                                  |       |          |       | 최소       | 최대    |
| 외로움 → 우울 → 공정성 및 사회참여 인식 → 삶의 만족 | -.187 | -.336*** | -.523 | -.572    | -.471 |

주) 1) 경로계수는 표준화 값임.

2) \*\*\*  $p < .001$

<표 8> 팬텀변수를 활용한 개별 매개효과 분석

( $N=1,179$ )

| 경로                         | 비표준화 계수(B) | 표준화 계수( $\beta$ ) | 표준오차 (S.E.) | 95% 신뢰구간 |       |
|----------------------------|------------|-------------------|-------------|----------|-------|
|                            |            |                   |             | 최소       | 최대    |
| 외로움 → 우울 → 삶의 만족           | -.913      | -.280***          | .099        | -1.112   | -.726 |
| 외로움 → 우울 → 공정성 인식 → 삶의 만족  | -.127      | -.039***          | .025        | -.181    | -.082 |
| 외로움 → 우울 → 사회참여 인식 → 삶의 만족 | -.054      | -.017**           | .02         | -.101    | -.021 |

주) \*\*\*  $p < .001$ , \*\*  $p < .01$

## V. 논의 및 결론

본 연구에서는 Baumeister와 Leary(1995)의 소속감 욕구 이론을 기반으로 1인가구 재직 청년의 외로움과 삶의 만족의 관계에서 우울, 공정성 인식, 사회참여 인식의 매개효과를 검증하였다. 이를 위해 2022년 서울연구원이 구축한 서울청년패널조사 2차년도 자료 중 서울시 1인가구 재직 청년 1,179명의 자료를 분석하였다. 본 연구는 1인가구 재직 청년의 개인 변인과 사회에 대한 인식과 사회참여 인식의 관계를 통합적으로 확인하여 1인가구 재직 청년의 심리사회적 안녕에 대한 다차원적 이해를 시도하였다. 주요 결과를 논의하면 다음과 같다.

첫째, 서울시 1인가구 재직 청년의 외로움은 삶의 만족에 부정적으로 유의한 영향을 미쳤다. 이는 빈번하고 긍정적인 상호작용이 정서적 안정감을 가져온다는 소속감 욕구 이론(Baumeister & Leary, 1995)의 이론적 가정을 지지하는 결과이다. 또한 외로움이 삶의 만족을 낮춘다는 선행연구결과(박동진, 이지연, 2025; 최규환, 2015; 탁하연, 김희연, 2024; 한승우, 김은영, 2023)와 일치하는 것이다. 1인가구 재직 청년은 가정 내 일상적 상호작용의 부재, 직장 내 경쟁적 환경, 퇴근 이후의 고립된 생활 패턴 등 구조적 조건 속에서 외로움에 노출될 가능성이 높다. 이는 단순한 개인 내적 정서 문제가 아니라 생활 맥락과 결합된 사회구조적 현상으로 이해될 필요가 있다. 따라서 외로운 1인가구 청년의 삶의 만족 증진을 위한 개입이 필요하다. 대인관계 기술 향상에 초점을 맞춘 소규모 그룹 교육 및 마음챙김 명상(Cacioppo et al., 2015), 회복탄력성 훈련 프로그램(Sylvia et al., 2021), 지역 기반 커뮤니티 활성화, 집단 여가 및 식생활 지원 프로그램 확대 등 관계 형성 기회를 증진하는 방향으로 정책을 설계할 필요가 있다. 또한 근무지 내에 친목도모를 위한 공동점심 식사, 팀 빌딩 활동 등을 통해 업무 리듬에 사회적 활동을 접목할 필요가 있다.

둘째, 서울시 1인가구 재직 청년의 외로움은 우울을 매개로 삶의 만족에 부정적 영향을 미쳤다. 이는 우울이 외로움과 삶의 만족의 관계를 매개한 연구결과(박동진, 2025; 정다송, 이동훈, 2024)와 외로움이 우울에 영향을 미친다는 연구결과(Cacioppo & Hawkley, 2009), 우울이 삶의 만족에 부정적 영향을 미친다는 연구결과(김안나, 최승아, 2016; 송도훈 외, 2025; 엄주란, 문재우, 2016; 최성수, 송지현, 2023; Kim-Prieto et al., 2005)와 맥락을 같이하며, 소속감 욕구 이론을 실증적으로 지지하는 것이다. 따라서

1인가구 재직 청년의 삶의 만족 향상을 위해서는 외로움 감소와 함께, 우울로의 전이를 조기에 차단하는 정신건강 개입이 중요하다. 이를 위해 청년 정신건강을 위한 공공 상담 사업의 확대, 기업 내 EAP(근로자 지원 프로그램) 확대, 청년 자영업자나 프리랜서 등을 위한 정서지원 등 지역사회와 근로현장 중심의 다각적인 지원 체계 마련이 필요하다.

셋째, 외로움은 우울과 공정성 인식을 차례로 매개하여 삶의 만족에 영향을 미쳤다. 먼저 우울은 공정성 인식에 부정적 영향을 미쳤다. 이는 우울한 개인이 세상에 대해 부정적으로 지각한다는 Beck(1987)의 부정적 인지 삼제 이론을 지지하는 결과로, 우울 수준이 높을수록 사회를 불공정하게 인식할 수 있음을 실증적으로 확인한 것이다. 또한 우울이 공정성 인식에 부정적 영향을 미친다는 실증적 연구결과(Hanmo et al., 2025; Mao et al., 2018)와 일치하는 것이다. 기존 다수의 선행연구에서는 공정성 인식이 우울에 영향을 미치는 것(강미숙 외, 2022; 노민정, 2021)을 보고하였다. 여기에 본 연구결과를 통합하면, 세상이 불공정하다는 인식이 개인을 우울하게 하고, 우울한 개인은 세상이 불공정하다고 인식하는 악순환의 관계에 있다고 이해할 수 있다. 본 연구에서는 우울이 공정성 인식에 부정적 영향을 미치는 것을 확인하여, 우울과 공정성 인식의 순환적 관계를 실증적으로 뒷받침하였다는 점에서 이론적 확장 가능성을 제시하였다.

공정성 인식은 삶의 만족에 정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 선행연구에서 일관적으로 보고된 결과(윤민재, 임정재, 2023; Forsé & Parodi, 2014; Oishi et al., 2011)와 일치한다. 부패와 같이 사회적 공정성을 훼손하는 요인이 구성원의 사회적 신뢰를 약화시키고, 결과적으로 행복을 저해한다는 주장(Welsch, 2008)을 고려할 때, 본 연구결과는 공정성 인식이 삶의 만족에 중요한 심리적 기제로 작용함을 뒷받침한다. 최근 한국 청년층에게 공정성 문제는 주요 관심사이자 사회에 대한 불만족과 박탈감을 형성하는 핵심 요인으로 지적되고 있다(윤민재, 임정재, 2023). 재직 청년에게는 직장 내 절차공정성이나 사회의 분배공정성이 더 중요하게 지각될 수 있다. 이러한 맥락에서 본 연구결과는 청년층의 공정성 지각을 보다 면밀히 이해할 필요성이 있고, 직장과 사회적 차원에서 공정성 증진 노력이 삶의 만족도 향상과 연결될 수 있음을 시사한다.

1인가구 재직 청년의 외로움은 우울과 공정성 인식을 거쳐 삶의 만족에 순차적으로 영향을 미치는 것으로 나타

났다. 이는 1인가구 재직 청년의 외로움이 우울 수준을 높이고, 이러한 정서적 부적응이 사회에 대한 인식을 부정적으로 형성함으로써 궁극적으로 삶의 만족을 저하시킬 수 있음을 시사한다. 따라서 1인가구 재직 청년의 삶의 만족을 증진하기 위해서는 개인 차원의 정서적 지지에 그치지 않고, 사회에 대한 신뢰와 공정성 지각을 회복할 수 있도록 돕는 개입이 필요하다.

넷째, 1인가구 재직 청년의 외로움은 우울과 사회참여 인식을 거쳐 삶의 만족에 순차적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 먼저 우울이 사회참여 인식에 미치는 부정적 영향이 유의하였다. 이는 우울이 사회참여 인식에 부정적 영향을 미친다는 연구결과(김지훈 외, 2024; 정병삼, 2023; Nagata et al., 2021)를 지지하는 결과이며, 정서적 위축이 사회참여 축소로 이어지는 경로를 보여준다. 또한, 우울은 사회참여 인식을 매개로 삶의 만족에 영향을 미쳤다. 우울을 경험하는 청년은 대인 접촉과 공동체 활동에 소극적일 수 있고, 이에 따라 사회적 자원 접근과 관계 형성의 기회가 축소되어 결과적으로 삶의 만족이 낮아질 수 있다. 반대로, 높은 사회참여 인식은 삶의 만족에 긍정적 영향을 미칠 수 있다. 본 연구에서도 사회참여 인식이 삶의 만족에 미치는 정적 영향이 유의하였다. 이는 사회참여가 삶의 만족을 향상시킨다는 선행연구결과(강상훈, 2025; 박윤경, 2021; 김수희 외, 2018; 최아영, 2022)와 일치한다. 사회참여 인식은 소속감, 연대감, 자기효능감을 높이고, 외로움을 완화하는 데 기여할 수 있으며 개인의 심리적 회복력을 향상시키는 것으로 나타나(강상훈, 2025; 강상훈, 안지민, 2022), 우울한 개인의 사회참여 인식 향상을 통해 삶의 만족을 높일 수 있음을 시사하였다.

따라서 우울이 높은 1인가구 재직 청년의 삶의 만족도를 제고하기 위해서는 이들에게 사회의 유능한 구성원으로 지각할 수 있도록 정책적 개입이 요구된다. 본 연구에서 우울이 사회참여 인식에 부적인 영향을 미친다는 결과는, 소속집단이 분명한 재직 청년도 우울을 경험하면 사회를 바라보는 관점이나 사회참여 의지가 위축될 수 있음을 시사한다. 따라서 이들의 우울이 사회적 철수로 이어지지 않도록 개입하는 것이 필요하다. 특히, 사회참여 인식은 개인이 사회적 역할을 수행하고 사회적 관계를 확장하며 주체성을 형성해 가는 심리적 과정이다(Cicognani & Zani, 2006). 따라서 심리적 위축 및 사회적 교류가 저하된 직원을 위해 퇴근 후 일상에서 지역사회와 유기적으로 연결될 수 있는 맞춤형 틈새형 사회참여 네트워크를 기획하여, 이들이 사회적 연결감을 회복하도록 돕는 실질적인 지

원이 요구된다. 나아가 기업 차원에서 1인가구 재직 청년이 지역사회의 일원으로 소속감을 체감할 수 있도록 사회공헌 활동과 연계한 마일리지 등 인센티브 제도 마련이 필요할 것이다. 이러한 맞춤형 프로그램 개발과 제도적 정비, 네트워크 활성화를 통해 사회참여에 대한 긍정적 인식을 고취시키고 궁극적으로 1인가구 재직 청년의 삶의 만족도를 향상시킬 수 있는 실효성있는 기제가 될 것이다. 한편 선행연구에서는 재직 청년들의 유급 노동 및 통근 시간 등 물리적인 시간 제약으로 인해 사회참여가 감소하는 현상을 보고하여(정은희, 주은선, 2020; Yang et al., 2018), 사회참여 확대를 위한 조직과 정책 차원의 지원이 요구된다. 최근 일부 지방자치단체에서는 청년이 주체적으로 지역사회 활동에 참여하며 사회적 관계를 확장할 수 있도록 지원하는 사회참여 프로그램과 청년 커뮤니티 지원사업을 운영하고 있다(서울특별시, 2025). 이러한 정책적 접근은 청년의 외로움을 완화하고 우울을 낮추는 동시에, 사회에 대한 신뢰와 안정감을 증진시켜 삶의 만족을 향상시키는 데 기여할 것이다.

본 연구는 Baumeister와 Leary(1995)의 소속감 욕구 이론을 바탕으로 인간의 관계적 욕구가 충족되지 않을 때 발생하는 외로움과 우울이 1인가구 재직 청년의 삶의 만족에 어떠한 과정을 통해 영향을 미치는지를 통합적으로 검증했다는 점에서 의의가 있다. 특히 외로움과 우울을 개인의 정서적 반응으로만 보지 않고, 공정성 인식과 사회참여 인식이라는 사회적 요인과 연결하여 분석함으로써, 소속감 욕구의 결핍이 정서적·인지적·행동적 차원 모두에 파급된다는 이론적 확장 가능성을 제시하였다. 또한, 1인가구 재직 청년을 대상으로 외로움과 우울의 정서적 요인이 공정성 인식과 사회참여 인식을 통해 삶의 만족에 미치는 구조적 관계를 실증적으로 검증함으로써, 다양한 대상에 대한 맞춤형 정책 및 상담 개입이 필요함을 확인하였다. 즉, 청년층의 정서적 안녕을 향상시키기 위해서는 개인 내적 요인에 대한 심리적 지원과 더불어 공정성 인식 제고, 사회적 관계망 회복, 지역 기반의 사회참여 기회 확대 등 소속감 욕구를 충족시킬 수 있는 다층적 접근이 필요하며, 직장이 있는 경우라도 세심한 관심이 요구된다는 것을 보여주었다.

본 연구의 한계와 후속연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서 활용한 자료는 횡단적인 데이터로 변수 간 시간적 선후 관계를 검증하는데 한계가 있다. 소속감 욕구이론을 기반으로 선행연구를 통해 이론적으로 경로를 설정하였지만, 실제 인과로 작용하는지에 대해서

는 후속연구가 필요하다. 이후 연구에서는 종단 설계를 통해 외로움, 우울, 공정성 인식, 사회참여 인식, 삶의 만족의 시간적 선후와 상호작용을 검증할 필요가 있다. 둘째, 서울시 1인가구 재직 청년으로 대상이 한정되어 있어 지역적인 특성이 반영되어 있을 가능성이 있다. 따라서 후속연구에서는 다양한 지역의 1인가구 재직 청년을 포함하여 비교 및 분석함으로써 일반화를 높일 필요가 있다. 셋째, 본 연구에서는 고용형태가 다수 범주로 구성되어 있고 각 집단의 표본 수가 충분하지 않아 통제변수로 포함하지 못하였다. 고용형태는 우울, 공정성 인식, 사회참여 인식, 삶의 만족과 관련될 가능성이 있는 변수이므로, 이를 통제하지 못한 점은 본 연구의 한계로 볼 수 있다. 향후 연구에서는 보다 균형있는 표본을 확보하여 고용형태를 통제한 분석이 필요하다. 넷째, 본 연구에서는 2022년에 구축된 데이터 사용으로 최근의 사회·경제적 변화가 충분히 반영되지 못했다는 점에서 결과 해석에 주의가 필요하다. 후속연구에서는 보다 최신의 데이터를 통해 1인가구 재직 청년에 대한 실태를 구체적으로 파악하고, 정책적 함의를 심화하는 연구가 필요하다. 마지막으로, 본 연구는 양적 자료를 중심으로 분석을 수행하여 외로움과 우울이 높은 청년들이 공정성 인식 및 사회참여에 대해 어떻게 인식하는지에 대한 심층적 이해가 부족하다. 향후 연구에서는 청년의 주관적 경험과 인식을 탐색할 수 있는 질적 연구를 병행하여, 외로움과 우울이 삶의 만족에 미치는 심리적·사회적 과정을 보다 풍부하게 해석할 필요가 있다.

주제어: 서울시 1인가구, 외로움, 삶의 만족, 우울, 공정성 인식, 사회참여 인식

## REFERENCES

- 강미숙, 김하나, 박선영(2022). 20대 여성의 정당한 세상에 대한 믿음이 자살사고에 미치는 영향: 속박감과 우울의 이중매개 효과. *여성연구*, 115(4), 249-276.
- 강상훈(2025). 청년의 사회 참여와 삶의 만족도, 서비스 인지와 의 관계 - 서울 이주 경험 차이를 중심으로 -. *지역사회연구*, 33(1), 177-204.
- 강상훈, 안지민(2022). 경상북도 지역주민의 사회참여와 지역 공동체 의식이 우울에 미치는 영향. *사회과학리뷰*, 7(3), 43-66.
- 강은택, 강정구, 마강래(2016). 1인 가구의 주관적 삶의 만족감에 관한 연구: 미혼 1인 가구와 기혼 1인 가구를 중심으로. *사회과학연구*, 27(1), 3-23.
- 곽윤경(2021). 청년의 사회참여가 사회적 불안에 미치는 영향: 자아존중감의 매개효과를 중심으로. *정신건강과 사회복지*, 49(1), 60-89.
- 국가데이터처(2025). 2025 통계로 보는 1인가구. 대전: 국가데이터처.
- 권석만(1996). 우울과 불안의 관계: 유발 생활사건과 인지내용에 있어서의 공통점과 차이점. *심리과학*, 5(1), 13-38.
- 김수희, 정종화, 송진영(2018). 노인의 사회경제적 지위가 삶의 만족도에 미치는 영향. *노인복지연구*, 73(3), 167-191.
- 김안나, 최승아(2016). 박탈과 우울이 생활만족도에 미치는 영향 분석. *사회복지정책*, 43(1), 81-105.
- 김영주, 박인경(2020). 청년 1인가구의 주거환경과 우울감에 관한 탐색적 연구. *한국공간디자인학회 논문집*, 15(4), 241-250.
- 김재희, 박은규(2016). 청년의 성인초기 발달과업 성취유형이 사회적 고립감에 미치는 영향. *한국청소년연구*, 27(3), 257-284.
- 김지훈, 최경숙, 이진영, 유정아, 윤지애(2024). 20대 젊은 성인의 우울과 사회적 자본의 관련성: 2019년 지역 사회 건강조사 자료 연구. *신경정신의학*, 63(1), 57-67.
- 남보영, 최윤희, 정다운(2024). 취업 청년이 지각하는 상황적 제약과 외로움에 관한 연구: 심리적 부적응 및 회피 중심 성향의 이중매개효과 검증. *사회복지연구*, 55(4), 163-187.
- 노민정(2021). 사회적 공정성에 대한 지각 및 계층상승 가능성에 대한 기대가 정서적 우울에 미치는 영향. *한국콘텐츠학회논문지*, 21(1), 173-184.
- 민보경(2023). 1인가구의 사회적 관계, 신뢰와 행복. *한국인구학*, 46(4), 107-137.
- 박동진(2025). 서울 1인가구 청년의 고독감과 우울이 생활만족도에 미치는 영향: 주관적 건강상태의 조절된 매개효과. *한국산학기술학회논문지*, 26(3), 139-148.
- 박동진, 이지연(2025). 서울 1인가구 청년의 외로움, 우울, 생활만족도, 주관적 건강상태: 잠재프로파일 분석과 관련 요인. *청소년학연구*, 32(3), 177-212.

- 박민진, 김성아(2022). 1인가구의 외로움과 사회적 고립 및 정신건강 문제의 특성과 유형: 서울시 1인가구를 중심으로. *보건사회연구*, 42(4), 127-141.
- 박선희, 윤명숙(2024). 중년기 성인의 외로움과 주관적 웰빙 관계에서 사회적 관계 매개효과와 사회참여의 조절된 매개효과. *정신건강과 사회복지*, 52(2), 61-85.
- 변금선, 김상일, 김승연, 김진하, ... 이종선(2023). 2022 서울청년패널 기초분석보고서. 서울: 서울연구원.
- 변금선, 김정숙(2024). 청년의 외로움과 사회적 고립 유형, 정신건강의 관계 -서울 청년의 이주 경험 차이를 중심으로-. *사회복지정책*, 51(3), 67-108.
- 배병렬(2014). *Amos 21 구조방정식모델링: 원리와 실제*. 서울: 청람.
- 배정희, 구예담(2023). 청년 주거빈곤과 우울과의 관계 -사회적 관계의 조절효과를 중심으로-. *사회복지정책*, 50(1), 5-20.
- 서영석, 안수정, 김현진, 고세인(2020). 한국인의 외로움(loneliness): 개념적 정의와 측정에 관한 고찰. *한국심리학회지: 일반*, 39(2), 205-247.
- 서울특별시(2025). *청년지원정보: 사회참여 커뮤니티*. <https://youth.seoul.go.kr/infoData/sprtInfo/list.do?key=2309130006>에서 인출.
- 손인서, 김승섭(2015). 한국의 차별경험과 건강 연구에 대한 체계적 문헌고찰. *보건사회연구*, 35(1), 26-57.
- 송도훈, 정규형, 김이슬, 이약남(2025). 청년 1인가구의 주거환경만족도가 주관적 웰빙에 미치는 영향 -우울의 매개효과-. *한국산학기술학회논문지*, 26(1), 434-442.
- 신준섭, 신유선, 양영신(2023). 미취업 장애인의 고용서비스에 대한 인식, 장애수용, 사회참여 인식, 자기효능감 간의 구조적 관계. *차세대융합기술학회논문지*, 7(12), 2255-2268.
- 신지현, 김민지(2024). 청년세대 불평등인식과 능력주의적 분배원칙 선호의 관계: 노력, 성과, 필요·평등 선호의 구분을 중심으로. *사회과학연구논총*, 40(1), 251-287.
- 엄주란, 문재우(2016). 국민기초생활보장수급자의 우울과 생활만족도와와의 관계. *보건과 사회과학*, 43, 85-113.
- 우종필(2012). *구조방정식모델 개념과 이해: Amos 4.0-20.0 공용*. 서울: 한나래출판사.
- 유민상, 신동훈(2021). *청년의 사회적 고립 실태 및 지원 방안 연구*. 세종: 한국청소년정책연구원.
- 유진성(2020). 1인 가구의 특성 분석과 경제적 영향. *KERI Insight*, 2020(5), 1-28.
- 윤명숙, 이희정(2018). 1인 가구의 주거환경, 사회적 관계, 음주수준이 우울에 미치는 영향. *인문사회* 21, 9(4), 1665-1680.
- 윤민재, 박혜인, 임정재(2025). 사회 공정성 및 공정성 유형 인식과 집단 간 불평등 인식에 관한 탐색적 연구. *사회과학리뷰*, 10(2), 481-504.
- 윤민재, 임정재(2023). 한국사회의 공정성 인식과 행복: 세대 간 차별적 관계를 중심으로. *사회과학연구*, 34(3), 93-118.
- 이운영, 민윤기, 이용은(2017). 청년후기와 성인기 고독에서의 차이: 성인용 사회적, 정서적, 고독척도(SELSA-S) 타당화를 중심으로. *사회과학연구*, 28(2), 219-235.
- 이훈진, 원호택(1998). 편집증 집단과 우울증 집단의 자기개념과 타인개념 및 귀인양식. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 17(1), 105-125.
- 정다송, 이동훈(2024). 코로나 대유행 시기 외로움과 삶의 만족의 관계에서 우울과 지각된 사회적 지지의 종단매개효과. *한국심리학회지: 일반*, 43(1), 1-29.
- 정명은, 김미현, 장용석(2014). 서울시민의 행복과 사회자본 관계 분석: 행복한 시민, 따뜻한 지역공동체. *서울도시연구*, 15(1), 163-186.
- 정병삼(2023). 코로나19 팬데믹 기간 사회적 지지가 청년의 우울과 사회참여에 미치는 영향의 성차. *여성연구*, 118(3), 5-30.
- 정선희, 양난미(2021). 대학생의 정당한 세상에 대한 개인적인 믿음과 우울의 관계: 젠더감수성과 성별의 조절된 매개효과. *아시아여성연구*, 60(2), 263-296.
- 정은희, 주은선(2020). 청년의 여가시간과 교제시간에 대한 영향요인 탐색 -청년 역할유형의 영향을 중심으로-. *한국콘텐츠학회논문지*, 20(6), 623-639.
- 정해식(2019). *한국인의 행복과 삶의 질에 관한 종합 연구: 국제 비교 질적 연구를 중심으로*. 세종: 한국보건사회연구원.
- 최규환(2015). 호텔종사원의 직무스트레스가 삶의 만족에 미치는 영향에 관한 연구: 외로움의 매개효과를 중심으로. *관광레저연구*, 27(2), 267-287.
- 최성수, 송지현(2023). 청년 1인가구의 인지된 고립감이

- 우울에 미치는 영향: 성별의 조절효과. *보건과 사회과학*, 64, 35-62.
- 최아영(2022). 청년층의 주관적 계층인식과 계층이동인식이 삶의 만족도에 미치는 영향: 사회참여 매개효과 검증. *보건사회연구*, 42(4), 326-346.
- 탁하연, 김희연(2024). 청년층의 외로움, SNS상에서 느끼는 박탈감, 행복감의 관계에서 사회참여 활동의 조절된 매개효과. *경인교육대학교 교육연구원 교육논총*, 44(4), 119-131.
- 통계청(2024). 2024 통계로 보는 1인가구. 대전: 통계청.
- 한승우, 김은영(2023). COVID-19 상황에서 대학생의 외로움이 삶의 만족도에 미치는 영향: 자기효능감의 매개효과 중심으로. *한국응급구조학회지*, 27(2), 65-78.
- 허종호, 민보경, 이채정, 이상직(2021). 2021년 한국인의 행복조사(1차조사): 기초분석 보고서. 서울: 국회미래연구원.
- Baumeister, R. F., & Leary, M. R. (1995). The need to belong: Desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation. *Psychological Bulletin*, 117(3), 497-529.
- Beck, A. T. (1987). Cognitive models of depression. *Journal of Cognitive Psychotherapy: An International Quarterly*, 1(1), 5-37.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 230-258.
- Bryan, B. T., Andrews, G., Thompson, K. N., Qualter, P., ... & Arseneault, L. (2023). Loneliness in the workplace: A mixed-method systematic review and meta-analysis. *Occupational Medicine*, 73(9), 557-567.
- Cacioppo, J. T., Amaral, D. G., Blanchard, J. J., Cameron, J. L., ... & Quinn, K. J. (2007). Social neuroscience: Progress and implications for mental health. *Perspectives on Psychological Science*, 2(2), 99-123.
- Cacioppo, J. T., & Hawkley, L. C. (2009). Perceived social isolation and cognition. *Trends in Cognitive Sciences*, 13(10), 447-454.
- Cacioppo, S., Grippo, A. J., London, S., Goossens, L., & Cacioppo, J. T. (2015). Loneliness: Clinical import and interventions. *Perspectives on Psychological Science*, 10(2), 238-249.
- Cantril, H. (1965). *The pattern of human concerns*, New Brunswick: Rutgers University Press.
- Cicognani, E., & Zani, B. (2006). Participation of young people in civic life: The role of sense of community. *Young People and Active European Citizenship*, Budapest, Hungary.
- Diener, E. (2000). Subjective well-being: The science of happiness and a proposal for a national index. *American Psychologist*, 55(1), 34-43.
- Diener, E., & Emmons, R. A. (1984). The independence of positive and negative affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 47(5), 1105-1117.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75.
- Finney, S. J., & Distefano, C. (2013). Non-normal and categorical data in structural equation modeling. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling: A second course* (2nd ed., pp. 439-492). Greenwich: Information Age Publishing.
- Forgas, J. P. (1995). Mood and judgment: the affect infusion model (AIM). *Psychological Bulletin*, 117(1), 39-66.
- Forsé, M., & Parodi, M. (2014). Subjective well-being and feelings of social justice. *L'Année Sociologique*, 64(2), 359-388.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate data analysis (Vol. 6)*. Upper Saddle River: Pearson Prentice Hall.
- Hanmo, Y., Khairudin, R., Yixin, S., Xi, Z., ... & Subhi, N. (2025). Subjective socioeconomic status moderates depression's impact on fairness perception in the ultimatum game: A moderated mediation model. *PLoS ONE*, 20(9), e0330870.
- Hawkley, L. C., Hughes, M. E., Waite, L. J., Masi, C. M., ... & Cacioppo, J. T. (2008). From social structural factors to perceptions of relationship

- quality and loneliness: The Chicago health, aging, and social relations study. *The Journals of Gerontology: Series B*, 63(6), S375-S384.
- Heinrich, L. M., & Gullone, E. (2006). The clinical significance of loneliness: A literature review. *Clinical Psychology Review*, 26(6), 695-718.
- Holmén, K., & Furukawa, H. (2002). Loneliness, health and social network among elderly people-A follow-up study. *Archives of Gerontology and Geriatrics*, 35(3), 261-274.
- Jones, W. H. (1981). Loneliness and social contact. *Journal of Social Psychology*, 113(2), 295-296.
- Kim-Prieto, C., Diener, E., Tamir, M., Scollon, C. N., & Diener, M. (2005). Integrating the diverse definitions of happiness: A time-sequential framework of subjective well-being. *Journal of Happiness Studies*, 6(3), 261-300.
- Mao, Y., Wong, C.-S., Tao, X., & Jiang, C. (2018). The impact of affect on organizational justice perceptions: A test of the affect infusion model. *Journal of Management & Organization*, 24(6), 893-916.
- Marangoni, C., & Ickes, W. (1989). Loneliness: A theoretical review with implications for measurement. *Journal of Social and Personal Relationships*, 6(1), 93-128.
- McCarthy, J. M., Erdogan, B., Bauer, T. N., Kudret, S., & Campion, E. (2026). All the lonely people: An integrated review and research agenda on work and loneliness. *Journal of Management*, 52(1), 283-330.
- Nagata, S., McCormick, B., Brusilovskiy, E., Snethen, G., ... & Salzer, M. S. (2021). Depressive symptoms and community participation among individuals with serious mental illnesses. *American Journal of Orthopsychiatry*, 91(5), 598-606.
- Oishi, S., Kesebir, S., & Diener, E. (2011). Income inequality and happiness. *Psychological Science*, 22(9), 1095-1100.
- Peplau, L. A., & Perlman, D. (1982). *Loneliness: A sourcebook of current theory, research, and therapy*. New York: John Wiley & Sons.
- Russell, D., Peplau, L. A., & Ferguson, M. L. (1978). Developing a measure of loneliness. *Journal of Personality Assessment*, 42(3), 290-294.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist*, 55(1), 68-78.
- Snell, K. D. M. (2017). The rise of living alone and loneliness in history. *Social History*, 42(1), 2-28.
- Stein, J. Y., & Tuval-Mashiach, R. (2015). The social construction of loneliness: An integrative conceptualization. *Journal of Constructivist Psychology*, 28(3), 210-227.
- Sylvia, L. G., George, N., Rabideau, D. J., Streck, J. M., ... & Park, E. R. (2021). Moderators of a resiliency group intervention for frontline clinicians during the COVID-19 pandemic. *Journal of Affective Disorders*, 293, 373-378.
- Welsch, H. (2008). The social costs of civil conflict: Evidence from surveys of happiness. *Kyklos*, 61(2), 320-340.
- Wright, S. L., & Silard, A. G. (2022). Loneliness in young adult workers. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(21), 14462.
- Wu L, & Wang G. (2024). Fairness, trust, and well-being among young adults: Evidence from 2021 Chinese General Social Survey (CGSS). *Healthcare*, 12(21), 2186.
- Yang, J. W., Suh, C., Lee, C. K., & Son, B. C. (2018). The work-life balance and psychosocial well-being of South Korean workers. *Annals of Occupational And Environmental Medicine*, 30, 38.
- Zoch, G., Bächmann, A., & Vicari, B. (2022). Reduced well being during the COVID 19 pandemic - The role of working conditions. *Gender, Work & Organization*, 29(6), 1969-1990.

Received 28 February 2026;

1st Revised 07 May 2026;

Accepted 18 May 2026