Check for updates

사회과학연구 제37권 4호(2026) 충남대학교 사회과학연구소 pp. 21-42
http://dx.doi.org/10.16881/jss.2026.10.37.4.21

청년 임금근로자의 주거불안정 및 지각된 사회적 지지와 우울의 관계

최 아 영†

한국보건복지인재원 서울교육센터

본 연구는 청년 임금근로자의 우울을 생활환경적 위험과 사회적 자원의 관점에서 살펴보고, 주거불안정과 지각된 사회적 지지가 우울과 어떠한 관련성을 갖는지 검증하는 것을 목적으로 하였다. 이를 위해 「2024년 청년 삶 실태조사」 자료 중 임금근로자 9,608명을 대상으로 기술통계분석, 상관관계분석, Welch의 t검정 및 위계적 다중회귀분석을 실시하였다. 분석 결과, 주거불안정 경험집단의 우울 수준은 비경험집단보다 유의하게 높았으며, 성별, 연령, 교육수준, 혼인상태, 개인소득, 주관적 건강상태, 주거 점유형태, 근로시간 및 일자리 불안정성을 통제한 이후에도 주거불안정은 우울과 유의한 정적 관련성을 보였다(β=.189, p<.001). 지각된 사회적 지지는 우울과 유의한 부적 관련성을 보였으며(β=-.076, p<.001), 최종모형에서도 주거불안정의 정적 관련성은 유지되었다(β=.184, p<.001). 추가분석에서도 주요 결과는 일관되게 나타났다. 연구결과는 청년 임금근로자의 정신건강을 이해할 때 고용조건뿐 아니라 취업 이후의 주거생활과 이용 가능한 사회적 자원을 함께 고려할 필요가 있음을 시사한다.

주요어: 청년, 청년 임금근로자, 우울, 주거불안정, 지각된 사회적 지지, 위계적 다중회귀분석

† 단독저자 : 한국보건복지인재원 서울교육센터 전임교수, 서울시 종로구 창경궁로 120,
E-mail : cay922@kohi.or.kr
■ 최초투고일 : 2026년 8월 18일 ■ 심사마감일 : 2026년 9월 10일 ■ 게재확정일 : 2026년 10월 15일

1. 서 론

청년기는 교육을 마치고 노동시장에 진입하여 경제적 자립과 주거독립을 이루어 가는 생애 전환기이다. 청년정책에서도 노동시장 진입은 경제적 자립을 위한 핵심적인 이행과정으로 다루어져 왔다. 그러나 취업하여 일정한 소득을 확보했다는 사실이 곧 안정적인 생활기반의 확보를 의미하지는 않는다. 사회진출 초기 청년은 노동시장에 진입한 이후에도 제한된 자산, 높은 주거비, 임대시장 의존 등으로 안정적인 주거기반을 확보하는 데 어려움을 경험할 수 있다(배호중, 장인수, 2024; 이현정, 2015). 따라서 청년의 생활안정을 취업 여부만으로 판단하기보다 노동시장 진입 이후 어떠한 생활조건에 놓여 있는지를 함께 살펴볼 필요가 있다.

특히 주거불안정은 청년 임금근로자의 정신건강을 이해하는 데 고려할 필요가 있는 생활환경적 요인이다. 안정적인 주거는 일상생활의 지속성과 심리적 안정의 기반이 되는 반면, 임대료 및 공과금 체납, 퇴거위험, 비자발적 이사 등은 거주의 예측 가능성을 낮추고 지속적인 심리적 부담과 관련될 수 있다(Evans, Wells, & Moch, 2003; Krieger & Higgins, 2002). 실제로 주거비 부담, 퇴거위험, 강제이주, 빈번한 주거이동 등의 주거불안정 경험은 우울과 불안 등 정신건강 문제와 관련되는 것으로 보고되었으며(Talmatzky, Nohr, Knaevelsrud, & Niemeyer, 2026; Vásquez-Vera et al., 2017), 국내에서도 청년의 주거취약성과 주거불안정이 우울과 관련되는 것으로 나타났다(안승재, 송치호, 2023; 이은정, 이은영, 김혜진, 2024; 전지영, 임재만, 2023). 이러한 관련성은 노동시장에 진입한 청년에게도 중요하게 살펴볼 필요가 있다. 청년 임금근로자는 취업을 통해 일정한 소득을 확보하고 있다는 점에서 상대적으로 안정적인 집단으로 인식될 수 있지만, 취업 이후에도 주거불안정이 지속될 수 있다. 따라서 주거불안정은 미취업이나 고용불안정에 수반되는 문제로만 보기보다, 노동시장 진입 이후에도 청년의 정신건강과 관련될 수 있는 별도의 생활환경적 요인으로 살펴볼 필요가 있다.

청년 임금근로자의 정신건강은 생활환경에서 경험하는 위험뿐 아니라 일상생활에서 이용 가능하다고 인식하는 사회적 자원과도 관련될 수 있다. 지각된 사회적 지지는 필요한 상황에서 주변으로부터 도움을 받을 수 있다고 인식하는 정도를 의미하며(Lakey & Cohen, 2000), 정신건강과 관련되는 주요 사회적 자원으로 논의되어 왔다(Cohen & Wills, 1985). 국내 연구에서도 사회적 지지가 높을수록 청년의 우울 수준이 낮은 것으로 보고되었으며(염희정, 한창근, 2022), 근로 중 부정적 경험을 가진 청년을 대상으로 한 연구에서도 사회적 지지는 우울과 관련되는 요인으로 확인되었다(지민영, 오승진, 김지원, 2023). 따라서 청년 임금근로자의 우울을 이해하기 위해서는 취업 이후의 생활환경적 조건과 함께, 어려움이 발생했을 때 이용 가능하다고 인식하는 사회적 자원의 범위를 고려할 필요가 있다.

기존 청년 정신건강 연구에서는 고용상태와 일자리의 질, 주거불안정, 사회적 지지 등이 각각 우울과 관련되는 요인으로 다루어져 왔다. 주거 관련 연구는 청년 전체, 청년가구주, 1인가구 또는 주거취약계층을 중심으로 주거비 부담, 점유형태, 주거취약성 및 주거불안정과 우울의 관계를 검토해 왔으며, 사회적 지지 연구 역시 청년의 우울과의 관련성을 지속적으로 확인해 왔다. 그러나 이러한 연구들은 주거불안정과 사회적 지지를 각각 별도의 관련요인으로 다루거나 특정 청년집단에 초점을 둔 경우가 많았다.

특히 청년 임금근로자는 노동시장에 참여하고

있다는 공통점을 갖지만, 취업 이후의 주거생활 안정성과 이용 가능한 사회적 자원의 범위까지 동일하다고 보기 어렵다. 따라서 청년 임금근로자를 대상으로 고용 및 근로조건을 고려한 상태에서 주거불안정과 지지원의 가용범위를 하나의 분석모형에서 함께 검토하는 것은, 노동시장 참여 여부만으로는 설명되지 않는 취업 이후 생활조건의 차이가 우울과 어떠한 관련성을 갖는지를 확인할 수 있다는 점에서 의미가 있다.

이러한 관점에서 청년 임금근로자의 정신건강을 노동시장 조건에 한정하기보다, 취업 이후 형성되는 생활기반과 이용 가능한 사회적 자원까지 함께 고려할 필요가 있다. 동일하게 노동시장에 참여하고 있더라도 주거생활의 안정성과 이용 가능한 지지원의 범위에는 차이가 있을 수 있으며, 이러한 차이는 노동시장 참여 여부만으로는 충분히 설명하기 어려운 청년 임금근로자의 생활조건을 보여준다. 따라서 주거불안정과 지지원의 가용범위를 하나의 분석모형에서 함께 검토하는 것은, 청년 임금근로자의 우울을 취업 이후의 생활환경과 사회적 자원이라는 서로 다른 차원에서 살펴볼 수 있다는 점에서 기존 연구를 보완할 수 있다.

이를 바탕으로 본 연구에서는 임대료 연체, 보증금 부족, 퇴거위기 등 실제 생활에서 경험하는 주거불안정을 생활환경적 위험으로, 어려움이 발생했을 때 이용 가능하다고 인식하는 지지원의 범위를 사회적 자원으로 설정하였다. 먼저 주거불안정 경험 여부에 따른 우울 수준의 차이를 확인하고, 인구사회학적 특성, 주거 점유형태 및 일자리 불안정성을 비롯한 노동시장 특성을 고려한 이후에도 주거불안정이 우울과 관련되는지를 검증하고자 한다. 나아가 이러한 조건과 주거불안정을 고려한 이후에도 지지원의 가용범위가 우울과 추가적인 관련성을 갖는지를 확인하고자 한다. 이를 통해 청년 임금근로자의 정신건강을 노동시장 조건뿐 아니라 취업 이후의 생활환경과 이용 가능한 사회적 자원을 함께 고려하여 이해할 필요성을 제시하고자 한다. 본 연구의 연구문제는 다음과 같다.

- 연구문제 1. 청년 임금근로자의 주거불안정 경험 여부에 따라 우울 수준에 차이가 있는가?
- 연구문제 2. 통제변수를 고려한 이후에도 청년 임금근로자의 주거불안정 경험은 우울과 관련되는가?
- 연구문제 3. 통제변수와 주거불안정 경험을 고려한 이후에도 청년 임금근로자의 지각된 사회적 지지는 우울과 추가적인 관련성을 갖는가?

2. 이론적 배경

1) 청년 임금근로자의 주거불안정과 우울

주거불안정(housing instability)은 적정한 주거에 안정적이고 지속적으로 접근하기 어려운 상태를 의미하며, 주거비 부담, 점유안정성, 주거이동, 주거의 질 등을 포괄하는 다차원적 개념이다(Cox, Henwood, Rodnyansky, Rice, & Wenzel, 2019; Frederick, Chwalek, Hughes, Karabanow, & Kidd, 2014). 주거비 부담, 퇴거위험, 비자발적 주거이동 등 안정적인 거주를 유지하기 어려운 다양한 경험을 포함하며(이은정 외, 2024), 주택의 물리적 상태나 점유형태와 같은 객관적인 주거조건뿐 아니라 실제 생활에서 경험하는 거주의 불안정성을 포괄한다. 따라서 최근 연구에서는 특정한 주거조건 하나만을 기준으로 판단하기보다 안정적인 거주를 위협하는 여러 경험을 함께 고려하는 방식이 활용되고 있다.

주거불안정의 측정방식은 연구목적에 따라 다양하게 적용되고 있다. 동일한 「청년 삶 실태조사」 자료를 활용한 이은정 외(2024)는 임차 중인 청년 가구주를 대상으로 여러 주거불안정 지표를 활용하여 잠재계층분석을 실시하고 주거불안정의 유형을 구분하였다. 이는 주거불안정의 세부적 구성과 유형 자체를 파악하는 데 초점을 둔 접근이다. 반면 양연재, 송인한(2025)은 1인 가구 청년 임금근로자를 대상으로 복수의 주거불안 경험을 종합하여 주거불안정 여부를 구성하고, 이를 고용형태와 우울의 관계를 검토하는 분석모형에 활용하였다. 즉, 주거불안정은 연구목적에 따라 유형을 구분하거나 실제 주거위기 경험의 노출 여부를 중심으로 측정할 수 있다.

본 연구는 주거불안정의 유형 자체를 분류하기보다 청년 임금근로자가 안정적인 주거생활을 위협하는 실제 위기상황을 경험하였는지 여부와 우울 간의 관련성을 확인하는 데 목적이 있다. 따라서 복수의 주거위기 경험 가운데 하나 이상의 경험이 있는지를 기준으로 주거불안정을 구성하였으며, 주거불안정과 점유형태의 개념적 차이를 고려하여 주거 점유형태는 별도의 통제변수로 분석모형에 포함하였다.

특히 청년기의 노동시장 진입과 주거안정은 반드시 동일한 과정으로 이루어지는 것은 아니다. 사회진출 초기 청년은 취업 이후에도 높은 주거비 부담을 경험하거나 주거비 마련을 위해 부모의 지원에 의존하는 것으로 나타났으며(이현정, 2015), 취업 청년 1인가구에서도 주거비 부담이 지속되는 것으로 보고되고 있다(배호중, 장인수, 2024). 이는 노동시장에 참여하고 있는 청년 내부에서도 주거생활의 안정성에 차이가 존재할 수 있음을 보여준다.

주거불안정은 안정적인 생활기반을 위협하고 지속적인 심리적 부담을 수반할 수 있다는 점에서 정신건강과 관련될 수 있다. 주거비 부담, 거주 지속에 대한 불확실성, 퇴거위험 등은 일회적인 사건에 그치기보다 반복되거나 지속될 수 있으며, 이러한 불확실성은 생활의 예측 가능성과 통제감을 낮추고 심리적 부담과 관련될 수 있다(Evans et al., 2003). 선행연구에서도 퇴거위험, 강제이주, 주거비 부담, 주거이동 등 다양한 주거불안정 경험이 우울과 불안 등 정신건강 문제와 관련되는 것으로 보고되었으며(Talmatzky et al., 2026; Vásquez-Vera et al., 2017), 국내에서도 청년의 주거취약성과 주거불안정이 우울을 비롯한 정신건강과 관련되는 것으로 나타났다(안승재, 송치호, 2023; 이은정 외, 2024; Park & Seo, 2020).

그러나 기존 연구는 주로 청년가구주나 주거취약계층을 대상으로 하거나(안승재, 송치호, 2023), 주거비 부담, 점유형태, 최저주거기준 등 개별적인 주거조건을 중심으로 접근한 경우가 많았다. 반면 노동시장에 진입한 청년 임금근로자를 대상으로 실제 주거위기 경험과 우울의 관련성을 살펴본 연구는 상대적으로 제한적이다. 따라서 본 연구는 일자리 불안정성을 비롯한 노동시장 특성과 주거 점유형태를 함께 고려한 이후에도 주거불안정이 우울과 유의한 관련성을 갖는지를 확인함으로써, 청년 임금근로자의 정신건강을 이해하는 데 주거불안정이 별도의 생활환경적 요인으로 고려될 필요가 있는지를 살펴보고자 한다.

2) 지각된 사회적 지지와 우울

지각된 사회적 지지는 가족, 친구, 동료 등 주변으로부터 필요할 때 도움을 받을 수 있다고 인식하는 정도를 의미하며(Lakey & Cohen, 2000), 실제로 제공받은 지지뿐 아니라 필요한 상황에서 이용 가능한 지지가 존재한다고 인식하는 것을 포함한다. 지지의 가용성에 대한 인식은 개인이 활용할

수 있는 사회적 자원의 존재를 의미하며, 정신건강과 관련되는 주요 요인으로 논의되어 왔다(Cohen & Wills, 1985).

특히 청년기는 노동시장 진입, 경제적 자립, 주거독립 등 다양한 생활상의 변화가 이루어지는 시기로, 어려움에 직면했을 때 가족, 친구, 동료 및 공식적 지원체계로부터 도움을 받을 수 있다고 인식하는 것은 생활상의 어려움에 대응하는 데 활용할 수 있는 사회적 자원이 될 수 있다. 가족・친구・동료와 같은 비공식적 지지원과 공공기관・민간기관과 같은 공식적 지지원은 지원의 제공 주체와 방식에서 차이가 있다. 비공식적 지지는 주로 가족, 친구, 이웃 등 개인적 관계망을 통해 제공되는 반면, 공식적 지지는 정부, 지역사회 및 관련 기관과 같은 조직화된 지원체계를 통해 제공된다(Lee & Jang, 2008; Lu, Wu, Mao, & Liang, 2020). 따라서 사회적 지지는 지지의 강도나 관계의 질뿐 아니라 이용 가능한 지지원의 범위라는 측면에서도 살펴볼 필요가 있다.

선행연구에서도 지각된 사회적 지지와 우울 간의 관련성이 확인되고 있다. Kim, Jung, Cho, Park, & Kim(2019)은 한국 청년을 대상으로 지각된 사회적 지지가 높을수록 우울 수준이 낮은 것으로 보고하였으며, 염희정, 한창근(2022)의 연구에서도 사회적 지지가 청년의 우울과 유의한 관련성을 갖는 것으로 나타났다. 또한 지민영 외(2023)는 청년의 근로 중 부정적 경험과 우울의 관계를 분석하여 사회적 지지가 청년 근로자의 정신건강과 관련되는 요인임을 확인하였다. 특히 근로 청년을 대상으로 한 연구결과는 노동시장에 참여하고 있는 청년의 우울을 이해하는 데 사회적 지지를 함께 고려할 필요성을 보여준다.

다만 청년의 사회적 지지와 우울에 관한 기존 연구는 청년이 처한 생활환경적 위험을 함께 고려하기보다 두 변수 간의 관계에 주목한 경우가 많았다. 노동시장에 진입한 청년 역시 고용 및 소득의 불안정뿐 아니라 주거를 비롯한 생활상의 어려움을 경험할 수 있다는 점에서, 청년 임금근로자의 우울을 이해하기 위해서는 생활환경적 조건을 고려한 상태에서 지각된 사회적 지지가 우울과 어떠한 관련성을 갖는지 살펴볼 필요가 있다. 특히 본 연구에서는 사회적 지지를 전반적인 관계의 질이나 지지 강도로 해석하기보다, 어려움이 발생했을 때 이용 가능하다고 인식하는 공식적・비공식적 지지원의 가용범위라는 측면에 초점을 둔다.

3) 청년 임금근로자의 우울과 생활환경적 위험 및 사회적 자원

주거불안정과 지각된 사회적 지지는 각각 청년의 우울과 관련되는 요인으로 보고되어 왔다. 그러나 두 요인은 청년 임금근로자의 생활에서 동일한 차원의 조건을 의미하지 않는다. 주거불안정은 주거비 부담, 점유안정성 저하, 비자발적 주거이동 등 안정적인 거주와 생활기반의 지속성을 위협할 수 있다는 점에서 생활환경적 위험으로 볼 수 있으며(Cox et al., 2019; Evans et al., 2003; Frederick et al., 2014), 청년의 경우 노동시장에 진입한 이후에도 높은 주거비 부담과 제한된 주거자원으로 인해 이러한 불안정이 지속될 수 있다(배호중, 장인수, 2024; 이현정, 2015). 반면 어려움이 발생했을 때 가족, 친구, 동료 및 공식적 지원체계로부터 도움을 받을 수 있다고 인식하는 것은 개인이 이용할 수 있는 사회적 자원의 가용성을 의미하며(Cohen & Wills, 1985; Lakey & Cohen, 2000), 이용 가능한 지지원의 범위 역시 정신건강과 관련될 수 있는 사회적 자원의 한 측면으로 볼 수 있다(Kim et al., 2019; Koyano, Hashimoto, Fukawa, Shibata, & Gunji,

1994). 따라서 청년 임금근로자의 정신건강을 이해하기 위해서는 취업 이후 경험하는 생활환경적 위험과 이용 가능한 사회적 자원을 서로 다른 차원의 조건으로 구분하면서 함께 고려할 필요가 있다.

기존 연구에서는 주거불안정과 우울의 관계, 사회적 지지와 우울의 관계가 각각 검토되어 왔으나, 두 요인을 청년 임금근로자의 취업 이후 생활조건이라는 맥락에서 함께 살펴본 연구는 상대적으로 제한적이다. 특히 청년 임금근로자는 노동시장 참여라는 공통된 특성을 갖고 있더라도 고용의 안정성, 주거생활의 안정성, 이용 가능한 사회적 자원의 범위가 동일하지 않을 수 있다. 따라서 청년 임금근로자의 정신건강을 이해하기 위해서는 노동시장 조건뿐 아니라 취업 이후의 생활기반과 이용 가능한 사회적 자원을 서로 구분하여 함께 살펴볼 필요가 있다.

기존 연구에서는 청년의 주거불안정과 우울의 관계, 사회적 지지와 우울의 관계가 각각 검토되어 왔으나, 두 요인을 청년 임금근로자의 취업 이후 생활조건이라는 맥락에서 함께 살펴본 연구는 상대적으로 제한적이다. 특히 청년 임금근로자는 노동시장 참여라는 공통된 특성을 갖고 있더라도 고용의 안정성, 주거생활의 안정성, 이용 가능한 사회적 자원의 범위가 동일하지 않을 수 있다.

따라서 청년 임금근로자의 우울을 이해하기 위해서는 노동시장 조건뿐 아니라 취업 이후 경험하는 생활환경적 위험과 이용 가능한 사회적 자원을 구분하여 함께 살펴볼 필요가 있다. 주거불안정은 안정적인 생활기반을 위협하는 생활환경적 조건을, 지지원의 가용범위는 어려움이 발생했을 때 활용할 수 있다고 인식하는 사회적 자원을 나타낸다는 점에서 서로 다른 차원의 요인이다.

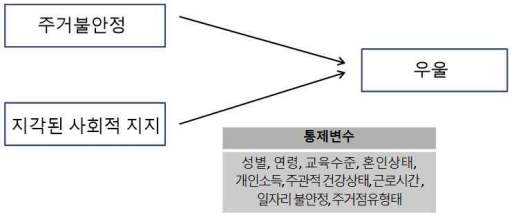
본 연구는 일자리 불안정성, 근로시간, 개인소득 및 주거 점유형태 등을 고려한 이후에도 주거불안정이 우울과 관련되는지를 확인하고, 이어 주거불안정을 고려한 상태에서 지지원의 가용범위가 우울과 추가적인 관련성을 갖는지를 검토한다. 이를 통해 청년 임금근로자의 정신건강을 단순한 노동시장 참여 여부나 고용조건만으로 설명하기보다, 취업 이후의 생활기반과 이용 가능한 사회적 자원까지 포함하여 이해하고자 한다.

3. 연구방법

1) 연구모형

앞서 살펴본 이론적 논의와 선행연구를 바탕으로 청년 임금근로자의 주거불안정 및 지각된 사회적 지지와 우울 간의 관계를 살펴보기 위해 <그림 1>과 같이 연구모형을 설정하였다. 본 연구에서는 주거불안정 경험과 지각된 사회적 지지로 조작화한 지지원의 가용범위를 주요 독립변수로 설정하고, 우울을 종속변수로 설정하였다. 또한 주요 변수와 우울 간의 관련성을 보다 명확하게 확인하기 위해 성별, 연령, 교육수준, 혼인상태, 개인소득, 주관적 건강상태, 주거 점유형태, 근로시간 및 일자리 불안정성을 통제변수로 포함하였다.

구체적으로 먼저 인구사회학적 특성, 건강상태, 주거 및 노동시장 특성을 통제한 상태에서 주거불안정 경험이 우울과 추가적인 관련성을 갖는지를 확인하고, 이어 주거불안정 경험을 고려한 이후에도 이용 가능하다고 인식하는 지지원의 가용범위가 우울과 추가적인 관련성을 갖는지를 검토하였다. 이를 통해 노동시장에 참여하고 있는 청년의 우울을 고용조건뿐 아니라 취업 이후의 생활환경적 위험과 이용 가능한 사회적 자원이라는 서로 다른 차원의 조건을 함께 고려하여 살펴보고자 한다.



<그림 1> 연구모형

2) 연구대상

청년 임금근로자의 주거불안정 경험 및 지각된 사회적 지지와 우울의 관계를 분석하기 위해 「2024년 청년 삶 실태조사」 원자료를 활용하였다. 「청년 삶 실태조사」는 「청년기본법」 제11조에 근거하여 청년의 삶의 실태와 특성, 욕구 및 인식을 파악하고 청년정책 수립의 기초자료를 제공하기 위해 2년 주기로 시행되는 전국 단위 조사이다(국무조정실, 2025). 2024년 조사는 전국 17개 시·도의 만 19~34세 청년 가구원이 있는 가구를 대상으로 약 15,000가구를 목표표본으로 설정하고, 지역을 고려한 확률표본추출 방식으로 표본을 구성하여 최종 15,098명의 청년 응답을 확보하였다.

분석대상은 전체 조사 참여자 15,098명 가운데 조사 시점에 임금근로자로 노동시장에 참여하고 있는 청년으로 한정하였다. 구체적으로 종사상 지위가 상용근로자, 임시근로자 또는 일용근로자에 해당하는 사례를 포함하였으며, 이에 해당하지 않는 5,490명을 제외하여 최종 9,608명을 분석대상으로 선정하였다. 최종 분석대상에서 우울, 주거불안정, 지각된 사회적 지지 및 분석모형에 포함된 주요 통제변수에는 결측값이 없어 추가적인 사례 제외는 이루어지지 않았다. 따라서 분석결과는 전국 청년 전체가 아니라 「2024년 청년 삶 실태조사」 참여자 가운데 임금근로자로 노동시장에 참여하고 있는 청년을 대상으로 한 결과로 해석할 필요가 있다.

이차자료를 활용하였기 때문에 연구목적에 맞는 문항과 척도를 새롭게 구성하는 데에는 제한이 있다. 이에 원자료에서 제공하는 문항 가운데 각 개념의 이론적 정의에 부합하는 항목을 선정하고, 기존 연구의 개념화 및 측정방식과 비교하여 변수의 조작적 정의와 구성방식을 설정하였다. 우울은 표준화된 PHQ-9을 활용하였으며, 주거불안정은 동일 자료를 활용한 선행연구의 측정방식을 참고하여 실제 주거위기 경험 여부를 중심으로 구성하였다. 지각된 사회적 지지는 지지원별 가용성을 다룬 기존 연구에 근거하여, 어려움이 발생했을 때 이용 가능하다고 인식하는 공식적·비공식적 지지원의 범위를 나타내는 지표로 구성하였다.

3) 변수측정

(1) 종속변수: 우울

본 연구의 종속변수는 우울이다. 우울은 Patient Health Questionnaire-9(PHQ-9)를 활용하여 측정하였다. PHQ-9는 '일 또는 여가활동에 대한 흥미나 즐거움이 거의 없음', '기분이 가라앉거나, 우울하거나, 절망감을 느낌' 등 지난 2주간의 우울증상을 묻는 9개 문항으로 구성되며, 각 문항은 '전혀 아니다(0점)'에서 '거의 매일 그렇다(3점)'까지 응답하도록 되어 있다. 9개 문항의 응답값을 합산하여 0점에서 27점의 범위를 갖는 연속변수로 산출하였으며, 점수가 높을수록 우울 수준이 높음을 의미한다. PHQ-9의 신뢰도와 구성타당도를 확인하였다. 먼저 내적 일관성을 검토한 결과 Cronbach's α=.905로 나타나 높은 수준의 신뢰도를 보였다. 구성타당도를 확인하기 위해 9개 문항을 대상으로 탐색적 요인분석을 실시한 결과, KMO 표본적합도는 .922였으며 Bartlett의 구형

성 검정도 통계적으로 유의하게 나타나($\chi^2(36)$= 50,684.5, p<.001) 요인분석에 적합한 것으로 확인되었다. 요인분석 결과 단일요인의 고유값은 5.315였으며 전체 분산의 59.1%를 설명하였다. 또한 9개 문항의 요인적재량은 .69~.84의 범위로 나타나 모든 문항이 단일요인에 적절하게 적재되었다. 이는 PHQ-9의 단일요인 구조를 본 연구자료에서도 지지하는 결과이다.

한편, 우울 원점수의 분포를 확인한 결과 왜도는 2.111로 우편향된 분포가 나타났으며, 0점 응답 비율도 38.9%로 확인되었다. 이에 분포의 비대칭성을 완화하기 위해 제곱근(square-root) 변환을 실시하였으며(Afifi, May, & Clark, 2003; Boulton & Williford, 2018), 변환 후 왜도는 0.614로 개선되었다. 따라서 이후 분석에서는 제곱근 변환된 우울점수를 사용하였다.

아울러 PHQ-9를 통해 측정한 우울점수의 타당성을 보완적으로 확인하기 위해 이론적으로 관련성이 예상되는 변수와의 관계를 검토하였다. 주관적 건강상태와 우울 간에는 유의한 부적 상관관계가 나타나(r=-.445, p<.001), 주관적 건강상태가 양호할수록 우울 수준이 낮은 것으로 확인되었다. 또한 주거불안정 경험 여부에 따른 제곱근 변환 우울점수를 비교한 결과, 주거불안정 경험집단의 우울 수준이 비경험집단보다 유의하게 높게 나타났다(t(974.96)=26.610, p<.001).

⑵ 독립변수: 주거불안정

주거불안정은 안정적이고 지속적인 주거를 유지하기 어려운 상태로, 주거비 부담, 점유안정성 저하, 퇴거위험, 비자발적 주거이동, 주거의 질 등 다양한 차원을 포괄하는 개념이다(Cox et al., 2019; Frederick et al., 2014). 따라서 주거불안정은 단일한 주거조건이나 특정 사건만으로 측정하기보다 안정적인 거주를 위협하는 다양한 경험을 종합적으로 고려할 필요가 있다.

동일한 「청년 삶 실태조사」를 활용한 선행연구에서도 주거불안정은 연구목적에 따라 서로 다른 방식으로 조작화되어 왔다. 이은정 외(2024)는 2022년 청년 삶 실태조사의 주거 관련 문항을 활용하여 노숙·퇴거위기, 비주택 거주, 주거품질 불량, 주거비 지불 어려움, 임대인과의 갈등 등 다차원적 주거불안정 지표를 구성하고, 잠재계층분석을 통해 주거불안정 유형을 구분하였다. 반면 양연재, 송인한(2025)은 동일 자료의 주거불안 상황 8개 항목 가운데 한 가지 이상을 경험한 경우를 '주거불안정 경험 있음', 모두 경험하지 않은 경우를 '경험 없음'으로 구분하여 측정하였다. 이처럼 동일 자료를 활용한 연구에서도 주거불안정을 유형화하거나, 복수의 주거위기 경험 중 하나 이상의 경험 여부를 기준으로 이분화하는 방식이 함께 활용되고 있다.

본 연구는 주거불안정의 세부 유형을 규명하기보다 청년 임금근로자가 안정적인 주거생활을 위협하는 실제 위기상황에 노출되었는지 여부와 우울 간의 관련성을 확인하는 데 목적이 있다. 이에 「2024년 청년 삶 실태조사」의 주거불안 경험 문항(B14)을 활용하였다. 해당 문항은 최근 1년간 경험한 주거 관련 위기상황을 묻는 10개 항목으로 구성되며, 각 항목에 대해 '있다(1)' 또는 '없다(2)'로 개별 응답하도록 되어 있다. 구체적인 문항 내용과 항목별 경험률은 <표 1>에 제시하였다.

주거불안정은 10개 항목 가운데 한 가지 이상에서 '있다'고 응답한 경우 '주거불안정 경험 있음(1)', 모든 항목에 '없다'고 응답한 경우 '주거불안정 경험 없음(0)'으로 코딩하였다. 각 문항은 개별적으로 응답하도록 구성되어 있어 한 사람이 복수의 주거위기를 경험한 경우 여러 항목에서 동시에 '있다'고 응답할 수 있다. 분석대상 9,608명 가운데 하나 이상의 주거불안정을 경험한 청년은

<표 1> 주거불안정 경험 측정문항 및 항목별 경험률[1)]

번호	주거불안정 경험문항	빈도(명)	경험률(%)
1	2개월 이상 월 임대료 연체	172	1.79
2	이사 또는 임대차 계약 갱신에 필요한 임대 보증금 부족	580	6.04
3	임대인이 기피하는 대상자(취약 계층, 아동 동반 등)라는 이유로 주택확보 곤란	93	0.97
4	3개월 이상 주택담보대출 이자 또는 원리금 상환 연체	60	0.62
5	3개월 이상 전세자금대출 이자 또는 원리금 상환 연체	53	0.55
6	주택압류, 재개발, 임대차 계약 중도 해지 등으로 인한 퇴거(위기)	66	0.69
7	3개월 이상 공과금이나 관리비 연체(또는 납부 지연)	152	1.58
8	임대인과의 갈등(무단 침입, 수선 및 관리 의무 방기, 부당한 관리비 인상 등)	179	1.86
9	주택임대차 보호법 위반(보증금/월세 5% 이상 인상, 계약 갱신 요구 거절 등)	99	1.03
10	전세사기(갭투자 및 깡통전세, 이중·중복계약, 매도 및 근저당 설정, 무허가 또는 불법건축물 사기 등으로 보증금을 돌려받지 못한 피해)	115	1.20
전체	10개 항목 중 1개 이상 경험	829	8.63

829명(8.6%)이었다.

이러한 측정방식은 서로 다른 주거위기 사건을 동일한 수준의 심각도로 간주하기 위한 것이 아니라, 최근 1년간 적어도 하나 이상의 실질적인 주거위기에 노출되었는지를 식별하기 위한 것이다. 다만 주거불안정 경험 여부를 이분화하는 방식은 경험한 위기의 유형과 누적 정도, 심각도 및 지속기간의 차이를 충분히 반영하지 못한다는 한계가 있다. 이에 본 연구에서는 주거불안정 경험 여부를 주분석 변수로 사용하되, 측정방식에 따른 결과의 일관성을 확인하기 위해 경험한 주거위기 유형의 수(0~10점)를 활용한 추가분석도 실시하였다.

(3) 독립변수: 지각된 사회적지지

지각된 사회적 지지는 개인이 어려움이나 스트레스 상황에 직면했을 때 주변으로부터 필요한 도움을 받을 수 있다고 인식하는 정도를 의미한다(Lakey & Cohen, 2000). 사회적 지지는 실제로 제공받은 지지와 구분하여 필요한 상황에서 도움을 받을 수 있는 자원이 존재한다고 인식하는 지지의 가용성(perceived availability of support) 측면에서 측정될 수 있으며, 가족·친구·동료 등 지지원별로 구분하여 살펴보는 방식도 활용되어 왔다(Koyano et al., 1994). 또한 공식적 지지원과 비공식적 지지원은 지원의 제공주체와 기능에서 차이를 가질 수 있으므로, 사회적 지지는 단일한 수준뿐 아니라 어떠한 지지원으로부터 도움을 받을 수 있다고 인식하는지의 측면에서도 파악할 필요가 있다.

기존 연구에서도 사회적 지지는 연구목적에 따라 다양한 방식으로 측정되어 왔다. 일부 연구에서는 여러 문항을 활용하여 전반적인 사회적 지지 수준이나 특정 지지원으로부터 받는 지지의 정

1) 문항은 '최근 1년간' 해당 상황을 경험하였는지를 개별적으로(있다/없다) 응답하도록 구성되어 있으며, 하나의 문항에서 여러 항목을 중복 선택하는 방식(다중응답)이 아니라 10개 문항 각각에 독립적으로 응답하는 방식이다.

도를 측정하는 반면, 이용 가능한 지지원의 수 또는 범위를 사회적 자원의 가용성을 나타내는 지표로 활용하는 접근도 이루어지고 있다. Koyano 외(1994)는 사회적 지지를 서로 다른 지지원에 따라 구분하여 측정하였으며, Butler et al.(2022)은 가족, 학교 성인 및 또래 등 서로 다른 지지원 가운데 높은 수준의 지지를 제공하는 지지원의 수를 산출하여 정신적 웰빙과의 관계를 분석하였다. 이러한 연구는 사회적 지지의 강도나 질과 별개로, 이용 가능한 지지원의 범위 역시 개인이 활용할 수 있는 사회적 자원의 한 측면으로 측정될 수 있음을 보여준다.

본 연구는 사회적 관계의 질이나 개별 지지원으로부터 제공되는 지지의 강도보다, 청년이 우울하거나 스트레스를 받는 상황에서 도움을 요청할 수 있다고 인식하는 지지원의 범위에 초점을 두었다. 이에 「2024년 청년 삶 실태조사」에서 제시된 가족, 지인(친구・동료 등), 공공기관, 민간기관의 네 가지 지지원에 대해 도움을 받을 수 있다고 응답한 경우 각각 1점, 그렇지 않은 경우 0점으로 코딩하여 합산하였다. 점수의 범위는 0~4점이며, 점수가 높을수록 이용 가능하다고 인식하는 공식적・비공식적 지지원의 범위가 넓음을 의미한다. 따라서 전통적인 반영적 척도에서 의미하는 일반적인 '지각된 사회적 지지 수준'을 측정하는 것이 아니라, 이용 가능하다고 인식하는 지지원의 수와 범위를 나타내는 합산지표로 해석하였다. 또한 공식적 지지원과 비공식적 지지원의 기능적 차이, 각 지지원으로부터 제공되는 지지의 강도・질・빈도까지는 반영하지 못하므로 결과 해석 역시 지지원의 가용범위에 한정하였다. 이러한 구성은 사회적 지지를 지지원별로 구분하여 측정한 연구(Koyano et al., 1994)와 이용 가능한 지지원의 수를 사회적 자원의 한 측면으로 활용한 연구(Butler et al., 2022)에 근거하였다.

(4) 통제변수

통제변수는 성별, 연령, 교육수준, 혼인상태, 개인소득, 주관적 건강상태, 주거 점유형태, 근로시간 및 일자리 불안정성으로 구성하였다. 성별은 남성을 기준집단으로 하여 여성을 더미변수로 투입하였으며, 연령은 19~24세를 기준집단으로 하여 25~29세와 30~34세를 더미변수로 구성하였다. 교육수준은 고졸 이하를 기준집단으로 하여 전문대졸, 대졸, 대학원졸을 각각 더미변수로 구성하였고, 혼인상태는 미혼 등을 기준집단으로 하여 기혼을 더미변수로 투입하였다. 개인소득은 연간 개인소득을 천만원 단위의 연속변수로 사용하였다. 주관적 건강상태는 '매우 나쁨' 1점에서 '매우 좋음' 5점으로 코딩하여 연속변수로 투입하였고, 주거 점유형태는 주거조건에 따른 차이를 통제하기 위해 포함하였으며, 자가를 기준집단으로 하여 전세, 월세, 무상・기타를 각각 더미변수로 구성하였다. 근로시간은 원자료의 분류기준에 따라 주 36시간 미만과 주 36시간 이상으로 구분하였으며, 주 36시간 미만을 기준집단으로 하여 주 36시간 이상인 경우 1로 코딩하였다. 일자리 불안정성은 고용의 지속성과 보수형태의 불안정성을 반영하기 위해 고용형태, 고용계약기간 및 보수형태와 관련된 세 가지 항목을 활용하여 구성하였다. 먼저 고용형태는 상용근로자를 상대적으로 안정적인 고용형태로 분류하여 0점, 임시근로자와 일용근로자를 상대적으로 불안정한 고용형태로 분류하여 1점으로 코딩하였다. 고용계약기간은 고용계약기간을 정하지 않은 경우(정년제 포함)를 0점, 일정한 고용계약기간을 정한 경우를 1점으로 코딩하였다. 보수형태는 시급, 일급, 주급, 월급, 연봉 등 고정된 보수를 받는 경우를 0점, 실적급 등 고정되지 않은 보수를 받는 경우를 1점으로 코딩하였다. 각 항목의 점수를 합산하여 0~3점의 일자리 불안정성 지표를 구성하였으며, 점수가 높

을수록 고용의 지속성과 보수 측면에서 불안정한 특성을 더 많이 가지고 있음을 의미한다.

4) 분석방법

본 연구의 분석은 다음과 같이 실시하였다. 첫째, 분석대상자의 인구사회학적・주거 및 노동시장 특성을 파악하기 위해 빈도분석과 기술통계분석을 실시하였다. 주요 변수의 분포를 확인하기 위해 평균, 표준편차, 왜도 및 첨도를 산출하였다.

둘째, 우울 측정도구인 PHQ-9의 신뢰도와 구성타당도를 검토하였다. 내적 일관성을 확인하기 위해 Cronbach's α를 산출하였으며, 9개 문항의 요인구조를 확인하기 위해 탐색적 요인분석을 실시하고 KMO 표본적합도와 Bartlett의 구형성 검정을 함께 확인하였다. 또한 우울점수와 이론적으로 관련성이 예상되는 주관적 건강상태와의 상관관계를 검토하여 측정의 타당성을 보완적으로 확인하였다. PHQ-9 원점수는 0점 응답 비율이 38.9%이고 왜도가 2.111로 우편향된 분포를 보여 분포의 비대칭성을 완화하기 위해 제곱근(square-root) 변환을 실시하였다. 변환 후 왜도는 .614로 감소하였으며, 이후 상관관계분석, 집단 간 차이검정 및 위계적 다중회귀분석에서는 제곱근 변환된 우울점수를 사용하였다.

셋째, 주요 변수 간 관련성을 확인하기 위해 Pearson 상관관계분석을 실시하였다. 주거불안정 경험은 0과 1로 코딩된 이분변수이므로 우울 및 지지원의 가용범위와의 상관계수는 점이연상관계수(point-biserial correlation coefficient)와 동일하게 해석하였다. 또한 주거불안정 경험 여부에 따른 우울 수준의 차이를 확인하기 위해 집단 간 등분산성을 고려한 Welch의 t검정을 실시하였다.

넷째, 주거불안정 경험과 지지원의 가용범위가 우울과 갖는 관련성을 검증하기 위해 위계적 다중회귀분석을 실시하였다. Model 1에는 성별, 연령, 교육수준, 혼인상태, 개인소득, 주관적 건강상태, 주거 점유형태, 근로시간 및 일자리 불안정성을 통제변수로 투입하였다. Model 2에는 주거불안정 경험을 추가하고, Model 3에는 지각된 사회적 지지로 조작화한 지지원의 가용범위를 추가하여 각 단계에서 주요 변수의 회귀계수와 모형 설명력(R^2) 및 설명력 변화량(ΔR^2)을 확인하였다.

회귀분석의 가정을 검토하기 위해 분산팽창계수(VIF)와 Durbin-Watson 통계량을 통해 다중공선성과 잔차의 자기상관 여부를 확인하였으며, Jarque-Bera 검정과 잔차의 왜도・첨도를 통해 잔차의 정규성을, Breusch-Pagan 검정을 통해 등분산성을 검토하였다. Breusch-Pagan 검정에서 이분산성이 확인됨에 따라 최종모형에 HC3 이분산-강건표준오차(heteroskedasticity-consistent standard error)를 적용하여 주요 회귀계수의 통계적 유의성이 유지되는지를 추가로 확인하였다.

다섯째, 주분석 결과의 강건성을 확인하기 위해 추가분석을 실시하였다. 먼저 주거불안정 경험 여부(0/1) 대신 경험한 주거위기 유형의 수(0~10점)를 투입하여 주거불안정의 조작화 방식에 따른 결과의 일관성을 확인하였다. 또한 주관적 건강상태와 우울 간의 높은 관련성을 고려하여 주관적 건강상태를 제외한 모형을 추가로 분석하였다. 마지막으로 PHQ-9 원점수가 비음수 정수형 합산점수이고 0점 응답의 비율이 높다는 분포 특성을 고려하여, 제곱근 변환점수를 이용한 선형회귀분석 결과의 강건성을 확인하기 위해 PHQ-9 원점수를 종속변수로 한 음이항 회귀분석을 실시하였다. 음이항 회귀모형에는 위계적 다중회귀분석의 최종모형과 동일한 통제변수와 주요 독립변수를 투입하였으며, 결과는 발생률비(incidence rate ratio, IRR)와 95% 신뢰구간을 중심으로 확인하였다.

4. 연구결과

1) 인구사회학적 및 노동시장 특성

분석대상자의 인구사회학적 및 노동시장 특성은 <표 2>와 같다. 전체 분석대상자는 9,608명으로, 성별은 남성이 48.8%(4,687명), 여성이 51.2%(4,921명)로 나타났다. 연령은 25~29세가 39.0%(3,749명)로 가장 많았으며, 30~34세가 34.6%(3,325명), 19~24세가 26.4%(2,534명) 순이었다. 교육수준은 대졸이 61.3%(5,892명)로 가장 높은 비율을 차지하였고, 전문대졸 18.0%(1,730명), 고졸 이하 16.6%(1,595명), 대학원졸 4.1%(391명) 순으로 나타났다. 혼인상태는 미혼 등이 85.8%(8,248명), 기혼이 14.2%(1,360명)였으며, 연간 개인소득은 평균 3,100만 원(SD=1,640만 원)이었다.

<표 2> 조사대상자의 인구사회학적 및 노동시장 특성(N=9,608)

구분	범주	빈도(명)	비율(%)
성별	남성	4,687	48.8
	여성	4,921	51.2
연령	19-24세	2,534	26.4
	25-29세	3,749	39
	30-34세	3,325	34.6
교육수준	고졸이하	1,595	16.6
	전문대졸	1,730	18
	대졸	5,892	61.3
	대학원졸	391	4.1
혼인상태	기혼	1,360	14.2
	미혼 등	8,248	85.8
개인소득	평균 3.10천만 원(SD=1.64)		
주거 점유형태	자가	4,388	45.7
	전세	2,076	21.6
	월세	2,908	30.3
	무상거주/기타	236	2.5
주거불안정 경험	있음	829	8.6
	없음	8,779	91.4
주관적 건강상태	매우 좋음	1,328	13.8
	좋음	4,339	45.2
	보통	3,239	33.7
	나쁨	660	6.9
	매우 나쁨	42	0.4
근로시간	주36시간 이상	7,701	80.2
	주36시간 미만	1,907	19.8
일자리 불안정성	0점	4,771	49.7
	1점	3,781	39.4
	2점	999	10.4
	3점	57	0.6

주거 관련 특성을 살펴보면, 주거 점유형태는 자가가 45.7%(4,388명)로 가장 많았고, 월세 30.3%(2,908명), 전세 21.6%(2,076명), 무상거주・기타 2.5%(236명) 순으로 나타났다. 주거불안정 경험이 있는 경우는 8.6%(829명), 경험이 없는 경우는 91.4%(8,779명)였다. 주관적 건강상태는 '좋음'이 45.2%(4,339명)로 가장 높은 비율을 보였으며, '보통' 33.7%(3,239명), '매우 좋음' 13.8%(1,328명), '나쁨' 6.9%(660명), '매우 나쁨' 0.4%(42명) 순이었다.

노동시장 특성에서는 주당 근로시간이 36시간 이상인 경우가 80.2%(7,701명), 36시간 미만인 경우가 19.8%(1,907명)로 나타났다. 일자리 불안정성은 0점이 49.7%(4,771명)로 가장 많았으며, 1점 39.4%(3,781명), 2점 10.4%(999명), 3점 0.6%(57명) 순으로 나타났다.

2) 기술통계 및 상관분석

주요변수의 기술통계 분석 결과는 <표 3>과 같다. 우울증상 원점수는 0~27점의 범위에서 평균 3.31점(SD=4.64)이었으며, 왜도는 2.111, 첨도는 5.171로 우측 편포가 나타났다. 이에 분포의 비대칭성을 완화하기 위해 제곱근 변환을 실시하였다. 변환된 우울점수는 평균 1.30점(SD=1.27)이었으며, 왜도는 0.614, 첨도는 -0.458로 나타나 원점수에 비해 분포의 비대칭성이 완화되었다.

주거불안정은 경험 여부로 측정된 이분변수로, 전체 분석대상자의 8.6%가 주거불안정을 경험한 것으로 나타났다. 지각된 사회적 지지는 0~4점의 범위에서 평균 1.22점(SD=0.63)이었으며, 왜도는 0.456, 첨도는 1.179로 나타나 분포의 심각한 비대칭은 확인되지 않았다.

주요 변수 간 관련성을 확인하기 위해 상관관계 분석을 실시하였으며, 분석 결과는 <표 4>와 같다. 분석 결과, 우울증상은 주거불안정 경험과 유의한 정적 상관관계를 보였으며($r=.272$, $p<.001$), 지각된 사회적 지지와는 유의한 부적 상관관계를 보였다($r=-.190$, $p<.001$). 또한 주거불안정 경험과 지각된 사회적 지지 간에는 유의한 부적 상관

<표 3> 주요변수의 기술통계 분석결과

구분	범주	M	SD	왜도	첨도
우울증상(원점수)	0~27	3.31	4.64	2.111	5.171
우울증상(√변환)	0~5.20	1.30	1.27	0.614	-0.458
주거불안정 경험	0~1	0.09	0.28	-[2]	-
지각된 사회적 지지	0~4	1.22	0.63	0.456	1.179

<표 4> 상관관계 분석결과

구분	1	2	3
1. 우울증상(√변환)	1		
2. 주거불안정 경험	.272***	1	
3. 지각된 사회적 지지	-.190***	-.095***	1

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

2) 주거불안정 경험은 이분변수로 왜도・첨도가 표본 비율(p)에 의해 결정되므로 정규성 진단 대상에서 제외함.

관계가 나타났다(r=-.095, p<.001). 즉, 주거불안정 경험은 높은 우울 수준과 관련되는 반면, 어려움이 발생했을 때 도움을 받을 수 있다고 인식하는 지지원의 범위가 넓을수록 우울 수준은 낮은 경향을 보였다.

3) 주거불안정 경험에 따른 우울 수준 차이

주거불안정 경험 여부에 따른 우울 수준의 차이를 확인하기 위해 Welch의 t검정을 실시한 결과는 <표 5>와 같다. 분석 결과, 주거불안정 경험집단의 제곱근 변환 우울점수(M=2.43, SD=1.28)는 비경험집단(M=1.20, SD=1.22)보다 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타났다(t(974.96)=26.610, p<.001).

4) 청년 임금근로자의 우울 관련요인에 대한 위계적 다중회귀분석

청년 임금근로자의 주거불안정 경험과 지각된 사회적 지지가 우울과 갖는 관련성을 확인하기 위해 위계적 다중회귀분석을 실시하였으며, 그 결과는 <표 6>과 같다. Model 1에는 성별, 연령, 교육수준, 혼인상태, 개인소득, 주관적 건강상태, 주거 점유형태, 근로시간 및 일자리 불안정성을 통제변수로 투입하였다. Model 2에는 주거불안정 경험을 추가하였고, Model 3에는 지각된 사회적 지지를 순차적으로 투입하였다.

Model 1은 통계적으로 유의하였으며(F=195.210, p<.001), 우울 변량의 22.2%를 설명하였다(R^2=.222, adjusted R^2=.221). 주요 통제변수 중 주관적 건강상태는 우울과 유의한 부적 관련성을 보였으며(β=-.420, p<.001), 일자리 불안정성은 유의한 정적 관련성을 보였다(β=.131, p<.001). 주거 점유형태에서는 자가를 기준으로 월세가 우울과 유의한 정적 관련성을 보였으나(β=.043, p<.001), 전세와 무상거주・기타는 통계적으로 유의한 관련성을 보이지 않았다.

Model 2에서 주거불안정 경험을 추가한 결과, 모형의 설명력은 25.5%로 증가하였으며(R^2=.255, ΔR^2=.033), 모형은 통계적으로 유의하였다(F=218.743, p<.001). 주거불안정 경험은 인구사회학적 특성, 주거 점유형태 및 노동시장 특성을 고려한 이후에도 우울과 유의한 정적 관련성을 보였다(B=.854, β=.189, p<.001). 한편 Model 1에서 유의한 관련성을 보였던 월세는 주거불안정 경험이 추가된 이후 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다(B=.040, β=.014, p>.05).

Model 3에서 지각된 사회적 지지를 추가한 결과, 최종모형의 설명력은 26.0%로 증가하였으며(R^2=.260, ΔR^2=.006), 모형 역시 통계적으로 유의하였다(F=211.151, p<.001). 주거불안정 경험

<표 5> 주거불안정 경험 유무에 따른 우울 차이[3)]

구분	N	M	SD	Welch t(df)	p
주거안정 (경험 없음)	8,779	1.20	1.22		
주거불안정 (경험 있음)	829	2.43	1.28	26.610 (974.96)	<.001

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

3) 종속변수는 제곱근 변환된 우울증상 점수이며, 집단 간 등분산성이 충족되지 않아 Welch의 t검정을 적용함.

<표 6> 청년 임금근로자의 우울 관련요인에 대한 위계적 다중회귀분석[4)]

구분		Model 1		Model 2		Model 3	
		B	β	B	β	B	β
인구사회학적 특성	여성 (기준: 남성)	.181***	.071	.167***	.066	.171***	.067
	25~29세 (기준: 19~24세)	.104**	.040	.092**	.035	.089**	.034
	30~34세	.118***	.044	.092**	.035	.079*	.030
	전문대졸 (기준: 고졸이하)	-.086*	-.026	-.080*	-.024	-.071	-.022
	대졸	-.045	-.017	-.036	-.014	-.016	-.006
	대학원졸	.138*	.021	.121	.019	.139*	.022
	기혼 (기준: 미혼 등)	-.094**	-.026	-.116***	-.032	-.118***	-.032
	개인소득 (천만원)	.014	.018	.012	.015	.013	.017
건강 및 노동시장특성	주관적 건강 (높을수록양호)	-.654***	-.420	-.611***	-.393	-.599***	-.385
	주36시간 이상 근로	-.028	-.009	-.042	-.013	-.043	-.014
	일자리 불안정성	.240***	.131	.201***	.109	.190***	.103
주거 점유형태	전세 (기준: 자가)	.046	.015	-.019	-.006	-.016	-.005
	월세	.120***	.043	.040	.014	.039	.014
	무상거주/기타	-.057	-.007	-.073	-.009	-.082	-.010
주요변수	주거불안정 경험			.854***	.189	.831***	.184
	지각된 사회적 지지					-.154***	-.076
R^2		.22172		.25488		.26049	
ΔR^2		-		.033		.006	
수정된 R^2		.22059		.25372		.25926	
F		195.21***		218.743***		211.151***	
df		(14,9593)		(15,9592)		(16,9591)	

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

은 다른 통제변수와 지각된 사회적 지지를 함께 고려한 이후에도 우울과 유의한 정적 관련성을 유지하였으며(B=.831, β=.184, p<.001), 지각된 사회적 지지는 우울과 유의한 부적 관련성을 보였다(B=-.154, β=-.076, p<.001). 최종모형에서 전세, 월세, 무상거주・기타 등 주거 점유형태는 모두 우울과 통계적으로 유의한 관련성을 보이지 않았다. 이는 주거 점유형태의 차이를 고려한 이후에도 주거불안정 경험이 청년 임금근로자의 우울과 유의한 관련성을 갖는다는 점을 보여준다.

회귀분석의 가정을 검토한 결과, VIF는 1.032~2.206의 범위로 나타나 심각한 다중공선성은 확

4) 종속변수는 제곱근 변환된 우울증상 점수임.

인되지 않았으며, Durbin-Watson 통계량은 1.901로 나타나 잔차의 자기상관 문제도 확인되지 않았다. 잔차의 정규성을 검토한 결과 Jarque-Bera 검정은 통계적으로 유의하였으나($p<.001$), 제곱근 변환모형의 잔차 왜도는 .481, 첨도는 3.150으로 원점수를 사용한 모형의 왜도 1.935, 첨도 9.109에 비해 분포의 비대칭성과 첨도가 크게 완화되었다. 한편 Breusch-Pagan 검정에서는 등분산성 가정이 기각되어($LM=147.332$, $p<.001$) 잔차의 이분산성이 확인되었다. 이에 최종모형에 HC3 이분산-강건표준오차를 적용하여 재추정한 결과, 주거불안정 경험은 우울과 유의한 정적 관련성을 유지하였으며($B=.831$, robust $SE=.043$, $p<.001$), 지각된 사회적 지지 역시 우울과 유의한 부적 관련성을 유지하였다($B=-.154$, robust $SE=.019$, $p<.001$). 이는 이분산성을 보정한 이후에도 주요 결과의 방향과 통계적 유의성이 일관되게 유지되었음을 보여준다. 추가적으로 주분석 결과의 강건성을 확인하기 위해 주거불안정의 측정방식을 달리한 분석과 주관적 건강상태를 제외한 분석을 실시하였다. 주거불안정 경험 여부(0/1) 대신 경험한 주거위기 유형의 수(0~10점)를 투입한 경우에도 주거불안정과 우울 간의 관련성은 주분석과 동일한 방향으로 나타났다($B=.252$, $\beta=.143$, $p<.001$). 또한 주관적 건강상태를 제외한 모형에서도 주거불안정 경험과 지지원의 가용범위에 대한 주요 결과의 방향과 통계적 유의성은 유지되었다(주거불안정: $B=1.076$, $\beta=.238$, $p<.001$; 지지원의 가용범위: $B=-.226$, $\beta=-.112$, $p<.001$). 이는 주요 결과가 주거불안정의 조작화 방식과 주관적 건강상태의 통제 여부를 달리한 경우에도 일관되게 나타났음을 보여준다.

또한 PHQ-9 원점수의 분포 특성을 고려하여 음이항 회귀분석을 추가로 실시하였다. 분석 결과, 주거불안정 경험은 우울증상과 유의한 정적 관련성을 보였으며(IRR=1.907, 95% CI [1.74, 2.10], $p<.001$), 지각된 사회적 지지는 유의한 부적 관련성을 보였다(IRR=.824, 95% CI [.79, .86], $p<.001$). 즉, 주거불안정 경험이 있는 경우 우울증상 점수의 기대값은 비경험집단에 비해 약 1.91배 높았으며, 지각된 사회적 지지가 1점 증가할수록 우울증상 점수의 기대값은 약 17.6% 낮은 것으로 나타났다. 이는 제곱근 변환된 우울점수를 활용한 위계적 다중회귀분석과 동일한 방향의 결과로, 종속변수의 분포와 분석방법을 달리한 경우에도 주요 결과가 일관되게 나타났음을 보여준다.

5. 결 론

본 연구는 청년 임금근로자의 우울을 노동시장 조건뿐 아니라 취업 이후의 생활환경적 위험과 사회적 자원의 관점에서 살펴보고자 하였다. 이를 위해 「2024년 청년 삶 실태조사」 자료 중 임금근로자로 노동시장에 참여하고 있는 청년 9,608명을 대상으로 주거불안정 경험과 지각된 사회적 지지가 우울과 어떠한 관련성을 갖는지 분석하였다. 구체적으로 주거불안정 경험 여부에 따른 우울 수준의 차이를 확인하고, 인구사회학적 특성과 일자리 불안정성을 포함한 노동시장 특성을 고려한 이후 주거불안정이 우울과 갖는 관련성을 검증하였다. 나아가 주거불안정 경험까지 고려한 이후에도 지각된 사회적 지지가 우울과 추가적인 관련성을 갖는지를 위계적 다중회귀분석을 통해 확인하였다.

주요 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 주거불안정 경험 여부에 따라 청년 임금근로자의 우울 수준에 유의한 차이가 나타났다. 주거불안정 경험집단의 우울 수준은 비경험집단보다 유의하게 높았다. 이는 노동시장에 참여하고 있는 청년이라 하

더라도 안정적인 주거생활을 유지하기 어려운 경험이 우울과 관련될 수 있음을 보여준다. 이러한 결과는 주거비 부담, 퇴거위험, 주거이동 등 주거불안정이 정신건강 문제와 관련된다고 보고한 선행연구(Talmatzky et al., 2026; Vásquez-Vera et al., 2017)와 국내에서 청년의 주거취약성 및 주거불안정과 우울 간의 관련성을 확인한 연구(안승재, 송치호, 2023; 이은정 외, 2024; Park & Seo, 2020)와 대체로 일치한다. 특히 기존 연구가 청년 전체, 청년가구주 또는 주거취약계층을 중심으로 이루어진 경우가 많았던 것과 달리, 본 연구에서는 노동시장에 참여하고 있는 청년 임금근로자에서도 주거불안정 경험에 따른 우울 수준의 차이가 확인되었다는 점에 의미가 있다.

둘째, 통제변수를 고려한 이후에도 주거불안정 경험은 우울과 유의한 정적 관련성을 보였다(B=.854, β=.189, p<.001). 통제변수만 투입한 Model 1의 설명력은 22.2%였으며(R^2=.222), 주거불안정을 추가한 Model 2의 설명력은 25.5%로 증가하였다(R^2=.255, ΔR^2=.033). 이는 청년의 주거취약성과 주거불안정이 우울과 관련된다고 보고한 기존 연구의 결과와 대체로 일치한다. 다만 본 연구에서는 주거 점유형태와 일자리 불안정성을 포함한 노동시장 특성을 함께 고려한 이후에도 주거불안정의 관련성이 유지되었다는 점에서, 주거불안정을 단순한 점유형태나 고용불안정에 수반되는 조건으로 보기보다 청년 임금근로자의 정신건강과 관련되는 별도의 생활환경적 위험으로 살펴볼 필요가 있음을 보여준다. 특히 Model 1에서 유의한 관련성을 보였던 월세 거주는 주거불안정 경험을 추가한 Model 2에서는 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 이는 주거 점유형태와 실제 주거위기 경험이 동일한 개념이 아니며, 청년의 정신건강을 이해하기 위해서는 단순한 점유형태뿐 아니라 실제 주거불안 경험을 함께 고려할 필요가 있음을 시사한다. 다만 이러한 결과를 주거불안정의 매개효과로 해석하기보다는 두 주거특성을 함께 고려할 필요성을 보여주는 결과로 이해하는 것이 적절하다. 또한 주거불안정의 조작화 방식을 달리한 경우에도 분석결과가 일관되게 나타나는지를 확인하기 위해 경험한 주거위기 유형의 수를 활용한 추가분석을 실시하였으며, 주거불안정과 우울 간의 관련성은 주분석과 동일한 방향으로 나타났다.

셋째, 통제변수와 주거불안정 경험을 고려한 이후에도 이용 가능하다고 인식하는 지지원의 가용범위는 우울과 유의한 부적 관련성을 보였다(B=-.154, β=-.076, p<.001). 지각된 사회적 지지를 추가한 최종모형의 설명력은 26.0%로 나타났으며, Model 2에 비해 0.6%p 증가하였다(ΔR^2=.006). 최종모형에서도 주거불안정 경험은 우울과 유의한 정적 관련성을 유지하였다(B=.831, β=.184, p<.001). 이러한 결과는 사회적 지지가 청년의 우울과 부적으로 관련된다고 보고한 Kim et al.(2019), 염희정, 한창근(2022)의 연구와 일관되며, 근로 중 부정적 경험을 가진 청년에게 사회적 지지가 정신건강과 관련되는 자원임을 제시한 지민영 등(2023)의 결과와도 연결된다. 다만 본 연구에서 지각된 사회적 지지는 전반적인 사회적 지지 수준이나 관계의 질・강도를 측정한 것이 아니라, 어려움이 발생했을 때 도움을 받을 수 있다고 인식하는 지지원의 가용범위를 의미한다. 따라서 분석결과는 통제변수와 주거불안정 경험을 고려한 상태에서도 이용 가능하다고 인식하는 지지원의 범위가 넓을수록 우울 수준이 낮은 경향이 있음을 보여준다. 다만 지각된 사회적 지지의 추가 설명력은 0.6%p로 크지 않았다는 점을 고려할 때, 이를 청년 임금근로자의 우울을 설명하는 핵심적인 요인으로 해석하기보다는 생활환경적 위험과 함께 고려할 수 있는 사회적 자원으로 이해하는 것이 적절하다.

본 연구결과에서 주목할 점은 동일하게 노동시장에 참여하고 있는 청년이라 하더라도 취업 이후의 생활기반이 동질적이지 않다는 점이다. 특히 통제변수를 고려한 이후에도 주거불안정은 우울과 유의한 정적 관련성을 보였으며, 최종모형에서도 해당 관련성이 유지되었다(β=.184, p<.001). 이는 청년 임금근로자의 우울을 이해할 때 고용조건뿐 아니라 취업 이후의 주거생활 안정성을 별도의 생활환경적 조건으로 고려할 필요가 있음을 보여준다. 아울러 주거불안정과 지지원의 가용범위를 하나의 모형에서 함께 검토함으로써, 청년 임금근로자의 정신건강을 생활환경적 위험과 사회적 자원이라는 서로 다른 차원에서 이해할 필요성을 제시한다.

연구결과를 토대로 다음과 같은 정책적·실천적 함의를 제시할 수 있다. 첫째, 청년 정신건강 지원과정에서 주거위기를 조기에 확인할 수 있는 선별체계를 마련할 필요가 있다. 본 연구에서 주거불안정은 통제변수를 고려한 이후에도 우울과 유의한 정적 관련성을 보였다. 따라서 청년 마음건강 상담이나 정신건강복지센터의 초기상담 과정에서 정신건강 상태와 함께 임대료·공과금 체납, 보증금 마련의 어려움, 퇴거위기 등 주거생활의 어려움을 확인하는 방안을 고려할 수 있다. 이는 청년 임금근로자의 정신건강 문제를 심리·정서적 측면에 한정하지 않고 취업 이후의 생활환경과 함께 파악하기 위한 접근이 될 수 있다.

둘째, 청년이 어려움에 직면했을 때 이용할 수 있는 지지원에 대한 정보 접근성을 높일 필요가 있다. 본 연구에서 지각된 사회적 지지는 통제변수와 주거불안정을 고려한 이후에도 우울과 유의한 부적 관련성을 보였다. 다만 본 연구에서 측정한 사회적 지지는 실제 서비스 이용이나 지지의 강도가 아니라 도움을 받을 수 있다고 인식하는 지지원의 가용범위이다. 따라서 청년센터 등을 통해 주거·고용·정신건강 관련 지원정보를 통합적으로 제공하고, 청년이 자신의 어려움에 따라 도움을 요청할 수 있는 기관을 쉽게 확인할 수 있도록 안내체계를 마련하는 방안을 검토할 수 있다.

셋째, 청년의 정신건강 지원과정에서 주거·고용 등 생활상의 어려움이 함께 확인되는 경우 관련 기관 간 의뢰 및 연계를 강화하는 방안을 검토할 필요가 있다. 단순히 지원기관의 정보를 제공하는 데 그치지 않고, 초기상담에서 복합적인 어려움이 확인된 경우 청년센터, 주거복지센터, 정신건강복지센터, 고용복지플러스센터 등 관련 기관으로 상담을 직접 의뢰하거나 서비스를 연계하는 체계를 검토할 수 있다. 이를 통해 청년이 필요한 서비스를 찾기 위해 여러 기관을 개별적으로 탐색해야 하는 부담을 줄일 수 있다.

넷째, 청년 임금근로자를 대상으로 한 지원정책에서도 취업 여부만을 생활안정의 기준으로 삼지 않는 접근이 필요하다. 노동시장에 참여하고 있는 청년이라 하더라도 주거비 부담, 보증금 부족, 퇴거위기 등 취업 이후의 생활상 위험을 경험할 수 있으므로, 청년정책은 취업지원과 고용안정뿐 아니라 취업 이후의 주거 및 생활기반 유지까지 연속적으로 살펴볼 필요가 있다.

본 연구의 의의는 노동시장에 참여하고 있는 청년 임금근로자를 동질적인 집단으로 간주하지 않고, 취업 이후에도 지속될 수 있는 주거불안정과 이용 가능한 사회적 자원에 주목하였다는 데 있다. 특히 임대료 연체, 보증금 부족, 퇴거위기, 전세사기 등 안정적인 주거생활을 위협하는 10개 위기항목을 포괄하여 주거불안정을 측정하고, 가족·지인뿐 아니라 공공기관·민간기관을 포함한 공식·비공식 지지원의 가용범위를 함께 고려하였다는 점에서 기존 연구와 구별된다. 이를 통해 청년 임금근로자의 정신건강을 취업 여부나 고용조건에 한정하지 않고, 취업 이후의 생활환경적 위험과 이용 가능

한 사회적 자원까지 확장하여 살펴볼 필요성을 경험적으로 제시하였다는 데 의미가 있다. 특히 기존 연구에서 주거불안정과 우울, 사회적 지지와 우울의 관계가 각각 검토되어 온 것과 달리, 본 연구는 청년 임금근로자를 대상으로 두 요인을 하나의 분석모형에서 함께 살펴보았다는 점에서 기존 연구를 보완한다.

마지막으로 본 연구의 한계와 후속연구의 과제를 제시하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 횡단자료를 활용하였기 때문에 주거불안정 및 지각된 사회적 지지와 우울 간의 인과관계를 확정하기 어렵다. 후속연구에서는 종단자료를 활용하여 주거불안정과 사회적 지지의 변화가 우울의 변화와 어떠한 관련성을 갖는지 검증할 필요가 있다. 둘째, 본 연구는 주거불안정을 복수의 주거위기 가운데 하나 이상을 경험한 경우로 이분화하여 측정하였다. 이러한 방식은 실제 주거위기에 노출된 집단을 식별하는 데에는 유용하지만, 주거불안정의 유형별 특성, 누적 정도, 심각도 및 지속기간의 차이를 충분히 반영하지 못한다. 이를 보완하기 위해 경험한 주거위기 유형의 수를 활용한 추가분석을 실시하였으나, 경험 개수 역시 각 주거위기의 상대적 심각도와 지속기간을 동일하게 반영하지 못한다는 한계가 있다. 향후 연구에서는 주거불안정의 세부 유형과 빈도, 지속기간 및 심각도를 함께 고려할 필요가 있다.

셋째, 본 연구에서 지각된 사회적 지지는 가족, 지인, 공공기관, 민간기관 가운데 도움을 받을 수 있다고 인식하는 지지원의 가용범위를 합산한 지표로 측정하였다. 따라서 본 지표는 전통적인 반영적 척도에서 의미하는 전반적인 사회적 지지 수준이나 관계의 질 및 지지 강도를 측정한 것으로 해석하기 어렵다. 또한 공식적 지지원과 비공식적 지지원은 제공되는 지원의 성격과 기능이 다를 수 있음에도 이를 동일한 가중치로 합산하였다는 한계가 있다. 향후 연구에서는 공식·비공식 지지원을 구분하고, 정서적·도구적 지지의 수준, 관계의 질, 지지의 강도 및 실제 이용 여부를 함께 고려할 필요가 있다. 또한 본 연구는 지지원의 가용범위가 우울과 갖는 독립적인 관련성에 초점을 두었으므로, 향후 연구에서는 사회적 지지가 주거불안정과 우울 간 관계에서 완충적 역할을 하는지 검토할 필요가 있다.

넷째, 본 연구는 이차자료를 활용하였기 때문에 주거불안정과 지각된 사회적 지지를 연구목적에 맞게 새롭게 측정하거나 기존의 표준화된 척도를 모두 적용하는 데 제한이 있었다. 이에 본 연구에서는 원자료에서 제공되는 문항 가운데 각 개념의 이론적 정의와 기존 연구의 측정방식에 부합하는 항목을 선정하여 변수를 구성하였다. 그러나 주거불안정의 빈도·지속기간·심각도와 사회적 지지의 정서적·도구적 기능 및 관계의 질 등을 충분히 반영하지 못했다는 한계가 있다. 향후 연구에서는 연구목적에 맞게 설계된 1차자료나 보다 세분화된 척도를 활용하여 주요 변수의 다차원적 특성을 검증할 필요가 있다.

다섯째, 본 연구는 청년 임금근로자 전체를 하나의 분석대상으로 설정하여 성별, 연령대, 지역 등 집단 내 특성에 따른 차이를 별도로 검토하지 못하였다. 청년 임금근로자 내부에서도 생애주기, 주거여건, 노동시장 경험 및 이용 가능한 사회적 자원의 범위가 성별이나 연령대, 거주지역에 따라 다르게 나타날 가능성이 있다. 본 연구에서는 이러한 특성을 통제변수로 반영하였으나, 집단별 차이 자체를 확인하는 데에는 한계가 있다. 향후 연구에서는 성별·연령대별 층화분석이나 지역 특성을 고려한 분석을 통해 주거불안정과 지지원의 가용범위가 우울과 갖는 관련성이 집단별로 어떻게 다르게 나타나는지 보다 구체적으로 검토할 필요가 있다.

참 고 문 헌

국무조정실 (2025). 2024년 청년의 삶 실태조사 결과 발표. 세종: 국무조정실.

배호중 · 장인수 (2024). 청년 1인 가구의 주거비 결정요인: 취업청년을 중심으로. <국토연구>, 123, 39-58.

안승재 · 송치호 (2023). 청년가구주의 주거취약성 실태와 그 요인에 관한 연구: 거주지역과 고용상태를 중심으로. <사회복지연구>, 54(4), 115-150.

양연재 · 송인한 (2025). 1인 가구 청년 임금근로자의 고용 형태가 우울에 미치는 영향: 주거 불안정의 조절효과 분석. <한국보건사회연구>, 45(1), 98-121.

염희정 · 한창근 (2022). 사회적 지지가 청년의 우울에 미치는 영향: 성별의 조절효과 검증. <사회복지연구>, 53(4), 5-32.

이은정 · 이은영 · 김혜진 (2024). 청년 가구주의 주거불안정의 유형과 우울에 관한 연구. <한국보건사회연구>, 44(4), 443-468.

이현정 (2015). 수도권 사회진출초기 임차자의 주거비 실태. <한국주거학회논문집>, 26(1), 71-79.

전지영 · 임재만 (2023). 주거불안정지수 개발과 영향요인 분석. <부동산학연구>, 29(3), 21-32.

지민영 · 오승진 · 김지원 (2023). 청년의 근로 중 부정적 경험이 우울에 미치는 영향: 사회적 지지의 조절효과. <사회복지연구>, 54(3), 167-192.

Afifi, A., May, S., & Clark, V. A. (2003). *Computer-aided Multivariate Analysis*. CRC press.

Boulton, A. J., & Williford, A. (2018). Analyzing skewed continuous outcomes with many zeros: A tutorial for social work and youth prevention science researchers. *Journal of the Society for Social Work and Research*, 9(4), 721-740.

Butler, N., Quigg, Z., Bates, R., Jones, L., Ashworth, E., Gowland, S., & Jones, M. (2022). The contributing role of family, school, and peer supportive relationships in protecting the mental wellbeing of children and adolescents. *School Mental Health,* 14(3), 776-788.

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

Cox, R., Henwood, B., Rodnyansky, S., Rice, E., & Wenzel, S. (2019). Road map to a unified measure of housing insecurity. *Cityscape*, 21(2), 93-128.

Evans, G. W., Wells, N. M., & Moch, A. (2003). Housing and mental health: A review of the evidence and a methodological and conceptual critique. *Journal of Social Issues*, 59(3), 475-500.

Frederick, T. J., Chwalek, M., Hughes, J., Karabanow, J., & Kidd, S. (2014). How stable is stable? Defining and measuring housing stability. *Journal of Community Psychology*, 42(8), 964-979.

Kim, K., Jung, S. J., Cho, S. M. J., Park, J. H., & Kim, H. C. (2019). Perceived discrimination, depression, and the role of perceived social support as an effect modifier in Korean young adults. *Journal of Preventive Medicine and Public Health*, 52(6), 366.

Koyano, W., Hashimoto, M., Fukawa, T., Shibata, H., & Gunji, A. (1994). The social support system

of the Japanese elderly. *Journal of Cross-Cultural Gerontology*, 9(3), 323-333.

Krieger, J., & Higgins, D. L. (2002). Housing and health: Time again for public health action. *American Journal of Public Health*, 92(5), 758-768.

Lakey, B., & Cohen, S. (2000). Social support theory and measurement. In S. Cohen, L. G. Underwood, & B. H. Gottlieb (Eds.), *Social support measurement and intervention: A guide for health and social scientists*, 29-52. Oxford University Press.

Lee S. S., & Jang I. S. (2008). Social network and social services accessibility of migrant workers. *Journal of the Korean Society for Library and Information Science*, 42(4), 243-268.

Lu, S., Wu, Y., Mao, Z., & Liang, X. (2020). Association of formal and informal social support with health-related quality of life among chinese rural elders. *International Journal of Environmental Research and Public Health,* 17(4), 1351.

Park, K., & Seo, W. (2020). Effects of residential instability of renters on their perceived health status: Findings from the Korean welfare panel study. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(19), 7125.

Talmatzky, M., Nohr, L., Knaevelsrud, C., & Niemeyer, H. (2026). Exploring the association between housing insecurity and mental health among renters: A systematic review of quantitative primary and secondary studies. *Plos One*, 21(1), e0294222.

Vásquez-Vera, H., Palència, L., Magna, I., Mena, C., Neira, J., & Borrell, C. (2017). The threat of home eviction and its effects on health through the equity lens: A systematic review. *Social Science & Medicine*, 175, 199-208.

Housing Instability, Perceived Social Support, and Depression among Young Wage Workers

Ah Young Choi

Korea Human Resource Development Institute for Health

This study examined the associations of housing instability and perceived social support with depression among young wage workers from the perspectives of environmental risk and social resources. The data were drawn from the 2024 Survey on the Lives of Youth in Korea, and 9,608 young wage workers were included in the analysis. Descriptive statistics, correlation analysis, Welch's t-test, and hierarchical multiple regression analyses were conducted. The results showed that young wage workers who had experienced housing instability had significantly higher levels of depression than those who did not. Housing instability remained positively associated with depression after controlling for sex, age, education, marital status, personal income, subjective health status, housing tenure, working hours, and job insecurity (β=.189, p<.001), and its inclusion increased the explanatory power of the model by 3.3 percentage points. The perceived social support was negatively associated with depression after accounting for the covariates and housing instability (β=-.076, p<.001), while the positive association between housing instability and depression remained significant in the final model (β=.184, p<.001). Additional analyses showed that the direction and statistical significance of the main findings remained consistent across alternative operationalizations of housing instability, exclusion of subjective health status, heteroskedasticity-robust estimation, and negative binomial regression using the original PHQ-9 score. These findings suggest that the mental health of young wage workers should be understood in terms of employment-related conditions, and in relation to post-employment housing conditions and available social resources.

Keywords: Young Wage Workers, Depression, Housing Instability, Perceived Social Support, Hierarchical Multiple Regression