

1인 가구 여부와 우울의 관계는 연령에 따라 차별적인가?:

소득, 친분관계 만족도, 가족관계 만족도의 역할

김진영¹

¹ 고려대학교

초 록

선행연구들은 1인 가구가 다인 가구에 비해 우울 수준이 더 높다는 점을 보고해왔는데, 이러한 관계는 연령에 따라 차별적일 가능성이 있다. 본 연구는 크게 두 가지 연구 목적을 갖는다. 첫째는 한국 성인 집단을 대상으로 1인 가구 여부와 우울 간 관계에서 연령의 조절 효과가 존재하는지를 검증하는 것이다. 둘째는 만일 조절 효과가 확인될 경우 이를 가구균등화 소득, 사회적 친분관계 만족도, 가족관계 만족도라는 세 가지 요인을 통해 설명하는 것이다. 이를 위해 전국 대표표본 조사인 한국복지패널조사의 18차년도(2023년) 자료를 활용하였으며, 성인 14,047명을 대상으로 다중회귀분석을 수행하였다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 성인 집단에서 1인 가구는 다인 가구에 비해 소득수준이 낮고 우울 수준이 더 높은 것으로 나타났다. 둘째, 이러한 우울 격차는 연령이 많을수록, 특히 노년집단으로 갈수록 더 커지는 경향을 보였다. 이러한 패턴은 세 가지 메커니즘으로 설명되었다. 첫째는 소득이 우울에 미치는 영향력이 노년집단으로 갈수록 커졌기 때문이었고, 다음으로는 1인 가구의 가족관계 만족도와 사회적 친분관계 만족도가 노년집단으로 갈수록 상대적으로 더 낮아졌기 때문이었다. 본 연구의 이론적 기여점은 1인 가구의 연령에 따른 이질성을 확인하고, 우울에서의 불이익이 연령에 따라 증가하게 되는 메커니즘을 규명했다는 점이다. 정책적 기여점은 노년 1인 가구, 즉 독거노인의 우울수준을 낮추기 위해서는 그들의 소득을 보장하고 사회적 관계를 강화하기 위한 사회적 개입이 필요함을 밝힌 점이다.

주요 용어: 우울, 1인 가구, 연령, 가구소득, 조절 효과

알기 쉬운 요약

이 연구는 왜 했을까? 급증해 오고 있는 1인 가구 중 우울에서의 불이익이 상대적으로 더 큰 연령집단을 식별하는 것이 본 연구의 첫 번째 목적이라면, 두 번째 목적은 이러한 우울에서의 불이익이 왜 특정 연령집단에서 더 큰지 그 메커니즘을 규명하는 것이다.

새롭게 밝혀진 내용은? 1인 가구가 다인 가구에 비해 우울 수준이 더 높았으며 이 격차는 노년층으로 갈수록 더 커지는 경향을 보였다. 이러한 패턴은 세 가지 메커니즘으로 설명되었다. 첫째는 소득이 우울에 미치는 영향이 노년집단으로 갈수록 커졌기 때문이었고, 다음으로는 1인 가구의 가족관계 만족도와 사회적 친분관계 만족도가 노년층으로 갈수록 상대적으로 더 낮아졌기 때문이었다.

앞으로 무엇을 해야 하나? 첫째, 본 연구는 독거노인에게 가족을 대신할 수 있는 생활 동반자를 제공하기 위한 정책적 방안(예: 공유주택, 공동거주제 등)의 필요성을 제언한다. 둘째, 저소득 독거노인을 대상으로 한 소득지원 강화 정책이 필요함을 제언한다. 셋째, 독거노인의 사회적 친분관계를 강화하고 가족관계를 개선하기 위한 심리상담 및 가족상담 지원 정책의 필요성을 제기한다.

이 논문은 2025학년도 고려대학교 문과대학 특별연구비에 의하여 수행되었음.

■ 투 고 일: 2025. 01. 09.
■ 수 정 일: 2025. 03. 21.
■ 게재확정일: 2025. 04. 02.

I. 서론

저출산과 고령화에 동반된 한국 사회의 주요 변화 추세 중 하나는 1인 가구의 증가이다. 통계청 자료에 따르면, 1인 가구는 지속적인 증가 추세를 보이고 있으며, 2000년 전체가구의 15.5%에서 2022년 34.5%로 급증했다(통계청, 2023). 연령대별 비중은 39세 이하 청년층이 36.5%, 60세 이상 고령층이 35.3%, 40~50대가 28.2% 순으로 나타났다. 수도권과 광역시에는 청년 1인 가구의 비율이 높았고, 기타 지방에는 노년 1인 가구의 비율이 높았다. 1인 가구의 증가는 비혼과 만혼의 증가, 이혼 및 별거와 같은 가족 해체, 고령화로 인한 사별 노인의 증가 등에 기인한다(변미리, 2015). 본 연구는 이처럼 급증해 오고 있는 중요한 사회집단인 1인 가구의 정신건강 실태를 파악하고, 상대적 취약성이 더욱 큰 연령집단을 확인하고자 하는 의도를 갖는다.

우울은 중요한 정신건강 문제 중 하나로, 질병 부담이 높은 질환이다. 세계보건기구(WHO)는 우울증으로 인한 부담이 모든 질병 중 세 번째로 높다고 보고했으며, 2030년에는 1위가 될 것으로 전망했다(홍성익, 2015). 우울은 장애와 자살 위험에도 영향을 미치는 중대한 건강 문제로, 다인 가구에 비해 1인 가구의 정신건강 상 불이익을 연구하는데 적합한 지표라 할 수 있다.

1인 가구의 증가가 중요한 사회문제로 인식되는 이유는 사회적으로 고립된 인구가 늘어날 가능성을 시사하기 때문이다. 통계청에 따르면, 도움이 필요할 때 도움을 받을 수 없는 사람의 비율인 사회적 고립도 수준은 2023년 한국에서 33%로 OECD국가 중 최상위권이었다(통계청, 2024). 사회적 고립은 외로움을 유발하고, 정신건강의 악화를 초래할 수 있다(Gyasi et al., 2020). 한국의 1인 가구는 다인 가구에 비해 경제적·심리적으로 더 취약하며, 사회적 지지가 부족하고, 외로움을 더 느끼는 것으로 알려져 있다(최유정 외, 2016). 그러나 기존 국내연구는 주로 독거노인에 초점을 맞추는 경향이 강했으며, 청년을 포함한 전체 성인을 대상으로 한 연구는 많지 않았다(강유진, 2019). 또한 1인 가구 여부와 우울 간의 관계가 연령에 따라 어떻게 달라지는지를 검토한 연구는 거의 없는 실정이다.

본 연구는 한국 성인 전체에 대한 공신력 있는 자료를 활용하여 1인 가구 여부와 우울의 관계를 검토하고, 이 관계가 연령에 따라 어떻게 달라지는지의 조절 효과를 확인하고자 한다. 국내외의 선행연구들은 대체로 1인 가구가 다인 가구에 비해 우울 수준이 더 높다고 보고해 왔다(고아라 외, 2018; 신미아, 2019; 최유정 외, 2016; 한송이 외, 2022; Oh et al., 2015; Silva et al., 2022; Xiu-Ying et al., 2012). 국내연구가 부족한 부분은 1인 가구 여부와 우울의 관계가 사회인구학적 요인에 따라 어떻게 달라지는지를 검토하는 작업이다. 오늘날 1인 가구는 동질적인 집단이 아니며, 젠더나 연령집단에 따라 독거가 우울에 미치는 영향이 달라질 가능성이 있다. 국내연구 중 젠더에 따른 차이를 검토한 사례는 일부 존재하지만(Baek et al., 2023), 연령에 따른 차별성을 검토한 연구는 매우 제한적이다. 현재 1인 가구의 증가는 전 연령대에서 나타나고 있으며, 1인 가구 내 청년층의 비중이 노년층보다 높아진 점을 고려할 때, 성인의 전 연령층을 포괄하여 연령별 차이를 검토하는 연구의 필요성이 제기된다. 정신건강에 대한 취약성이 존재하는 1인 가구가 전체 가구의 1/3을 넘어선 상황에서, 1인 가구와 우울의 관계에 대한 연구는 좀 더 세밀해질 필요가 있으며, 본 연구는 연령집단에 따른 차이에 주목하고자 한다. 연령에 따른 조절 효과를 검토함으로써, 정신건강 측면에서 더 열악한 위치에 있는 연령집단을 파악하고, 사회정책적 개입이 더욱 필요한 인구집단을 식별할 수 있을 것이다.

본 연구는 특히 연령의 조절 효과가 확인될 경우, 이를 가구균등화 소득, 사회적 친분관계 만족도, 가족관계 만족도라는 세 가지 요인으로 설명하고자 한다. 이들 요인은 모두 우울에 유의미한 영향을 미치는 것으로 알려져 있으며(강유진, 2019; 김진영, 2023; 이신영, 2011), 1인 가구 여부나 연령과도 밀접한 관계가 있을 것으로 여겨진다. 1인 가구 중 우울에서의 불이익이 상대적으로 더 큰 연령집단을 식별하는 것이 본 연구의 첫 번째 목적이라면, 두 번째 목적은 이러한 우울에서의 불이익이 왜 특정 연령집단에서 더 큰지 그 메커니즘을 규명하는 것이다.

그러한 메커니즘을 밝히는 것은 취약 집단의 정신건강을 개선하기 위해 어떠한 사회정책적 개입이 필요한지에 대한 함의를 제공할 것이다.

선행연구는 한국의 1인 가구가 이질적인 하위집단으로 구성되어 있음을 지적한다(김연옥, 2016). 특히 연령에 따른 이질성이 두드러지는데, 이는 혼인 지위와 밀접히 관련되어 있다. 청년 1인 가구는 주로 부모에게서 독립한 비혼으로 구성되며, 중년 1인 가구는 비혼 집단과 이혼 혹은 별거 상태인 사람들로 이루어진다. 노년 1인 가구는 사별한 여성이 가장 큰 비중을 차지한다(이명진 외, 2014). 이는 청년 1인 가구보다는 중년 1인 가구가, 중년 1인 가구보다는 노년 1인 가구가 경제적으로 더 취약할 가능성을 제기한다. 2019년 자료에 따르면, 청년 1인 가구는 교육 수준이 높고, 상용근로자의 비율이 상당히 높은 점에서 중고령 1인 가구와 크게 대조되었다(이한나, 2020). 청년 1인 가구는 부모로부터 경제적으로 독립할 수 있는 집단이다. 이를 고려할 때, 1인 가구 중 정신건강의 측면에서 더 취약한 집단은 청년층보다는 중고령자일 가능성이 높다. 만일 연령이 더 높은 1인 가구일수록 우울에서의 불이익이 더 크다면, 왜 그렇게 되는지를 가구소득, 친분관계 만족도, 가족관계 만족도라는 세 가지 요인을 통해 설명하고자 한다.

II. 선행연구 고찰

1. 1인 가구 여부와 우울의 관계

통계청에 따르면, 1인 가구는 “혼자서 살립하는 가구로, 1인이 독자적으로 취사, 취침 등의 생계를 유지하는 가구”로 정의된다(통계청, 2021). 선행연구에 따르면, 1인 가구는 여성의 비율이 더 높고, 교육 수준과 경제활동 참여율은 더 낮으며, 건강 상태도 다인 가구보다 더 나빴다(윤태실, 민주홍, 2023). 여성의 비율이 높은 것은 사별한 여성 노인이 많이 포함되어 있기 때문이고, 여타 상태들이 좋지 않은 것은 노인의 비중이 크기 때문이라는 점으로 설명된다. 국내연구들은 1인 가구가 다인 가구에 비해 우울 수준이 더 높다는 결과를 꾸준히 보고하고 있다. 예를 들어, 성인 전체를 대상으로 한 연구에서는 1인 가구가 다인 가구보다 유의미하게 높은 우울 수준을 보였으며, 소득은 더 낮았고, 가족이나 친구와의 접촉 빈도와 정서적 교감 수준도 더 떨어지는 것으로 나타났다(최유정 외, 2016). 국민건강영양조사 자료를 분석한 연구에서는, 1인 가구가 다인 가구에 비해 일상활동, 불안/우울 등 삶의 질 측면에서 점수가 더 낮았고, 이러한 취약성은 특히 남성에서 더 두드러졌다(한송이 외, 2022). 또 다른 연구에서도, 1인 가구는 다인 가구보다 소득수준이 낮고, 흡연과 음주율이 더 높았으며, 우울이나 자살 생각의 위험도 더 큰 것으로 나타났다(신미아, 2019). 미국에서도 독거인은 재정 상태가 좋지 않은 경향이 있는 것으로 알려져 있으며(Stepler, 2016), 한국 중년층(40~64세)을 대상으로 한 연구에서도 1인 가구는 다인 가구에 비해 우울 수준이 더 높았다(고아라 외, 2018).

한국의 사별한 여성 노인을 대상으로 한 연구에서는 혼자 사는 여성 노인이 가족과 함께 사는 여성 노인보다 우울 수준이 더 높았으며, 이러한 차이는 소득 격차로 설명되었다(Jeon et al., 2017). 고령자의 경우 나이가 들수록 배우자와 사별할 가능성이 커지고, 이에 따라 독거의 위험이 커진다. 해외 25개 연구에 대한 메타분석에 따르면, 독거노인은 다인 가구 노인보다 우울 위험이 1.44배 더 높은 것으로 나타났다(Xiu-Ying et al., 2012). 영국 노인을 대상으로 한 종단연구에서는 배우자와 함께 살다 독거로 전환된 경우 심리적 고통이 많이 증가하는 것으로 보고되었다(Stone et al., 2013). 유럽 16개국 중고령자를 대상으로 한 조사에서는 독거가 우울과 유의미한 관계가 있음을 확인했으며, 인터넷 사용이 이러한 독거의 부정적 효과를 약화시키는 조절 효과를 가진다는 점도 발견되었다(Silva et al., 2022). 인터넷은 독거노인에게 중요한 소통 수단이 될 수 있었고, 사회적 관계를 확장하고 풍부하

게 하는 데 기여했다. 한국의 종단연구에서는 사별한 여성 노인이 혼자 사는 것보다 성인 자녀와 함께 거주하는 경우 우울이 감소하는 것으로 나타났다(Do & Malhotra, 2012). 독거는 사회적 고립의 위험을 높이며, 특히 자녀가 멀리 거주하는 경우 감정적·도구적 지지 부족으로 우울이 심화될 가능성이 크다. 또한 독거노인의 우울 위험이 더 큰 것은 경제적으로 더 취약하기 때문이었다(Chou et al., 2006).

독거는 사회적 관계의 약화와 고립, 외로움을 초래해 정신건강 악화를 유발할 수 있으며(Gyasi et al., 2020), 이러한 현상은 젊은 층보다 사별, 은퇴, 신체적 제약을 경험할 가능성이 높은 노년층에서 특히 두드러질 수 있기에 연령에 따른 차이를 검토하는 연구가 요구된다. 가족과 함께 사는 것은 경제적 자원을 비롯한 다양한 자원을 증가시키고, 감정적·도구적 지지를 받을 수 있으며, 의사결정과 대처에 도움을 줄 수 있기에 독거보다 정신건강 상 더 이로운 수 있다. 그러나 미국의 질적 연구에서는 혼자 사는 것이 반드시 외로움을 의미하지는 않으며, 독거인 중 일부는 더 적극적으로 친교 활동을 하거나 다양한 경험을 즐기는 것으로 나타났다(Klinenberg, 2012). 독거가 고립이나 사회적 배제로 이어질 수 있지만, 집 밖에서의 사회활동을 더 적극적으로 하게 되는 계기가 될 수도 있다. 함께 사는 가족이 없으니 친구들을 만날 시간이 더 많을 수 있고, 자기가 하고 싶은 일을 할 수 있는 자유가 더 많을 수 있다. 이러한 이점은 주로 청년층에서 두드러질 것이며, 노년층의 경우 질병과 기능적 제약으로 인해 이러한 긍정적 효과를 누리기 어렵고, 사회적 지지와 돌봄의 부족으로 고통을 받을 가능성이 크다. 이는 독거 여부와 우울의 관계에서 연령의 조절 효과가 존재할 가능성이 있음을 제기한다. 노인에 대한 아시아 국가 연구들에서도 유사한 결과들이 나타났다. 싱가포르 노인을 대상으로 한 연구에서는 독거가 외로움을 증가시키고 우울 위험을 높이는 것으로 나타났으며(Lim & Kua, 2011), 중국 농촌 노인을 대상으로 한 종단연구에서는 독거노인이 자녀와 함께 사는 노인에 비해 삶의 만족도가 낮았고, 이는 사회적 지지 중 재정적 지원 부족에서 기인한 것으로 나타났다(Mao & Han, 2018). 사회적 지지는 크게 세 유형으로 분류되는데, 감정적 지지, 도구적 지지, 재정적 지원이 그것이다(Cong & Silverstein, 2008).

고령화가 심화되면서 한국의 독거노인 비율도 급증하고 있다. 2024년 기준으로 65세 이상 노인의 22.1%가 1인 가구를 이루고 있다(통계청, 2024). 독거노인의 경제적 열악함과 고독사, 자살 등이 사회문제화되면서, 독거 노인만을 연구 대상으로 하여 그들의 우울에 영향을 미치는 요인을 검토한 연구가 다수 수행되었다. 한국복지패널 조사 자료를 분석한 연구에서는 경제적 곤궁과 가족 지지가 독거노인의 우울에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났으며(최영, 2008), 가족관계 만족도가 역시 우울 수준에 영향을 미쳤다(이신영, 2011). 농촌지역 독거노인을 대상으로 한 연구에서는 고령이면서 남성일수록 우울 수준이 더 높았으며(정성배, 배지연, 2017), 소득수준과 사회활동 정도 역시 우울에 영향을 미쳤다. 부산지역 독거노인의 사회적 관계망은 고립형(33.6%), 다층적 관계형(24.1%), 비혈연 사회참여형(21.5%), 혈연중심형(20.6%)으로 분류되었는데(장수지, 김수영, 2017), 우울 수준은 고립형에서 가장 높았으며, 다층적 관계형에서 가장 낮았다.

2. 조절 효과에 대한 선행연구

거주 형태가 정신건강에 미치는 영향은 하위인구 집단에 따라 달라질 수 있다. 1인 가구 여부 혹은 독거 여부가 우울에 영향을 미친다는 점은 알려져 있으나, 이 관계가 사회인구학적 요인에 따라 어떻게 달라지는지에 대한 조절 효과를 검토하는 연구가 필요하다. 선행연구들은 주로 중고령자를 대상으로 젠더, 사회적 지지, 이민자 여부, 소득의 원천, 신체활동이나 사회참여 정도, 연령 등의 조절 효과를 검토한 바 있는데 구체적 내용은 아래와 같다.

젠더에 따른 차이에 관한 연구를 보면, 한국고령화패널 자료를 분석한 종단연구에서 독거 여부와 우울의 관계는 젠더에 따라 차별적이었다(Baek et al., 2023). 독거가 우울에 미치는 악영향은 여성보다 남성에게서 더 크게 나타났다. 여성 노인은 더 큰 네트워크와 사회적 지지망을 갖추고 있어 독거의 부정적 영향을 덜 받는 동시에,

동거 시 가족에 대한 지지 제공의 부담이 남성보다 클 수 있기에 동거의 혜택이 상대적으로 작을 수 있다. 미국의 노인 대상 연구도 이를 뒷받침하는데, 자녀와 동거하는 노인은 배우자와 동거하는 노인보다 심리적 고통의 위험이 더 크며, 이 관계는 젠더에 따라 차별적이었다(Henning-Smith, 2016). 남편과 자녀와 함께 사는 여성 노인은 심리적 고통의 위험이 높은 반면, 아내와 자녀와 함께 사는 남성 노인은 심리적 고통의 위험이 매우 낮았다. 이는 미국 사회에서 성인 자녀와 동거하는 것이 여성 노인에게 더 큰 부담과 스트레스를 유발할 수 있음을 시사한다.

사회적 지지 역시 독거와 우울의 관계를 조절할 수 있다. 미국 플로리다 노인을 대상으로 한 연구에서는 독거노인의 우울이 사회적 지지의 수준에 더 큰 영향을 받았는데, 독거이면서 사회적 지지를 적게 받는 노인일수록 우울 수준이 더 높아지는 조절 효과가 존재했다(Russell & Taylor, 2009). 이는 사회적 지지가 독거 노인의 우울을 완화시키는 효과적 요인으로 역할 할 수 있음을 보여준다. 소득의 원천이 독거 여부와 심리적 안녕의 관계를 조절한다는 연구 결과도 있었다. 중국 노인을 대상으로 한 종단연구에서는 소득을 자신이 직접 마련하며 가족과 동거하는 노인의 심리적 안녕이 가장 좋았고, 정부의 경제적 지원을 받으며 독거하는 노인의 심리적 안녕이 가장 좋지 않았다(Zhou et al., 2019). 가나 중고령자 대상 연구에서는 신체활동이나 사회참여가 독거와 심리적 고통의 관계를 완화하는 조절 효과가 있었다(Gyasi et al., 2020). 독거하더라도 신체활동과 사회참여를 자주 하는 중고령자는 심리적 고통이 크게 줄었으며, 이는 신체활동과 사회적 자본이 독거로 인한 외로움과 스트레스를 효과적으로 완화할 수 있음을 보여준다. 사회적 자본은 독거하는 노인들에게 소속감과 안전감을 느끼게 만들 수 있으며, 타인과 함께하는 집단적 신체활동은 독거노인의 정신건강에 더욱 이로울 것이다.

연령의 조절 효과를 검토한 연구는 매우 부족하다. 강유진의 연구는 1인가구만을 대상으로 하여, 1인가구 내에서 연령별로 우울에 영향을 미치는 사회적 요인이 어떻게 달라지는 지를 검토하였다(2019). 중국 50세 이상 중고령자를 대상으로 한 종단연구에서는 배우자가 있으나 독거하는 경우(예: 주말부부)와 가족과 동거하는 경우의 우울 수준은 유사하였고, 배우자가 없이 독거하는 경우 우울 수준이 가장 높았다. 이 연구에서 연령에 따른 조절 효과는 유의미하지 않았다(Wen & Ren, 2021). 그러나 1인 가구는 집단 내 이질성이 존재할 수 있으며, 연령에 따라 그 특성과 영향이 달라질 가능성이 있다. 예컨대, 청년 1인 가구는 삶의 질이 나쁘지 않고, 우울 수준도 상대적으로 낮을 가능성이 있지만, 독거노인은 높은 우울 수준을 보일 가능성이 크다. 이에 따라 1인 가구 여부와 우울의 관계에 대한 연령의 조절 효과를 검토하는 연구가 필요하다.

연령의 조절 효과에 대한 근거가 될 수 있는 이론은 자원대체(resource substitution) 이론이다. 이에 따르면, 여러 자원이 부족한 취약 집단에서는 특정 자원이 신체 및 정신건강을 효과적으로 개선할 가능성이 있다(Ross & Mirowsky, 2006; Young & Schieman, 2012). 즉 취약 집단에 부재한 여러 자원을 효과적으로 대체할 수 있는 특정한 요인이 있을 수 있다는 것이다. 예를 들어 청장년층에 비해 노년층은 사회적 관계, 경제적 자원 등 정신건강과 관련한 자원이 부족한 경향이 있는데, 대규모 메타분석 연구에서 65세 이후 사회적 네트워크 규모는 축소되는 것으로 나타났다(Wrzesniewski et al., 2013). 또한 노년층은 은퇴했을 가능성이 크고 소득원이 제한적임으로 경제적으로도 취약한 편이다. 일종의 취약 집단인 노년층의 정신건강에 효과적일 가능성이 있는 자원 중 하나는 동거하는 가족이나 동반자다. 즉, 노년층은 1인 가구보다 다인 가구일 때 청장년층에 비해 정신건강 상 더 큰 혜택을 받을 가능성이 높다. 이처럼 자원대체 이론에 근거하면, 1인가구와 다인 가구 간 우울 격차가 청장년층에 비해 노년층으로 갈수록 더 커지는 연령 조절 효과(분기 패턴)가 예상된다.

만일 그와 같은 연령 상호작용, 즉 노년층으로 갈수록 1인 가구와 다인 가구 간 우울 수준의 격차가 더 커지는 현상이 존재한다면, 이를 설명할 요인으로 가구균등화 소득, 친분관계 만족도, 가족관계 만족도를 고려할 수 있다. 삶의 조건과 관련하여 1인 가구의 대표적 취약성은 경제적 취약성과 사회관계적 취약성이다. 본 연구는 경제적 취약성과 관련하여 가구소득을 고려하는데, 1인 가구는 소득원이 한 명이므로 소득이 더 적은 것으로 알려져

있다(신미아, 2019). 사회관계적 취약성과 관련해서는 사회적 친분관계 만족도와 가족관계 만족도를 고려하는데, 1인 가구는 가족과 함께 살지 않으므로 만족도가 더 낮을 가능성이 있다(최유정 외, 2016). 이 세 가지 요인은 두 가지 메커니즘을 통해 격차 증가의 패턴을 설명할 수 있다(House et al., 1994). 첫 번째 메커니즘을 소득을 예로 설명하자면, 1인 가구와 다인 가구 간 소득 격차가 연령이 증가함에 따라 확대되면, 소득은 우울에 영향을 미치므로 우울 격차도 확대될 수 있다. 두 번째 메커니즘은 소득이 우울에 미치는 영향력이 연령 증가에 따라 더 커질 수 있다는 것이다. 즉, 1인 가구 여부에 따른 소득 격차가 연령에 따라 변화하지 않더라도, 소득이 우울에 미치는 영향력의 크기가 노년층으로 갈수록 더 커진다면, 소득이 더 낮은 1인 가구의 정신건강은 노년층으로 갈수록 더 악화될 수 있다.

만일 소득이 우울에 미치는 영향력이 노년집단으로 갈수록 커진다면 그 이론적 근거는 앞서 언급한 자원대체 이론이다(Ross & Mirowsky, 2006). 다른 자원이 부족한 취약 집단인 노년층의 정신건강에 소득이 중요한 자원일 수 있다는 것이다. 청년층은 친교활동을 즐길 수 있는 친구들이 더 많고, 취업의 기회가 노년층보다 더 많으며, 스포츠 활동을 포함한 다양한 취미활동이나 문화활동에 더 적극적이기에 소득이 우울에 미치는 영향이 크지 않을 수 있다. 반면, 노년층은 친구가 더 적고, 직업이 없을 가능성이 더 크고, 다양한 활동에 더 소극적일 수 있기에 소득이 정신건강에 더 중요할 수 있다(Wrzes et al., 2013). 소득은 노인의 스트레스를 감소시키고 자존감을 강화시킬 수 있다(김정엽, 이재모, 2008). 또한 노인의 소득은 친교활동이나 취미활동에 적극적으로 나서도록 하는데 중요한 역할을 할 수 있다(박현남, 허수연 2023; 이형하, 2021). 이러한 이유로 소득은 청년보다 노인의 우울에 더 중요한 요인일 수 있다.

다음으로, 1인 가구와 다인 가구 간 우울 격차가 노년층으로 갈수록 더 커지는 분기 패턴은 1인 가구의 가족관계 만족도가 노년집단으로 갈수록 상대적으로 더 낮아지는 현상에 기인할 가능성이 있다. 만일 1인 가구와 다인 가구 간 가족 만족도의 격차가 연령에 따라 확대되면, 가족 만족도는 우울에 영향을 미치므로 우울 격차도 확대될 수 있다. 그렇다면 노년층 1인 가구의 가족관계가 상대적으로 더 나빠지는 현상은 이론적으로 어떻게 설명할 수 있을까? 우선 가족과의 접촉이나 교류활동이 감소하기 때문일 수 있다. 청년층은 1인 가구여도 부모나 형제와의 접촉이나 교류가 활발한 데 반해, 노인은 1인 가구일 때 접촉과 교류가 감소할 가능성이 크다(석소현, 2008; 이한나, 2020). 특히 저소득 독거노인의 자녀는 생계가 곤란하거나 빈곤하여 노인과의 교류가 적거나 관계가 단절되었을 가능성이 있다(신근화, 2012).

마지막으로 1인 가구와 다인 가구 간 친분관계 만족도의 격차가 노년에 확대되면, 친분관계 만족도는 우울에 영향을 미치므로 우울 격차도 확대될 수 있다. 그렇다면 노년층 1인 가구의 친분관계가 상대적으로 더 나빠지는 현상은 이론적으로 어떻게 설명할 수 있을까? 친교활동은 청년기에 가장 활발하고, 직장과 가족에 집중하는 중년기에 뜸해지고, 은퇴하고 자녀가 독립한 노년층에서 다시 활발해질 가능성이 크다. 중년에 직장 and 가족에 헌신했던 다인 가구의 노인은 은퇴 후 여가시간을 통해 친분관계를 회복할 수 있으나, 독거노인은 친분관계의 회복이 잘 이루어지지 않을 가능성이 있다(권혁철, 2019). 다인 가구의 노인은 중년기에 어쩔 수 없이 친구와의 관계가 소원해지긴 하나 관계가 유지되어 왔다면, 독거 노인은 경제적 어려움이나 건강 문제 등으로 이미 관계가 단절되었기에 여가 시간이 많다고 해도 친분관계가 개선되지 않을 가능성이 있다. 이는 배우자 유무와도 관계될 것이다. 다인 가구의 노인은 배우자가 있을 가능성이 높으며, 배우자를 통한 친분관계와 친교활동이 존재하는데 반해, 독거 노인은 그러한 관계도 존재하지 않으므로 친분관계 만족도가 낮을 수 있다.

본 연구는 다음 세 가지 연구 질문을 탐구하고자 한다. 첫째, 1인 가구는 다인 가구보다 우울 수준이 더 높은가? 둘째, 1인 가구 여부와 우울의 관계는 연령에 따라 달라지는가? 셋째, 연령의 조절 효과가 존재한다면, 그 조절 효과는 가구균등화 소득, 사회적 친분관계 만족도, 가족관계 만족도의 세 요인에 의해 얼마나 설명되는가? 또한 이 세 요인은 어떤 메커니즘을 통해 그 조절 효과를 설명하는가?

III. 연구 방법

1. 자료

본 연구는 한국보건사회연구원이 수집한 한국복지패널(Korea Welfare Panel Study)의 18차년도(2023년) 자료를 이용한다. 한국복지패널은 서울을 포함한 7개 광역시와 제주도를 비롯한 9개 도의 가구를 대상으로 연 1회(3월부터 조사를 시작하여 상반기에 완료) 실시 중인 전국 대표표본에 대한 종단 조사이다. 한국복지패널은 2005년도 7,072 가구가 추출되었다. 이때 소득기준으로 중위소득의 60%이하인 저소득층 가구를 약 3,500가구, 중위소득의 60%이상인 가구를 약 3,500가구 추출하는 층화집락 계통 추출법이 사용되었다. 본 연구는 18차년도(2023년)에 조사에 참여한 만 19세 이상 성인, 14,047명을 대상으로 한다. 한국복지패널 조사는 저소득층의 과대 표집과 추출확률, 조사 가구 응답 확률 및 매 년도 표본탈락을 고려한 횡단면가중치를 제공하며, 본 연구는 모든 분석에서 18차년도의 횡단면가중치를 적용한다. 이때 가중치 적용 시 표본의 수가 원 표본의 수와 일치하도록 수정한 횡단면가중치를 적용한다.

2. 척도

본 연구의 주요 종속변인은 우울로, CES-D (the Center for Epidemiological Studies' Depression) 척도에 근거한 11개 문항의 평균값을 사용하였다(Ross & Mirowsky, 2006; Young & Schieman, 2012). 이 11개 문항은 응답자들이 지난 일주일간 얼마나 자주 (1) 상당히 우울함, (2) 외로움, (3) 마음이 슬펐음, (4) 모든 일이 힘들게 느껴짐, (5) 잠을 설침, (6) 식욕이 없음, (7) 뭘 해 나갈 엄두가 나지 않음, (8) 비교적 잘 지냄, (9) 불만 없이 생활, (10) 사람들이 나에게 차갑게 대함, (11) 사람들이 나를 싫어한다고 느꼈는지를 4점 척도로 응답하게 한 것이다(1. 극히 드물다, 2. 가끔 있었다, 3. 종종 있었다, 4. 대부분 그랬다). 문항 (8)과 (9)는 방향이 반대임으로 역코딩하여 평균값을 산출하였다. 이상 11개 문항의 신뢰도 값(Cronbach α)은 .87이었다.

주요 독립변인인 1인 가구 여부는 더미(dummy)변수로 전환하였다(1인 가구=1, 다인 가구=0). 1인 가구 여부와 우울의 관계를 조절하는 연령변수는 1년 단위 변수이다. 연령 집단을 나누지 않고 1년 단위 변수를 사용한 것은 정보를 다 활용해야 연령 조절효과의 정확한 패턴을 밝힐 수 있을 뿐 아니라 이를 그래프로 표현하는데도 더욱 적절하기 때문이다. 연령의 조절 효과가 어떤 메커니즘을 통해 발생했는지를 검토하기 위해 고려하는 설명변수는 가구균등화 소득, 친분관계 만족도, 가족관계 만족도이다. 가구균등화 소득은 2022년 가구의 총 가처분소득을 가구원수의 제곱근으로 나눈 변수이다. 1인 가구와 다인 가구는 가구원수가 다르므로 가구균등화 소득을 사용한다. 가구균등화 소득 원변수는 분포가 편향적이고, 값의 수가 너무 많아 그래프 작성에 어려움이 있기에, 15범주로 나누어 각 범주에 해당하는 값은 그 범주의 중앙값으로 재코딩한 변수를 분석에 사용하였다. 친분관계 만족도는 사회적 친분관계에 대해 얼마나 만족하는 지를 5점 척도로 응답하게 한 것이다(1. 매우 불만족, 2. 대체로 만족, 3. 그저 그렇다, 4. 대체로 만족, 5. 매우 만족). 가족관계 만족도는 가족관계에 대해 얼마나 만족하는 지를 동일한 5점 척도로 응답하게 한 것이다. 본 연구의 가설은 1인 가구와 다인 가구 간 우울에서의 격차가 연령이 증가하여 노년층으로 갈수록 더 커진다는 것이며, 이러한 현상은 1인 가구와 다인 가구 간 친분관계 만족도나 가족관계 만족도에서의 격차가 연령에 따라 커지는 것에 의해 설명될 가능성이 있다.

통제변인으로는 성별(여성=1, 남성=0), 교육수준(전문대, 고졸, 고졸미만을 구분하는 세 개의 더미변수, 준거집단은 학사이상), 혼인상태(이혼, 비혼, 사별을 구분하는 세 개의 더미변수, 준거집단은 기혼), 고용상태(임시직, 자영업, 무직을 구분하는 세 개의 더미변수, 준거집단은 상용직), 거주지역(중소도시와 농어촌을 구분하는 두 개의

더미변수, 준거집단은 대도시)이 사용된다.

3. 분석 방법

본 연구는 일반최소자승법(Ordinary Least Squares) 중다회귀분석을 주된 방법으로 사용하였다. 우울의 경우 분포가 정적으로 편향되어 있으므로 회귀분석 시 자연로그를 적용해 변형하였다. 우울변수의 왜도값은 2.26, 첨도값은 6.34로 자연로그 변환이 필요하였다. 조절 효과 검증을 위해 상호작용항을 만들 때는, 다중공선성의 문제를 해결하기 위해 평균값으로 중심화하였다. 본 연구에서는 1인 가구 여부와 우울의 관계에 대한 연령의 조절 효과를 설명하기 위해 세 개의 변인(가구균등화 소득, 친분관계 만족도, 가족관계 만족도)을 고려하였다. 위계적 회귀모형을 통해, 각 설명 변인이 추가될 때, 원 모형의 연령 조절 효과가 얼마나 약화되는지를 검토하였다. 이때, 각 설명변인과 연령의 상호작용항도 함께 추가되었는데, 이는 1인 가구와 다인 가구 간 우울에서의 격차가 연령이 증가할수록 더 커지는 현상이, 각 설명변인의 우울에 대한 효과가 연령이 증가할수록 더 커지는 경향에 의해 설명될 가능성을 검토하기 위한 것이다. 예컨대, 1인 가구와 다인 가구 간 우울에서의 격차가 노년층에서 더 커지는 이유는, 노년층으로 갈수록 소득이 우울에 미치는 영향이 더 커지기 때문일 가능성이 있다. 노년층으로 갈수록 소득이 우울에 더 중요해진다면, 다인 가구보다 소득이 더 적은 1인 가구가 더 취약할 수 있고, 이에 따라 우울에서의 격차가 더 커지는 것일 수 있다. 세 요인 각 각이 연령 조절효과를 얼마나 설명하는지를 확인하기 위해서 위계적 회귀분석을 사용하였고, 마지막에 세 요인이 모두 고려되었을 때 연령 조절효과가 얼마나 설명되는지를 확인하기 위해 모든 변수가 포함된 모형이 사용되었다.

분석의 다음 단계로는 각 설명변인을 종속변인으로 하여 1인 가구 여부와 연령 간 상호작용항을 포함한 중다회귀 분석을 수행하였고, 그 결과를 그림으로 표현하였다. 예컨대, 1인 가구와 다인 가구 간 우울에서의 격차가 노년층에서 더 커지는 이유는 1인 가구와 다인 가구 간 가족관계 만족도에서의 격차가 노년층으로 갈수록 더 커지기 때문일 수 있다. 각 설명변인을 종속변인으로 하여 연령의 조절 효과를 확인하면 이를 명확히 알 수 있다. 일부 종속변인과 연령의 관계가 비선형일 경우는 연령자승을 모형에 포함하였다. 연령 역시 필연적으로 발생하는 다중공선성의 문제를 해결하기 위해 평균에 가까운 값인 50세로 중심화하였다. 관례에 따라 변수 중 하나라도 결측치가 있을 경우 그 케이스는 삭제하였다(listwise deletion). 결측은 친분관계 만족도와 가족관계 만족도 변수에서만 존재했는데, 동일하게 991개(약 7%)였다.

IV. 분석 결과

1. 기술통계

<표 1>은 주요 변인들의 기술 통계치를 다인 가구와 1인 가구 집단별로 비교한 것이다. 우울 수준을 보면 1인 가구의 평균 우울 수준이 다인 가구보다 높았다. 가구균등화 소득은 1인 가구가 연간 평균 2,534만 원, 다인 가구가 연간 평균 3,960만 원으로, 다인 가구의 소득이 확연히 더 높았다. 친분관계 만족도의 경우 다인 가구의 평균이 1인 가구보다 더 높았지만, 그 차이는 크지 않았다. 가족관계 만족도는 다인 가구의 평균이 1인 가구보다 확연히 높았다. 요약하면, 본 연구에서 고려하는 종속변인 모두에서 다인 가구의 상태가 1인 가구보다 더 양호했으며 이는 통계적으로 유의미했다(t-test 결과). 연령의 평균값은 다인 가구가 약 49세, 1인 가구가 58세로, 1인 가구의 평균연령이 확연히 더 높았는데, 이는 1인 가구의 상당수가 독거노인임을 시사한다. 다음으로 성별에

따른 차이를 보면, 남성에서 1인 가구의 비중은 12.6%, 여성에서 1인 가구의 비중은 17.3%로, 여성에서 비중이 더 높았다. 이는 독거노인의 상당수가 여성인 것과 관련된 결과로 보인다. 대체로 남성이 여성보다 더 일찍 사망함으로써, 남성 독거노인보다 여성 독거노인이 월등히 더 많다.

학력에 따른 차이를 보면, 학사미만 집단에서 1인 가구의 비중은 16.3%, 대졸 집단에서는 11.5%로, 고학력층에서 1인 가구의 비중이 더 적었다. 이는 학력이 높을수록 혼자 살 가능성이 더 낮음을 보여준다. 다음으로 결혼 여부에 따른 차이를 보면, 비혼 집단에서 1인 가구의 비중은 21.3%, 기혼/이혼/사별 집단에서는 12.3%로 비혼 집단에서 확연히 더 높았다. 배우자나 자녀가 없는 비혼 집단에서 1인 가구 비중이 높은 것은 당연한 결과지만, 비혼의 약 79%가 다인 가구라는 점은 놀라운 사실이다. 이는 한국에서 성인이 된 후에도 부모에게 의존하는 비혼 비율이 높음을 시사한다. 마지막으로, 거주지역에 따른 차이를 보면, 농어촌 지역에서 1인 가구의 비중은 17.6%, 도시지역에서는 14.7%로 농어촌에서 조금 더 높았다. 이는 농어촌의 공동화와 고령화로 인해 독거노인의 비중이 도시보다 높은 것으로 해석된다.

표 1. 1인 가구 여부에 따른 주요 변인들의 기술통계치

가구유형	우울 수준	균등화소득	친분관계	가족관계
다인 가구	1.238 ¹⁾ (.338)	3.960 ²⁾ (1.799)	3.780 ³⁾ (.592)	4.000 ⁴⁾ (.601)
1인 가구	1.446 ¹⁾ (.521)	2.534 ²⁾ (1.786)	3.670 ³⁾ (.651)	3.710 ⁴⁾ (.760)
전체	1.272 (.381)	3.746 (1.867)	3.760 (.603)	3.950 (.638)
왜도	2.261	.614	-.911	-.837
첨도	6.339	.313	1.800	2.380

	성별		학력		결혼		지역	
	남성	여성	학사미만	학사이상	기타	비혼	도시	농어촌
다인 가구	87.4%	82.7%	83.7%	88.5%	87.7%	78.7%	85.3%	82.4%
1인 가구	12.6%	17.3%	16.3%	11.5%	12.3%	21.3%	14.7%	17.6%

주: 상단의 수치는 평균과 표준편차(괄호), 소득 단위는 천만 원. N=14,047. 가중치 적용됨.

¹⁾ t-test 결과: $t=-23.24$, $p=.000$. ²⁾ t-test 결과: $t=33.54$, $p=.000$. ³⁾ t-test 결과: $t=7.88$, $p=.000$. ⁴⁾ t-test 결과: $t=19.02$, $p=.000$.

2. 연구질문에 대한 검증

<표 2>는 우울에 대한 독립변인들의 효과를 보여준다. <표 1>의 결과는 제3의 변인을 통제하지 않은 상태에서의 단순 비교라면, <표 2>의 모형 1은 1인 가구 여부와 우울의 관계에 영향을 미칠 수 있는 선행변인들을 통제한 상태에서의 순효과를 보여준다. 1인 가구 더미 변수의 계수인 0.047은 통계적으로 유의미하며, 이는 1인 가구가 다인 가구보다 우울 수준이 더 높았음을 의미한다. 이 결과는 첫 번째 연구 질문에 대한 답을 제시한다. 모형 2는 1인 가구 여부와 연령 간 상호작용 효과를 검증한 결과를 제시하는데, 유의미한 양의 값을 보인다. 이는 1인 가구이면서 연령이 증가하면 우울수준이 상대적으로 더 높아지는 상호작용 효과가 있음을 시사한다. 이 결과는 두 번째 연구 질문에 대한 답을 제시한다. [그림 1]의 왼쪽 상단 그래프는 이러한 상호작용의 패턴을 시각화한 것이다. 이 그래프는 모든 통제변인들이 평균값일 때, 1인 가구 여부와 연령에 따른 우울 예측치를 추정한 결과다. 예측치를 추정하려면, 통제변인들에 특정 값을 부여해야 하는데, 어떤 값을 부여하든 패턴은 그래프에 나온 것과 동일하며, 달라지는 것은 상수값, 즉 전체적인 우울의 수준뿐이다. 그래프를 보면, 모든 연령대에서 1인 가구의

우울 수준이 다인 가구보다 높으며, 연령 증가에 따라 두 집단 간 격차가 커지는 양상을 확인할 수 있다. 청년층에서 가장 작았던 격차는 중년층과 노년층으로 갈수록 점점 커지며, 노년층에서 가장 큰 격차를 보였다. 이는 연령이 높을수록 1인 가구의 정신건강이 더 불리해지는 불평등 현상을 시사한다.

이러한 연령의 조절 효과, 즉 불평등 증가의 메커니즘은 <표 2>의 나머지 모형들을 통해 검토되었다. 이 나머지 모형들의 결과는 세 번째 연구 질문에 대한 답을 제시한다. 첫 번째 요인은 가구균등화 소득이다. 소득은 두 가지 메커니즘을 통해 격차 증가를 설명할 가능성이 있다. 첫째, 1인 가구와 다인 가구 간 소득 격차가 연령이 증가함에 따라 확대될 경우, 소득이 우울에 영향을 미치므로 우울 격차도 커질 수 있다. 이를 확인하기 위해, 모형 2에 소득변수를 추가했을 때, 연령 조절 효과 계수인 0.010이 얼마나 감소하는지 분석하였다. 두 번째 메커니즘은 소득이 우울에 미치는 영향이 연령 증가에 따라 더 커지는 것이다. 1인 가구 여부에 따른 소득 격차가 연령에 따라 변화하지 않더라도, 만일 소득이 우울에 미치는 영향력의 크기가 노년층으로 갈수록 더 커진다면, 소득이 상대적으로 낮은 1인 가구의 정신건강은 노년층으로 갈수록 더 나빠질 수 있다. 이를 검증하기 위해, 모형 2에 소득과 연령의 상호작용항을 추가했을 때 연령 조절 효과 계수가 어떻게 변하는 지를 분석했다. 모형 간 계수의 변화를 비교하기 위해서는 모형 간 표본 수가 같아야 하므로 <표 2> 모든 모형은 모든 변수의 결측치가 제거된 동일한 표본을 갖는다.

모형 3은 두 가지 메커니즘을 동시에 검토하기 위해, 소득변수와 소득-연령 상호작용항을 추가하였다. 그 결과 모형 2의 연령 조절 효과 계수 0.010은 0.005로 감소하였고, 통계적으로 유의미하지 않게 되었다. 이는 소득이 우울에서의 연령 조절 효과, 즉 불평등 증가 패턴의 절반을 설명했음을 의미한다. 특히 두 가지 메커니즘 중 소득-연령 상호작용항이 주요한 역할을 했음을 확인하였다. 모형 2에 소득변수만 추가했을 때 조절 효과 계수 0.010은 아무 변화 없이 그대로였다. 반면, 모형 2에 소득-연령 상호작용항을 추가했을 때, 조절 효과 계수는 0.005로 50% 감소하여 조절효과의 절반이 설명되었다. 즉, <표 2>의 모형 3에서 조절 효과 계수가 50% 감소한 것은 전적으로 소득-연령 상호작용항 때문이었다. 두 번째 메커니즘인 소득이 우울에 미치는 영향이 연령이 증가할수록 커지는 경향에 의해, 1인 가구와 다인 가구 간 우울 격차 증가의 50%가 설명된 것이다. 모형 3에서 소득-연령 상호작용항이 통계적으로 유의미한 음의 값인 것은 이를 다시 한번 뒷받침한다. 이는 연령이 증가할수록 소득과 우울의 관계가 강해짐을 가리킨다.

모형 4는 친분관계 만족도가 소득과 마찬가지로 두 가지 메커니즘을 통해 모형 2의 연령 조절 효과를 설명할 가능성을 검토한다. 모형 4에서 친분관계 만족도 변수와 친분관계 만족도와 연령의 상호작용항을 추가했을 때, 모형 2의 조절 효과 계수 0.010은 0.007로 30% 감소하였다. 이는 친분관계 만족도가 연령 조절 효과, 즉 우울에서의 불평등 분기 패턴을 일정 부분 설명했음을 보여준다. 지면 관계상 <표 2>에 포함되지 않았으나, 모형 2에 친분관계 만족도만 추가하였을 때 조절 효과 계수 0.010은 0.008로 20% 감소하였다. 또한 모형 2에 친분관계 만족도와 연령의 상호작용항을 추가했을 때, 조절 효과 계수는 0.009로 10% 감소하였다. 첫 번째 메커니즘은 1인 가구와 다인 가구 간 친분관계 만족도 격차가 연령 증가에 따라 변화하는 현상으로, 이는 우울 분기 패턴의 20%를 설명하였다. 두 번째 메커니즘은 친분관계 만족도가 우울에 미치는 영향력이 연령 증가에 따라 커지는 경향으로, 이는 우울 분기 현상의 10%가 설명하였다. 모형 4에서 친분관계 만족도와 연령의 상호작용항이 통계적으로 유의미한 음의 값을 보인 것은 연령 증가에 따라 친분관계 만족도와 우울 간 관계가 강화됨을 나타낸다.

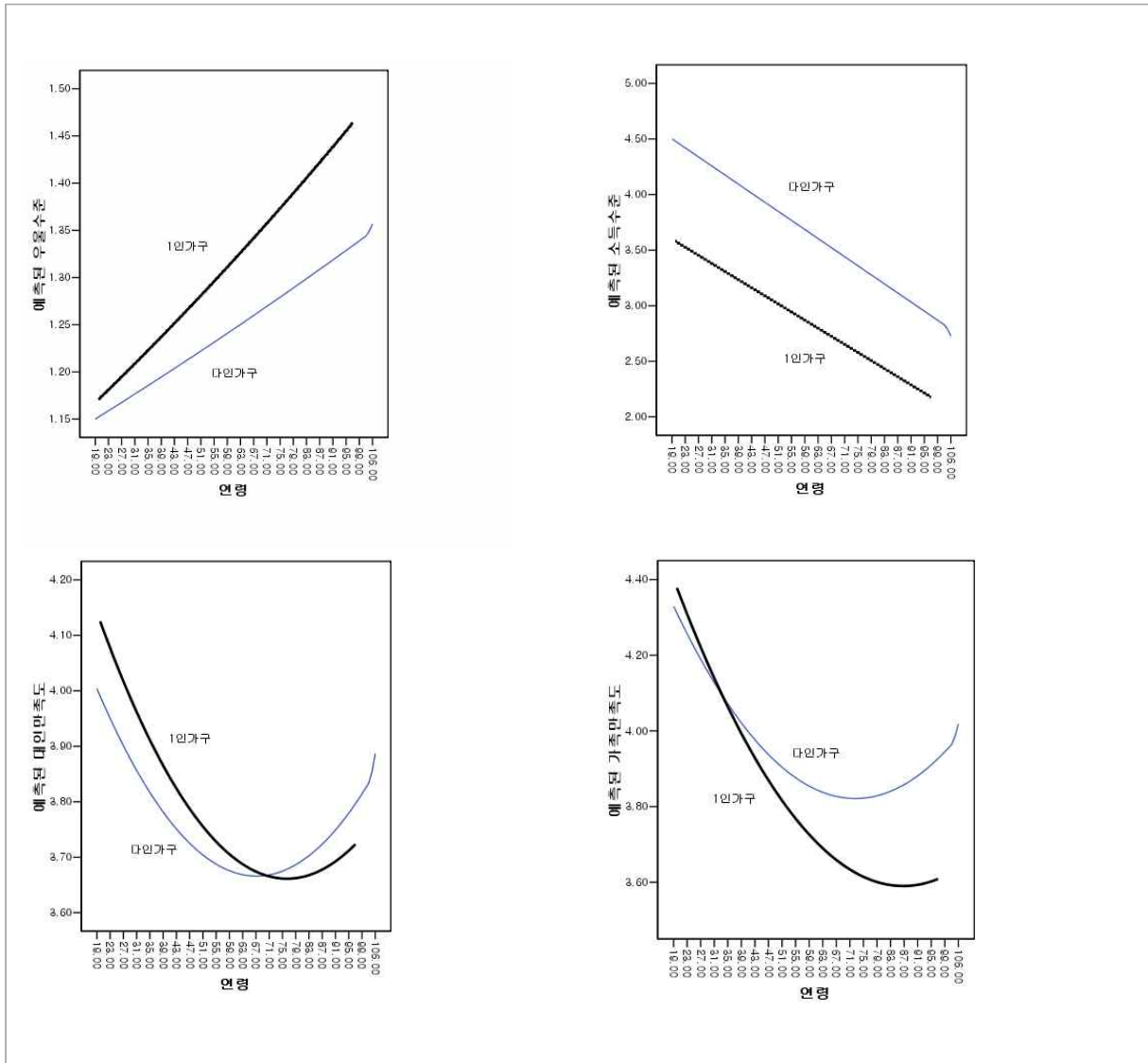
표 2. 1인 가구 여부와 우울의 관계(비표준화계수와 표준오차)¹⁾

	모형1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
(상수)	.127*** (.006)	.129*** (.006)	.143*** (.006)	.148*** (.005)	.146*** (.006)	.162*** (.005)
여성	.028*** (.004)	.028*** (.004)	.030*** (.004)	.034*** (.004)	.029*** (.004)	.034*** (.004)
전문대 ²⁾	.007 (.006)	.006 (.006)	.003 (.006)	.005 (.006)	.004 (.006)	.002 (.006)
고졸 ²⁾	.012* (.006)	.012* (.006)	.007 (.006)	.004 (.005)	.001 (.006)	-.004 (.005)
고졸미만 ²⁾	.045*** (.008)	.044*** (.008)	.024** (.008)	.030*** (.007)	.027*** (.007)	.009 (.007)
이혼 ³⁾	.095*** (.009)	.089*** (.009)	.085*** (.009)	.063*** (.009)	.055*** (.009)	.045*** (.009)
비혼 ³⁾	.051*** (.007)	.051*** (.007)	.042*** (.007)	.032*** (.006)	.026*** (.007)	.013* (.006)
사별 ³⁾	.067*** (.010)	.052*** (.011)	.049*** (.011)	.051*** (.011)	.069*** (.011)	.061*** (.010)
임시직 ⁴⁾	.006 (.006)	.006 (.006)	.000 (.006)	-.001 (.006)	.004 (.006)	-.003 (.006)
자영업 ⁴⁾	-.005 (.007)	-.005 (.007)	-.005 (.007)	-.002 (.007)	-.004 (.007)	.000 (.007)
무직 ⁴⁾	.060*** (.006)	.059*** (.006)	.042*** (.006)	.037*** (.006)	.054*** (.006)	.030*** (.006)
중소도시 ⁵⁾	-.006 (.004)	-.006 (.004)	-.007 (.004)	-.010* (.004)	-.005 (.004)	-.009* (.004)
농촌 ⁵⁾	-.017* (.007)	-.018* (.007)	-.024** (.007)	-.019** (.007)	-.019** (.007)	-.023** (.007)
연령 ⁶⁾	.020*** (.002)	.019*** (.002)	.015*** (.002)	.013*** (.002)	.012*** (.002)	.007*** (.002)
1인 가구	.047*** (.007)	.046*** (.007)	.035*** (.007)	.050*** (.007)	.034*** (.007)	.036*** (.007)
1인 가구×연령		.010** (.003)	.005 (.003)	.007* (.003)	.005 (.003)	.001 (.003)
균등화소득			-.014*** (.001)			-.007*** (.001)
소득×연령			-.004*** (.001)			-.004*** (.001)
친분관계				-.126*** (.003)		-.100*** (.004)
친분관계×연령				-.008*** (.002)		-.005* (.002)
가족관계					-.100*** (.003)	-.064*** (.003)
가족관계×연령					-.009*** (.002)	-.005** (.002)
R ²	.106	.107	.117	.199	.169	.225

주: N=13,056. 소득, 친분관계, 가족관계는 평균으로 중심화됨. 소득의 단위는 천만 원.

¹⁾ 우울은 로그변환됨. ²⁾ 준거집단은 학사이상 ³⁾ 준거집단은 기혼 ⁴⁾ 준거집단은 상용직 ⁵⁾ 준거집단은 대도시 ⁶⁾ 연령은 (연령-50)/10
† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$. (양측검정)

그림 1. 우울과 세 가지 설명변수에 대한 1인 가구여부와 연령의 상호작용



모형 5는 가족관계 만족도의 역할을 검토한다. 가족관계 만족도 관련 두 변수를 추가했을 때, 모형 2의 조절 효과 계수 0.010은 0.005로 50% 감소하였다. 이는 가족관계 만족도가 소득만큼 중요한 설명요인임을 시사한다. 모형 2에 가족관계 만족도만 추가했을 경우, 조절 효과 계수는 0.006으로 40% 감소하였고, 가족만족도와 연령의 상호작용항을 추가했을 때는 10% 감소하였다. 첫 번째 메커니즘은 1인 가구와 다인 가구 간 가족관계 만족도 격차가 연령 증가에 따라 확대되는 경향으로, 이는 우울 분기 패턴의 40%를 설명하였다. 두 번째 메커니즘은 가족관계 만족도가 우울에 미치는 영향이 연령 증가에 따라 커지는 경향으로, 이는 우울 분기 현상의 10%를 설명하였다. 요약하면, 친분관계와 가족관계 만족도에서는 첫 번째 메커니즘이 주로 작동하였고, 소득에서는 두 번째 메커니즘만이 작동하였다.

모형 6은 모형 2에 세 가지 설명 요인을 모두 추가한 결과를 보여준다. 연령 조절 효과 계수는 0.010에서 0.001로 90% 감소하며 통계적으로 유의미하지 않게 되었다. 이는 본 연구가 고려한 세 설명 요인이 연령에 따른 우울 분기 패턴 대부분을 설명했음을 나타낸다.

3. 세 설명 변수에 대한 연령 상호작용 검증

<표 3>은 세 가지 설명 요인의 첫 번째 메커니즘을 보다 명확히 확인하기 위한 분석 결과를 제시한다. 각 요인을 종속변인으로 설정하여, 1인 가구 여부와 연령 간 상호작용 효과를 검토하였다. 먼저 소득을 종속변인으로 한 모형 1의 결과에서 1인 가구의 소득수준이 다인 가구에 비해 유의미하게 낮음을 확인할 수 있었다. 모형 2에서는 1인 가구 여부와 연령 간 상호작용 효과가 통계적으로 유의미하지 않아, 1인 가구와 다인 가구 간 소득 격차가 연령에 따라 변하지 않음을 나타냈다. 모형 2의 회귀계수를 이용해 가구균등화 소득에 대한 예측치를 산출한 결과가 [그림 1]의 오른편 상단 그래프에 제시되었다. 모든 연령대에서 1인 가구와 다인 가구 간 소득 격차는 일정하게 유지되었으며, 1인 가구와 다인 가구 모두 연령이 증가하면서 소득이 감소했다. 다인 가구에 사는 청년의 소득수준이 가장 높은 것은 부모의 소득 때문일 가능성이 높다.

모형 3과 4는 친분관계 만족도를 종속변인으로 설정한 다중회귀분석 결과를 보여준다. 연령과 친분관계 만족도의 관계는 비선형적이었기에 연령 제곱 변수를 모형에 추가하였다. 상호작용항이 포함되지 않은 모형 3에서 1인 가구는 다인 가구보다 친분관계 만족도가 유의미하게 더 높았다(계수 0.050). 이는 통제변인들이 고려되지 않았던 <표 1>의 결과와 상반되며, 허위 관계를 통제한 <표 3>의 결과는 1인 가구에서 친분관계 만족도가 더 높았음을 보여준다. 이는 1인 가구가 다인 가구보다 가족 외의 친분관계에 더 많은 에너지를 쏟아 만족도가 더 높은 관계가 형성되었을 가능성을 시사한다. 모형 4에서는 연령 상호작용항이 통계적으로 유의미한 음의 값을 보이는데, 상호작용의 정확한 패턴을 확인하기 위해 모형 4의 결과를 바탕으로 예측치를 산출한 그래프가 [그림 1]의 왼편 하단에 제시되었다. 청년층에서는 1인 가구의 친분관계 만족도가 다인 가구보다 높았으나, 그 격차는 점차 감소해 약 70세에 교차했으며, 70세 이상의 노년층에서는 1인 가구의 만족도가 더 낮았다. 이는 독거노인이 다인 가구 노인보다 친분관계에서 더 큰 어려움을 겪음을 보여주며, 이러한 경향은 [그림 1]의 왼편 상단 그래프에서 독거노인의 우울이 가장 높게 나타나는 현상을 일정 부분(20%) 설명한다.

마지막으로 모형 5와 6은 가족관계 만족도를 종속변인으로 하여, 1인 가구 여부와 연령의 효과를 검토하였다. 가족관계 만족도와 연령의 관계는 비선형적이었기에 연령 제곱 변수가 모형에 추가되었다. 모형 5에서는 1인 가구가 다인 가구 보다 유의미하게 가족관계 만족도가 낮은 것으로 나타났다. 모형 6에서는 1인 가구 여부와 연령 간 상호작용 효과가 유의미한 음의 값을 보였는데, 상호작용의 정확한 패턴을 확인하기 위해 모형 6의 계수를 활용하여 추정한 가족관계 만족도의 예측치 그래프가 [그림 1]의 오른편 하단에 제시되었다. 청년층에서는 1인 가구와 다인 가구 간 가족관계 만족도 차이가 거의 없었으나, 중년층으로 갈수록 격차가 점점 증가하여 다인 가구에 비해 1인 가구의 가족관계 만족도가 현저히 낮아졌다. 노년층에서는 격차가 더욱 커졌으며, 다인 가구의 경우 70세를 넘어가면서 가족관계 만족도가 높아지는 경향을 보였으나, 1인 가구는 가족관계 만족도가 개선되지 않았다. 청년층에서는 1인 가구와 다인 가구 모두 가족과 자주 소통하고 상호지지 관계를 유지했기에 가족관계 만족도가 높았을 것으로 보인다. 반면, 중년층에서는 1인 가구가 이혼 후 혼자 살거나 비혼 상태인 경우가 많아, 가족과 지속적인 관계를 유지하는 다인 가구보다 가족관계 만족도가 낮았을 것으로 여겨진다. 노년층에서 다인 가구는 배우자와 함께 살거나 자녀와 동거하는 사람일 것이며, 배우자 관계는 중년층에 비해 자녀가 독립한 노년층에서 오히려 개선될 가능성이 있다. 또한 자녀와 함께 사는 노인은 자녀로부터 상시적인 지지를 받을 수 있어 가족관계 만족도가 높았을 수 있다. 반면, 독거노인은 자녀와의 접촉이 상대적으로 적고 자녀로부터의 지지도 더 약하기에, 가족관계 만족도가 낮았을 가능성이 크다.

표 3. 1인가구여부와 소득, 친분만족도, 가족만족도의 관계(비표준화계수와 표준오차)

	균등화소득 ¹⁾		친분관계		가족관계	
	모형1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
(상수)	4.879*** (.037)	4.882*** (.037)	3.910*** (.014)	3.906*** (.014)	4.132*** (.015)	4.125*** (.015)
여성	.171*** (.028)	.171*** (.028)	.044*** (.011)	.044*** (.011)	.010 (.011)	.010 (.011)
전문대 ²⁾	-.265*** (.040)	-.267*** (.040)	-.021 (.015)	-.019 (.015)	-.042** (.016)	-.039* (.016)
고졸 ²⁾	-.443*** (.038)	-.443*** (.038)	-.067*** (.014)	-.068*** (.014)	-.116*** (.015)	-.117*** (.015)
고졸미만 ²⁾	-.937*** (.048)	-.939*** (.048)	-.128*** (.019)	-.128*** (.019)	-.191*** (.020)	-.192*** (.020)
이혼 ³⁾	-.412*** (.059)	-.424*** (.061)	-.208*** (.023)	-.192*** (.023)	-.341*** (.023)	-.312*** (.024)
비혼 ³⁾	-.222*** (.044)	-.220*** (.044)	-.195*** (.018)	-.200*** (.018)	-.306*** (.019)	-.316*** (.019)
사별 ³⁾	-.015 (.066)	-.047 (.074)	-.076** (.026)	-.038 (.029)	.042 (.027)	.113*** (.030)
임시직 ⁴⁾	-.567*** (.040)	-.567*** (.040)	-.067*** (.015)	-.067*** (.015)	-.021 (.016)	-.022 (.016)
자영업 ⁴⁾	-.169*** (.048)	-.169*** (.048)	.019 (.018)	.019 (.018)	.010 (.019)	.009 (.019)
무직 ⁴⁾	-1.131*** (.038)	-1.135*** (.038)	-.189*** (.015)	-.186*** (.015)	-.074*** (.015)	-.069*** (.015)
중소도시 ⁵⁾	-.036 (.029)	-.037 (.029)	-.030** (.011)	-.030** (.011)	.004 (.011)	.004 (.011)
농촌 ⁵⁾	-.423*** (.047)	-.424*** (.047)	-.013 (.018)	-.012 (.018)	-.028 (.019)	-.025 (.019)
연령 ⁶⁾	-.202*** (.013)	-.204*** (.013)	-.053*** (.005)	-.050*** (.005)	-.085*** (.005)	-.080*** (.005)
1인 가구	-.832*** (.047)	-.835*** (.047)	.050** (.018)	.054** (.018)	-.089*** (.019)	-.083*** (.019)
1인 가구×연령		.022 (.022)		-.027** (.009)		-.050*** (.009)
연령자승 ⁷⁾			.136*** (.020)	.146*** (.020)	.158*** (.021)	.177*** (.021)
R ²	.279	.279	.059	.060	.098	.100
N	14,047	14,047	13,056	13,056	13,056	13,056

1) 소득의 단위는 천만 원 2) 준거집단은 학사이상 3) 준거집단은 기혼 4) 준거집단은 상용직 5) 준거집단은 대도시 6) 연령은 (연령-50)/10 7) 연령자승은 (연령-50)²/1000, 10이나 1000으로 나누는 것은 단순히 변수의 단위를 변화시켜 계수들의 자릿수를 맞추기 위한 것으로 통계적 결과들에 아무런 영향을 미치지 않음.

† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$. (양측검정)

V. 결론 및 토의

주요 통제변인을 고려한 후에도 1인 가구는 다인 가구보다 우울 수준이 더 높았다. 이러한 관계는 연령에 따라 조절되었는데, 연령이 높아질수록 1인 가구와 다인 가구 간 우울 수준의 격차가 커졌다. 특히 독거노인은 절대적·상대적으로 가장 열악한 정신건강 상태를 보였다. 본 연구에 따르면, 청년 1인 가구는 상대적으로 소득수준이 나쁘지 않았고, 친분관계 만족도는 다인 가구보다 오히려 더 높았으며, 가족관계 만족도는 다인 가구와 유사했다. 중년 1인 가구는 청년 1인 가구보다는 못 하지만, 노년 1인 가구보다는 상태가 더 나았다. 중년 1인 가구는 다인 가구보다 우울 수준은 더 높았고, 소득이 더 낮았으며, 친분관계 만족도는 더 높았으나 가족관계 만족도는 약간 더 낮았다. 독거노인은 삶의 질이 모두 열악했으며, 다인 가구 노인보다 우울 수준이 확연히 높았다. 소득과 친분관계 만족도가 더 낮았고, 가족관계 만족도는 다인 가구 노인보다 훨씬 낮아 사회적 고립 상태임을 시사했다.

본 연구는 노년층으로 갈수록 1인 가구보다 다인 가구의 정신건강이 더 좋아지는 양상을 발견했는데, 이는 자원대체 이론의 응용과 확장이라는 이론적 함의를 갖는다. 자원대체 이론은 여성이라는 취약집단의 정신건강을 위해 공식교육이라는 자원이 특히 효과적일 수 있음을 제안했는데(Ross & Mirowsky, 2006), 본 연구는 노인이라는 취약집단의 정신건강을 위해 동거가족 혹은 생활 동반자라는 자원이 특히 효과적임을 발견함으로써 자원대체 이론을 확장적으로 적용하였다는 이론적 함의를 갖는다. 1인 가구는 정신건강을 위해 함께 사는 가족의 부재를 다른 친분관계로 보완해야 하는데, 청년과 중년 1인 가구는 이를 충족했으나, 독거노인은 그렇지 못했다. 광주광역시 빈곤 독거노인을 대상으로 한 연구에 따르면, 가까운 가족·친척의 수는 평균 1.57명, 친구·이웃의 수는 평균 1.81명에 불과하여 사회적 관계가 상당히 취약한 것으로 나타났다(이상욱 외, 2024). 한국의 독거노인 410명을 대상으로 한 질적연구에 따르면, 독거노인들은 신체적 건강이 좋지 못하고, 기능 손상의 비율이 높는데, 이것이 사회적 관계망 형성에 부정적 영향을 미쳤다(권혁철, 2019). 부산광역시 고령자를 대상으로 한 연구에서도, 독거노인이 가족동거 노인보다 친분관계 욕구의 좌절 정도가 높았고, 가족관계, 친구관계, 친분관계 등에서의 만족도가 더 낮았는데(박지윤 외, 2019), 이는 본 연구의 결과와 일관된다.

이러한 본 연구의 발견이 갖는 실천적 함의는 독거노인에게 가족을 대신할 수 있는 생활 동반자를 제공하는 정책적 방안이 필요함을 제안한다는 점이다. 예를 들어, 독거노인들이 함께 사는 쉼어하우스(공동거주)나 다양한 세대의 1인 가구가 함께 거주할 수 있는 공유주택을 만들어 보급하는 방안을 생각할 수 있다. 이를 공공주택 형태로 보급하거나 민간사업자에 대한 지원정책을 통해 사업을 활성화시키며, 저소득 독거노인을 대상으로 입주를 위한 지원금을 제공하는 방안을 고려할 수 있다. 서울시는 이미 독거노인들이 하나의 주택에 거주하는 노인 공유주택을 운영하고 있다. 예를 들어, 그룹홈으로 불리는 ‘노인의 집’은 3~5명의 무의탁 독거노인이 일반주택에서 공동으로 거주하는 형태이며, ‘보린두레주택’은 금천구의 독거노인을 위한 맞춤형 공공 원룸 임대주택이다. 이들 공유주택은 개인공간과 공용공간(주방, 다이닝룸, 거실 등)으로 구성되어 있다. 이러한 공유주택 거주자들의 평가를 분석한 연구에 따르면, 공동체를 형성 과정에서 여러 문제점과 한계가 존재하는 것으로 나타났으며, 정책적 개선이 요구되는 상황이다(황성민, 이선영, 2020). 이는 도시 지역에 공유주택이 건설되어 1인 가구가 이곳으로 유도되더라도, 관심을 갖고 서로를 돕는 공동체가 저절로 형성되지는 않음을 보여주며, 공동체 형성을 위한 적극적인 정책적 개입이 필요함을 시사한다.

농촌지역 독거노인을 위한 공동거주제는 2006년 전북 김제에서 시작되어 전국적으로 확산되었다. 이 제도는 보통 약 5명의 노인이 경로당이나 마을회관을 개보수하여 공동으로 거주하는 형태로 운영된다. 경상도 내 7개 지역을 대상으로 한 조사 결과, 공동거주하는 노인은 그렇지 않은 독거노인에 비해 외로움과 우울 수준이 낮은 것으로 나타났으며, 이는 사회적 자본의 차이에 의해 설명되었다(안지민, 이현주, 2024). 이미 잘 알고 지내던 소수의 독거노인들이 함께 거주하는 농촌의 공동거주제는 상호 지지를 제공하는 대안적 거주공동체로 비교적

성공적으로 기능하고 있어, 이를 확대하여 더 많은 노인들이 혜택을 받을 수 있도록 할 필요가 있다.

본 연구에 따르면, 1인 가구와 다인 가구의 우울 격차가 노년층으로 갈수록 증가하는 불평등 확대 패턴은 다음 세 가지 메커니즘으로 설명되었다. 첫째, 1인 가구는 다인 가구보다 소득이 낮았으며, 소득은 노년층으로 갈수록 우울에 미치는 영향력이 커졌다. 청년층과 중년층에서도 1인 가구의 소득이 다인 가구의 소득보다 낮은 정도는 유사했으나, 젊은층에서는 소득이 우울에 미치는 영향력이 상대적으로 작았다. 이러한 발견 역시 자원대체 이론의 응용과 확장이라는 이론적 함의를 갖는다. 취약집단인 노인의 정신건강을 위한 효과적인 대체자원으로서 소득의 중요성을 발견한 것이다. 청년층이나 중년층은 소득이 적더라도 정신건강을 지킬 수 있는 다른 자원이 더 많거나 삶의 조건이 더 나을 수 있다. 예컨대, 이들은 신체건강이 상대적으로 좋고, 직업 생활을 지속할 가능성이 높으며, 친분관계의 폭이 더 넓을 수 있다. 반면, 노년층은 이러한 조건들이 더 열악한 경우가 많아 소득이 정신건강의 중요한 대체자원으로 작용할 가능성이 크다. 본 연구는 생활 동반자와 함께 소득도 노인의 우울에 특히 효과적인 자원임을 제시했다는 실천적 함의를 갖는다.

따라서 독거노인의 높은 우울문제를 해결하기 위한 한 가지 사회적 개입방안은 저소득 독거노인에 대한 소득지원 강화이다. 2022년 기준 독거노인의 빈곤율은 72.1%에 달했으며, 윤석열 정부의 노인일자리 사업에서 공공일자리가 줄어들고 민간형 일자리로 전환되면서 빈곤 독거노인의 경제적 어려움이 가중되고 있다(우가호, 2024). 이에 따라 공공일자리를 다시 확대하여 빈곤 노인의 경제적 어려움을 완화시킬 필요가 있다. 또한 소득은 질병 치료를 위한 의료비를 보장한다는 점에서 중요하다. 소득이 적은 노인은 의료비를 감당할 수 없을 경우 좌절감을 느끼고 우울에 빠질 가능성이 높다. 따라서 저소득임에도 불구하고 의료급여 수급자가 되지 못해 고통받는 독거노인들의 실태를 조사하여 복지 사각지대를 줄여야 하며, 생계비 부족으로 건강보험료를 체납하여 진료를 받지 못하는 독거노인들을 위한 대책 마련이 필요하다(권혁철, 2019).

둘째, 노년층으로 갈수록 우울 격차가 확대되는 이유 중 하나는 노년의 1인 가구에서 친분관계 만족도가 상대적으로 더 나빠지기 때문이었다. 청년층과 중년층에서는 1인 가구의 친분관계 만족도가 다인 가구보다 오히려 더 높았으나, 노년집단에 들어서면서 이 패턴이 역전되었다. 다인 가구의 친분관계 만족도는 노년층에 접어들면서 개선되기 시작했으나, 1인 가구의 경우 개선되지 않았다. 중년에 직장 and 가족에 대한 헌신으로 친분관계 만족도가 감소했던 다인 가구의 노인은 은퇴 후 여가 시간을 통해 이를 회복한 반면, 독거노인은 별다른 개선이 이루어지지 않았다. 선행연구에 따르면, 대다수의 독거노인은 결식률이 높고 복합적인 만성질환을 앓고 있으며, 신체적 기능 제약 상태에 있다(정경희 외, 2017). 이러한 독거노인의 건강문제와 기능 손상 문제는 친분관계 개선에 큰 장애물로 작용할 것이다.

따라서 독거노인의 높은 우울 문제를 해결하기 위한 실천적 개입방안은 독거노인의 사회적 친분관계를 강화하는 정책이다. 이웃의 독거노인들을 연결하여 친구를 만들어주는 사업이나, 사회복지사나 자원봉사자가 정기적으로 독거노인을 찾아가 말벗이 되어주는 사업을 고려할 수 있다. 보건복지부는 2014년부터 독거노인 친구만들기 사업을 통해 은둔형 고독사위험군, 활동제한형 자살위험군, 우울형 자살위험군으로 나눠 개인별 사례관리, 우울증 진단 및 치료, 집단활동 프로그램 등을 제공했다(배성호, 2019). 특히 집단활동 프로그램은 요리 교실, 문화 체험, 건강 프로그램 등을 통해 독거노인 간 친구관계 형성을 도왔다. 2018년 참가자 약 2,500명을 대상으로 한 설문조사에서는 친구 수가 평균 0.57명에서 1.65명으로 증가하고, 자살 생각이 약 46% 감소하는 등 큰 효과가 나타났다. 그러나 코로나19 팬데믹으로 사업이 중단되었고, 이후 독거노인 사회관계 활성화 사업으로 대체되면서 규모가 크게 축소된 것으로 보인다. 지자체뿐 아니라 중앙정부 차원에서 예산을 배정해 이 사업을 다시 활성화할 필요가 있다.

현재 선진국의 노인주거 정책에서 중요한 의제는 “Aging-In-Place”, 즉 노인들이 거동이 불편해질 때, 시설보다는 자신이 살던 집에 계속 거주할 수 있게 돕는 것이다(Gardner, 2011). 이럴 때 발생할 수 있는 문제는 독거노인

의 정신건강 문제이다. 현재 각 지역의 노인복지센터에서 시행 중인 노인맞춤형 돌봄 서비스는 돌봄이 필요한 독거노인을 위해 가사지원 및 심리정서적 지원을 제공하는 서비스다(이상욱 외, 2024). 생활지원사가 돌봄서비스를 제공하면서 말벗 역할까지 수행함으로써, 신체건강이 좋지 않은 독거노인들의 정신건강까지 보호할 수 있는 바람직한 서비스이기에 수혜대상을 보다 확대할 필요가 있다.

셋째, 노년층의 1인 가구에서 가족관계 만족도가 상대적으로 더 낮아지는 것도 우울 격차를 확대시키는 주요 원인 중 하나였다. 청년집단에 1인 가구의 가족관계 만족도는 다인 가구와 차이가 거의 없었으나, 중년층에서는 1인 가구의 만족도가 더 낮아졌고, 노년층에서는 격차가 더욱 커졌다. 다인 가구의 가족관계 만족도는 노년층으로 가면 상당히 개선되는데 반해, 1인 가구의 가족관계 만족도는 계속 악화되었다. 이는 2019년 보건사회연구원의 자료를 분석한 기존 연구와도 일치하는데, 1인 가구와 다인 가구 간 가족 갈등의 정도는 청년층에서는 차이가 없었고, 중년층으로 가면 차이가 커졌고, 노년층에서 가장 차이가 컸다(이한나, 2020). 독거노인은 대체로 경제적으로 어려운 상태에 있으며, 경제적 어려움은 가족에게 심리적 부담을 주고 갈등을 강화시킬 가능성이 있다. 따라서 독거노인의 높은 우울 문제를 해결하기 위한 세 번째 개입방안은 독거노인의 가족관계를 개선시키기 위한 심리상담이나 가족상담 지원정책이다.

본 연구의 한계는 횡단자료를 사용했기 때문에 인과방향을 확정적으로 제시하지 못한다는 점이다. 비록 종단연구를 포함한 선행연구 대부분이 우울로 인해 혼자 살게 된다는 사회적 선택론(social selection)보다 1인 가구 여부가 우울에 영향을 미친다는 인과론을 지지하고 있으나, 우울이 가구유형에 일부 영향을 미쳤을 가능성을 배제할 수 없기에 해석 시 주의할 필요가 있다(Do & Malhotra, 2012; Mao & Han, 2018; Stone et al., 2013). 또한 본 연구에서 연령은 생애단계를 의미하기도 하지만 출생코호트 집단을 의미하기도 하기에 해석에 주의를 요한다. 또 다른 한계는 자료의 제약으로 인해 가족관계와 친분관계의 질을 각각 가족관계 만족도와 사회적 친분관계 만족도라는 단일 척도로 측정했다는 점이다. 다중척도를 사용하는 것이 바람직하긴 하지만, 만족도 척도는 관계의 질을 나타내는 대표적이며 보편적인(global) 척도로 간주되므로, 이를 중대한 한계로 볼 수는 없다(강유진 2019; 김진영, 2023).

향후 연구 방향은 크게 두 가지로 제안될 수 있다. 첫째, 우울이외의 신체적·정신적 건강 척도를 활용한 연구를 통해 1인 가구 여부와 다양한 건강 척도 간의 관계가 본 연구에서 발견된 것처럼 연령에 의해 조절되는지를 확인하는 것이다. 유사한 연령 조절 효과가 발견된다면, 이를 소득, 가족관계 만족도, 친분관계 만족도와 같은 요인들이 어떻게 설명하는지도 분석할 필요가 있다. 둘째, 1인 가구 여부와 우울 간의 관계를 조절하는 다른 요인을 발견하는 연구가 필요하다. 젠더의 조절 효과에 대한 연구는 국내에서도 수행되었으나, 그 밖의 사회인구학적 요인에 대해서는 주로 해외연구에서만 수행되었다. 해외연구에서는 인터넷 사용, 사회적 지지, 소득의 원천, 신체활동이나 사회참여 정도 등 다양한 요인의 조절 효과를 검토하여, 1인 가구의 정신건강 상 불이익을 완화시킬 수 있는 요인을 탐색한 바 있기에, 국내에서도 이러한 연구가 요구된다.

결론적으로, 본 연구는 성인 집단에서 1인 가구가 다인 가구에 비해 소득수준이 낮고 우울 수준은 더 높다는 점을 확인하였으며, 이 우울 격차는 노년층으로 갈수록 더 커지는 경향을 보였다. 이러한 패턴은 세 가지 메커니즘으로 설명되었다. 첫째는 소득이 우울에 미치는 영향이 노년집단으로 갈수록 커졌기 때문이고, 다음으로는 1인 가구의 가족관계 만족도와 사회적 친분관계 만족도가 노년층으로 갈수록 상대적으로 더 나빠졌기 때문이었다. 따라서 노년 1인 가구, 즉 독거노인의 소득을 보장하고 사회적 관계를 강화하기 위한 사회정책적 개입이 요구된다. 본 연구는 1인 가구의 연령에 따른 이질성을 확인하고, 우울에서의 불이익이 연령과 함께 증가하게 되는 메커니즘을 밝혀냈다는 이론적 함의를 갖는다.

김진영은 미국 University of Texas at Austin에서 사회학 박사학위를 취득하였으며, 고려대학교 사회학과 교수로 재직 중이다. 주요 관심 분야는 의료사회학, 생애과정 연구, 노년사회학, 양적방법론, 인구학 등이다.

(E-mail: jy21kim@gmail.com)

참고문헌

- 강유진. (2019). 1인가구 우울과 관련요인: 연령집단 별 비교를 중심으로. *생애학회지*, 9(1), 1-19.
- 고아라, 정규형, 신보경. (2018). 중장년 1인 가구의 사회경제적 박탈이 우울에 미치는 영향에 관한 종단 연구: 다인 가구와의 비교를 중심으로. *한국가족복지학*, 59, 55-79.
- 권혁철. (2019). 독거노인의 사회적 고립과 빈곤에 관한 질적 연구. *사회과학연구*, 26(3), 135-160.
- 김연옥. (2016). 1인 가구 시대의 도래: 특성과 생활실태. *한국가족복지학*, 52, 139-166.
- 김정엽, 이재모. (2008). 저소득 여성노인과 일반여성노인의 생활스트레스와 우울의 관계: 자아존중감과 사회적지지의 조절효과를 중심으로. *노인복지연구*, 39, 399-420.
- 김진영. (2023). 코로나 19 팬데믹 시기 성인의 우울 변화에 대한 설명 요인: 친분관계 만족도와 여가 만족도 조사연구, 24(1), 155-177.
- 박지윤, 김성환, 김준희, 방영룡, 이수영, 이재민, 김주연, 이미경, 박재홍. (2019). 독거노인의 좌절된 대인관계 욕구와 삶의 만족도. *노인정신의학*, 23(1), 1-5.
- 박현남, 허수연. (2023). 저소득 독거 노인의 여가활동 경험에 관한 질적 연구: 노인여가복지시설 이용 경험자를 중심으로. *사회보장연구*, 39(2), 1-31.
- 배성호. (2019. 1. 18.). 서울시 우리마을돌봄단, 은둔형 독거노인 해법으로 '독거노인 친구만들기' 사업. *백세시대*. <https://www.100ssd.co.kr/news/articleView.html?idxno=58968>
- 변미리. (2015). 서울특별시 1인 가구 대책 정책연구. 서울특별시 의회. <https://www.si.re.kr/node/52405>
- 석소현. (2008). 독거노인과 가족동거노인의 신체적 건강상태, 가족지지 및 생활만족도에 관한 비교 연구. *지역사회간호학회지*, 19(4), 564-574.
- 신근화. (2012). 독거노인의 가족해체 유형에 관한 연구. *한국사회정책*, 19(4), 79-104.
- 신미아. (2019). 1인가구와 다인가구의 건강행태 및 정신건강 비교: 국민건강영양조사 자료분석 (2013, 2015, 2017). *한국웰니스학회지*, 14(4), 11-23.
- 안지민, 이현주. (2024). 농촌 독거노인의 공동거주제 이용과 우울에 관한 경로분석: 물리적, 사회적 환경과 외로움의 다중매개효과. *정신건강과 사회복지*, 52(2), 86-109.
- 우가호. (2024. 2. 24.). 독거노인 10명 중 7명 빈곤..."일자리 뺏지 말라". *여성경제신문*. <https://www.womaneconomy.co.kr/news/articleView.html?idxno=221409>
- 윤태실, 민주홍. (2023). 연령대별 1인 가구의 우울감에 미치는 영향요인: 다인 가구와의 비교를 중심으로. *가정과삶의질연구*, 41(1), 77-91.
- 이명진, 최유정, 이상수. (2014). 1인 가구의 현황과 사회적 함의에 관한 탐색적 연구. *사회과학연구*, 27(1), 229-253.
- 이상욱, 오영은, 이정화. (2024). 빈곤독거노인의 사회적 관계와 지역사회공동체의식이 정신건강에 미치는 영향: 전·후기 노인 비교 중심으로. *한국노년학*, 44(5), 599-622.
- 이신영. (2011). 독거노인의 우울 수준과 영향요인에 관한 연구. *한국사회과학연구*, 30(1), 181-202.
- 이한나. (2020). 1인 가구의 사회서비스 수요와 시사점. *보건복지포럼*, (288), 21-35.
- 이형하. (2021). 노인의 공적이전소득과 사적이전소득이 삶의 만족에 미치는 영향: 우울과 사회적 지지의 다중매개효과. *한국컴퓨터정보학회논문지*, 26(6), 155-166.
- 장수지, 김수영. (2017). 부산지역 거주 독거노인의 사회적 관계망 유형과 우울 및 자기방임 간의 관계. *노인복지연구*, 72(2), 245-273.
- 정경희, 강은나, 김경래, 오영희, 오미애, 이윤경, 황남희, 김세진, 이선희, 이석구, 홍송이. (2017). 2017년도 노인실태조사. 한국보건사회연구원. <https://repository.kihasa.re.kr/handle/201002/29728>

- 정성배, 배지연. (2017). 농촌지역 1인 가구 노인의 성별·연령 집단별 우울 영향 요인. *지역사회연구*, 25(3), 153-174.
- 최영. (2008). 독거노인의 경제수준, 건강상태, 사회적 지지가 우울에 미치는 영향. *사회과학연구*, 24(4), 103-123.
- 최유정, 이명진, 최선헌. (2016). 가구형태와 사회적 관계의 객관적·주관적 측면이 우울에 미치는 영향: 1인 가구와 다인 가구의 비교를 중심으로. *한국가족관계학회지*, 21(2), 25-51.
- 통계청. (2021). 통계용어: 1인 가구. <https://kostat.go.kr/statTerm.es?act=view&mid=a10503000000>
- 통계청. (2023. 12. 12.). 2023 통계로 보는 1인가구 [보도자료]. https://kostat.go.kr/board.es?mid=a10301010000&bid=10820&list_no=428414&act=view&mainXml=Y
- 통계청. (2024). 국민 삶의 질 지표 [데이터 세트]. <https://www.index.go.kr/unity/potal/indicator/IndexInfo.do?clasCd=8&ridxCd=8080>
- 한송이, 허연, 선우성. (2022). 제7기 국민건강영양조사 자료를 활용한 EQ-5D 를 사용하여 1인가구와 다인가구의 건강관련 삶의 질 비교. *Korean Journal of Family Practice*, 12(1), 22-27.
- 홍성익. (2015. 3. 4.). 우울증 질병부담 2030년 1위 차지한다. *의학신문*. <http://www.bosa.co.kr/news/articleView.html?idxno=584791>
- 황성민, 이선영. (2020). 1인 노인가구의 노인 공유주택 거주 후 평가-서울시 공공 공유주택 거주 여성노인의 경험을 중심으로. *한국주거학회논문집*, 31(3), 11-20.
- Baek, J., Kim, G. U., Song, K., & Kim, H. (2023). Decreasing patterns of depression in living alone across middle-aged and older men and women using a longitudinal mixed-effects model. *Social Science & Medicine*, 317, 115513. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2022.115513>
- Chou, K. L., Ho, A. H. Y., & Chi, I. (2006). Living alone and depression in Chinese older adults. *Aging and Mental Health*, 10(6), 583-591. <https://doi.org/10.1080/13607860600641150>
- Cong, Z., & Silverstein, M. (2008). Intergenerational support and depression among elders in rural China: Do daughters-in-law matter? *Journal of Marriage and Family*, 70(3), 599-612. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2008.00508.x>
- Do, Y. K., & Malhotra, C. (2012). The effect of coresidence with an adult child on depressive symptoms among older widowed women in South Korea: An instrumental variables estimation. *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 67(3), 384-391. <https://doi.org/10.1093/geronb/gbs033>
- Gardner, P. J. (2011). Natural neighborhood networks—Important social networks in the lives of older adults aging in place. *Journal of Aging Studies*, 25(3), 263-271. <https://doi.org/10.1016/j.jaging.2011.03.007>
- Gyasi, R. M., Abass, K., & Adu-Gyamfi, S. (2020). How do lifestyle choices affect the link between living alone and psychological distress in older age? Results from the AgeHeaPsyWel-HeaSeeB study. *BMC Public Health*, 20(1), 859. <https://doi.org/10.1186/s12889-020-08870-8>
- Henning-Smith, C. (2016). Quality of life and psychological distress among older adults: The role of living arrangements. *Journal of Applied Gerontology*, 35(1), 39-61. <https://doi.org/10.1177/0733464814530805>
- House, J. S., Lepkowski, J. M., Kinney, A. M., Mero, R. P., Kessler, R. C., & Herzog, A. R. (1994). The social stratification of aging and health. *Journal of Health and Social Behavior*, 35(3), 213-234. <https://doi.org/10.2307/2137277>
- Jeon, G. S., Choi, K., & Cho, S. I. (2017). Impact of living alone on depressive symptoms in older Korean widows. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 14(10), 1191. <https://doi.org/10.3390/ijerph14101191>
- Klinenberg, E. (2012). *Going solo: The extraordinary rise and surprising appeal of living alone*. The Penguin Group.
- Lim, L. L., & Kua, E. H. (2011). Living alone, loneliness, and psychological well-being of older persons in Singapore. *Current Gerontology and Geriatrics Research*, 2011(1), 1-9. <https://doi.org/10.1155/2011/673181>
- Mao, X., & Han, W. J. (2018). Living arrangements and older adults' psychological well-being and life satisfaction in

- China: Does social support matter? *Family Relations*, 67(4), 567-584. <https://doi.org/10.1111/fare.12326>
- Oh, D. H., Park, J. H., Lee, H. Y., Kim, S. A., Choi, B. Y., & Nam, J. H. (2015). Association between living arrangements and depressive symptoms among older women and men in South Korea. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 50, 133-141. <https://doi.org/10.1007/s00127-014-0904-2>
- Ross, C. E., & Mirowsky, J. (2006). Sex differences in the effect of education on depression: Resource multiplication or resource substitution? *Social Science & Medicine*, 63(5), 1400-1413. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2006.03.013>
- Russell, D., & Taylor, J. (2009). Living alone and depressive symptoms: the influence of gender, physical disability, and social support among Hispanic and non-Hispanic older adults. *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 64(1), 95-104. <https://doi.org/10.1093/geronb/gbn002>
- Silva, P., Matos, A. D., & Martinez-Pecino, R. (2022). The protective role of the Internet in depression for Europeans aged 50+ living alone. *Social Media + Society*, 8(1), 1-9. <https://doi.org/10.1177/20563051221077675>
- Stepler, R. (2016). *Well-being of older adults living alone*. Pew Research Center. <http://www.pewsocialtrends.org/2016/02/18/3-well-being-of-older-adults-living-alone>
- Stone, J., Evandrou, M., & Falkingham, J. (2013). The transition to living alone and psychological distress in later life. *Age and Ageing*, 42(3), 366-372. <https://doi.org/10.1093/ageing/aft006>
- Wen, M., & Ren, Q. (2021). Cognitive and psychological health implications of living alone among middle-aged and older adults in China. *Asian Population Studies*, 17(2), 181-200. <https://doi.org/10.1080/17441730.2021.1886715>
- Wizus, C., Hänel, M., Wagner, J., & Neyer, F. J. (2013). Social network changes and life events across the life span: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 139(1), 53-80. <https://doi.org/10.1037/a0028601>
- Xiu-Ying, H., Qian, C., Xiao-Dong, P., Xue-Mei, Z., & Chang-Quan, H. (2012). Living arrangements and risk for late life depression: A meta-analysis of published literature. *The International Journal of Psychiatry in Medicine*, 43(1), 19-34. <https://doi.org/10.2190/PM.43.1.b>
- Young, M., & Schieman, S. (2012). When hard times take a toll: The distressing consequences of economic hardship and life events within the family-work interface. *Journal of Health and Social Behavior*, 53(1), 84-98. <https://doi.org/10.1177/0022146511419204>
- Zhou, Z., Cai, L., Zhuang, M., Hong, Y. A., & Fang, Y. (2019). A longitudinal analysis of the association between the living arrangements and psychological well-being of older Chinese adults: The role of income sources. *BMC Geriatrics*, 19, 1-9. <https://doi.org/10.1186/s12877-019-1371-0>

Does the Relationship between Single-Person Household Status and Depression Vary Depending on Age?:

The Role of Income, Social Relationships, and Family Relationships

Kim, Jin-Young¹

¹ Korea University

Abstract

Previous studies have reported that single-person households tend to have higher levels of depression compared to multi-person households, and that this relationship may vary with age. This study has two main objectives. First, it aims to examine whether age moderates the relationship between single-person household status and depression among Korean adults. Second, if a moderating effect is identified, the study seeks to explain this effect through three factors: equivalized household income, satisfaction with social relationships, and satisfaction with family relationships. To achieve this, data from the 18th wave (2023) of the Korean Welfare Panel Study, a nationally representative survey, were analyzed. A multiple regression analysis was conducted using data from 14,047 adults. The main findings of the study are as follows. First, single-person households were found to have lower income levels and higher depression levels compared to multi-person households. Second, the depression gap tended to increase with age, particularly in older adults. This pattern can be explained by three mechanisms: (1) the influence of income on depression became stronger with age, and (2) satisfaction with family relationships and social relationships decreased more significantly with age among single-person households. The theoretical contribution of this study lies in identifying the heterogeneity of single-person households by age and elucidating the mechanisms through which disadvantages in depression increase with age. The policy contribution is that it highlights the need for social interventions to secure income and strengthen social relationships among elderly single-person households in order to reduce their depression levels.

Keywords: Depression, Single-Person Households, Age, Household Income, Moderating Effect