

청년의 사회적 불평등 인식과 건강 상태와 은둔의 관계 분석: 1인 가구와 다인 가구의 비교

최선아, 김태영†, 이서현, 임가영

연세대학교 사회복지대학원

본 연구는 최근 사회적 문제로 대두되고 있는 은둔 청년의 요인을 규명하기 위해 2022년 청년 삶 실태조사를 활용하여 19~34세 청년 은둔의 영향 요인을 1인 가구 5,343명과 다인 가구 9,340명을 나누어 회소사건 로지스틱 회귀분석을 진행하였다. 여기서 은둔 상태란 6개월 이상 집이나 방 밖으로 나가지 않고, 사회적 관계가 단절된 것으로 정의하였으며, 임신, 출산이나 장애 등으로 경제활동을 하지 못하는 인구는 은둔 상태에서 제외하였다. 분석 요인 중 사회적 불평등 인식은 소득 불평등 인식, 소득 계층 인식, 미래 실현 가능성 인식으로 구성하였고, 건강 상태에서는 번아웃 경험, 우울 수준과 주관적 건강 수준으로 구성하였다. 분석 결과 1인 가구는 가구 소득, 소득 계층 인식, 우울 수준, 주관적 건강 수준이 은둔 상태와 관계가 있었으며, 다인 가구는 연령, 교육 수준, 소득, 번아웃 경험, 미래 실현 가능성 인식, 우울 수준이 은둔과 연관성이 있는 것으로 나타났다. 이에 본 연구를 토대로 은둔 청년의 위험요인을 발굴하고 이들을 위한 정책적, 제도적 설계의 필요함을 제언한다.

주요어: 은둔, 청년, 사회적 불평등 인식, 건강 상태, 회소사건 로지스틱 회귀분석

† 교신저자(Corresponding Author) : 김태영, 연세대학교 사회복지대학원 박사과정, 서울시 서대문구 연세로 50, E-mail : psysw.20@gmail.com

최선아, 연세대학교 사회복지대학원 박사과정(제1저자)

이서현, 연세대학교 사회복지대학원 석사과정(공동저자)

임가영, 연세대학교 사회복지대학원 석사졸업(공동저자)

■ 최초투고일 : 2025년 5월 16일 ■ 심사마감일 : 2025년 9월 23일 ■ 게재확정일 : 2025년 10월 15일

1. 서론

우리나라 청년 중 고립·은둔 청년의 비율은 2022년 2.4%에서 2024년 5.2%를 기록하며 약 두 배가 증가하였다(중앙일보, 2025). 우리나라에서 최근 은둔 문제 및 은둔 청년에 관심을 가지게 된 것은 비교적 최근으로(김혜원, 2023), 이들은 국가의 개입이 필요한 새로운 복지 취약 계층으로 대두되었다. 은둔 문제는 단지 은둔 청년 당사자와 그 가족 구성원들의 삶뿐 아니라, 사회에까지 영향을 미칠 수 있다는 점에서 개입의 중요성이 더욱 강조되고 있다(김혜원, 2022). ‘은둔’이라는 특성상 은둔 청년의 규모를 정확히 파악하는 것은 사실상 어렵지만, 우리나라에서 청년 한 명이 25세에 은둔을 시작한다고 가정한다면 그에 따른 손실 비용은 약 15억원에 달하는 것으로 추산된 바 있다(김성아, 2022). 이는 우리나라에 은둔 청년 문제가 만성화될수록 국가 차원의 사회적·경제적 손실이 더욱 심화될 가능성을 시사하므로, 은둔 청년의 발생 원인을 탐색하여 이로 인해 파생 가능한 문제를 예방해야 할 것이다.

그렇다면 우리나라 청년들은 왜 은둔을 선택하게 되는가? 청년 삶 실태조사에 따르면 이들이 고립·은둔을 시작한 계기는 특정 원인을 지목할 수 없는 경우가 가장 많았고(43.9%) 취업 관련 문제(32.8%), 인간관계에 대한 어려움(11.1%) 순으로 지목되었다(국무조정실, 2025). 한편 고립·은둔 청년 실태조사에서는 은둔을 처음 시작하게 된 계기로 취업 관련 문제(24.1%), 대인관계 문제(23.5%), 가족관계 및 건강 요인(각 12.4%)이 주로 지목되었다(김성아, 김문길, 임덕영, 노혜진, 노현주, 2023). 이처럼 청년의 은둔은 단순한 개인의 심리적 문제 뿐만 아니라 고용불안정, 노동시장의 변화, 개인적 관계에서의 어려움 등의 구조적이고 다차원적인 현상임을 이해할 필요가 있다

(Wu, Ooi, Wong, Catmur, & Lau, 2019).

이를 통해 청년의 취업, 실업 등 직업적 요인 및 대인관계 어려움 등에서 유발된 사회적 불평등 인식과 신체 건강과 정신건강 등 건강 상태가 은둔 청년 발생의 주요 원인이 될 수 있음이 시사된다.

먼저, 개인이 인식하는 사회적 불평등은 사회에 대한 신뢰를 약화시키고, 사회적 관계망으로부터의 이탈을 촉진하는 요인으로 작용할 수 있다(Putnam, 2000). 이와 관련하여 Lee와 Han(2024)은 개인의 사회적 불평등 인식 수준이 높을수록 외로움이 증가하며, 이는 사회적 유대감의 약화를 더욱 심화시킬 수 있다고 보고하였다. 특히 ‘청년’의 사회적 불평등 인식은 이들이 현대 사회 속에서 바쁘고 치열하게 경쟁하는 과정 중 더욱 심화되는 경향이 있다(여유진, 2020). 즉, 청년들은 취업 등 성인기 과업을 수행하는 중 사회의 불안정성, 불공정성을 맞닥뜨리며 사회적 불평등 인식을 체감하고, 이는 결국 사회로부터 이탈과 고립으로 이어질 수 있는 것이다(김재희, 박은규, 2016; 김정숙, 장영배, 2017; 이수비, 전예빈, 2023). 이러한 맥락에서 청년의 사회적 불평등 인식은 이들 은둔 유발과 관계가 있는 요인으로 보인다.

건강 상태 역시 청년 은둔을 유발할 수 있다고 알려져 있다. 국내 상당수의 은둔 청년들은 은둔을 시작하게 된 계기로 건강상 어려움을 꼽았으며(김성아 외, 2023), 은둔 청년의 신체건강, 정신건강에 대한 주관적 인식은 일반 청년 집단보다 열악한 것으로 나타난다(김성아 외, 2023; 정진영, 안진현, 김명현, 박소희, 홍진표, 2023). 변금선과 김정숙(2024)은 주관적 건강 상태가 외로움 및 사회적 고립에 영향을 미치는 요인임을 확인하였고, 노가빈, 이소민, 김재희(2021)는 일부 청년들이 소진 상태에서부터 회복하기 위한 수단으로 자발적 고립을 선택하나 고립 기간이 장기화됨에 따라 우울 증상이 악화되고 결국 은둔 상태로 이어지는

기제를 보고 하였다. 해외 선행연구 역시 우울 등 정신건강 문제를 겪는 개인은 사회적으로 위축되어 은둔을 겪을 확률이 크다고 강조한 바 있다(Kato, Kanba, & Teo, 2019; Rooksby, Furuhashi, & McLeod, 2020).

본 연구는 청년 은둔의 영향 요인을 탐색하며 청년 1인 가구와 다인 가구를 구분하여 살펴보고자 한다. 청년 가구는 가구 형태에 따라 상이한 맥락을 지닐 수 있기 때문이다. 먼저 청년 1인 가구는 ‘청년’이라는 사회 초년생적 특성과 ‘1인’이라는 사회적 관계 결핍 특성이 결합되어 상대적으로 취약성이 더 크다 할 수 있다(임가영, 송아영, 2024). 실제 청년 1인 가구는 다인 가구에 비해 외로움, 고립감과 같은 정서적 어려움을 경험할 가능성이 높아(박민진, 김성아, 2022) 국가 차원에서 청년 1인 가구를 대상으로 고립·은둔 현상에 대응하는 것이 중요한 정책 과제로 강조되기도 한다(국민통합위원회, 2024).

한편 청년 1인 가구가 가진 취약성에도 불구하고 우리나라 은둔 청년 중 과반수는 다인 가구에 해당한다(김성아 외, 2023; 김아래미, 이해님, 노혜진, 2025). 실제 우리나라 고립·은둔 청년의 약 70%는 다인 가구이며 은둔은 오히려 1인 가구보다 다인 가구에서 더 많이 발생하는 양상이 확인된다(김성아 외, 2023). 이는 가족과 함께 살고 있음에도 정서적 지지나 공감을 받지 못해 소외된 상태에서 은둔하는 상황이거나(노가빈 외, 2021), 대학에 진학하였지만 일자리를 구하지 못한 채 가족에게 의존하며 은둔하는 경우(김아래미 외, 2025) 등으로 유추할 수 있다. 우리나라 청년 은둔의 주요 원인이 취업 문제에 기인한다는 점을 고려할 때(김성아 외, 2023), 청년 다인 가구에 대해서도 이들이 은둔을 시작하게 되는 맥락을 체계적으로 탐색할 필요가 있다.

이상의 논의를 바탕으로 은둔 청년 발생에는 가

구 유형에 따라 차이가 나타날 수 있으며 소득 계층, 미래 전망 및 사회적 불평등에 대한 인식과 우울 수준, 주관적 건강 상태와 같은 건강 요인이 청년 은둔에 중요한 영향 요인이 될 수 있음을 확인하였다. 이러한 맥락에서 본 연구는 최근 청년의 취약성을 보여주는 사회적 불평등 인식과 건강 상태 관련 요인들이 청년들의 은둔 생활을 예측하는 요인으로 작용하는지 실증적으로 검증하고자 한다.

더욱이 현재 국내 은둔 청년 중 특정 가구 유형을 대상으로 한 연구들은 1인 가구의 사회적 고립에 중점을 두어 진행되어온 경향이 있다(상종열, 양혜정, 2024; 제지수, 박승민, 2025). 하지만 청년이 은둔을 경험하는 경로에는 1인 가구와 다인 가구 간 차이가 존재할 수 있으므로 이를 구분하여 검증할 필요가 있다. 구체적으로 은둔 발생에 있어 홀로 생활하는 청년 1인 가구는 외로움과 고독이, 타인과 함께 생활하는 다인 가구는 취업 등 생애 과업 이행 중 어려움의 영향이 더 클 수 있음을 유추할 수 있다. 따라서 본 연구는 단일 집단 분석으로는 포착하기 어려운 가구 구조의 맥락적 효과를 파악하고자 하였다. 이에 본 연구는 은둔을 경험한 청년들을 대상으로 한 기존 선행연구(전예민, 송도훈, 박선희, 2024; 박세훈, 배서운, 2024; 황교정, 2023)에서 한 차원 나아가, 청년이 은둔을 택할 수 있는 취약성을 가구 유형별로 탐색하였다. 또한, 선행연구에서는 은둔 청년의 심리적 요인, 정신건강에 치중되어 왔으나(Park et al., 2025; 오유경, 박희진, 2025; 이해일, 나기희, 2025; 장원빈, 문의정, 2024), 본 연구에는 심리적 요인과 더불어 사회구조적 요인에 대한 인식을 파악하고자 하였다. 이를 통해 청년의 은둔 현상과 연관된 다차원적인 요인을 살펴보고 예방적 차원의 개입 전략을 논의하고자 한다.

2. 선행연구

1) 청년 은둔의 개념

은둔이란 방, 집과 같은 제한된 공간에 있으며 타인 및 사회와 관계 형성 및 교류가 거의 없다는 특징이 있고(김혜원, 2023), 이는 인적 지지체계가 부족한 상태인 고립과는 구별되는 것이다(관계부처 합동, 2023). 개인이 장기간 제한된 공간에서 생활한다면, 사회적으로 유의미한 관계가 단절된 고립 상황이 더욱 심화될 수 있으므로 은둔은 고립의 극단적 형태라 할 수 있다(김성아 외, 2023; 정진영 외, 2023).

은둔은 가족 이외의 모든 타인과의 관계를 피하는 현상을 의미하는 ‘사회적 철수 현상’에서 시작되었다(사이토 다마키, 2012; 호수지, 2024에서 재인용). 그리고 은둔형 외톨이는 일본에서 방 또는 집에서만 있으며 사회생활을 멀리하는 사람을 의미하는 히키코모리(Hikikomori, ひきこもり)의 번역어에서 비롯되었다(윤철경, 서보람, 2020; 김혜원 외, 2021). 이는 1990년대 초반 일본에서만 발생하는 특수한 문화적 현상으로 바라보았으나, 한국에서도 1998년 IMF 경제위기 이후 장기적인 경기침체와 실업률 증가 등 사회경제적 변화 속에서 일본과 유사한 특징을 지닌 은둔형 외톨이가 등장하기 시작하였다(김도형, 박승규, 2021; 호수지, 2024 재인용). 최근에는 아시아를 넘어 전 세계적으로 다양한 형태의 은둔 현상이 보고되고 있다(Yeung & Jeong, 2024).

은둔에 대한 정의는 주로 지속 기간과 외출 빈도를 기준으로 구체화된다. 연구마다 외출 빈도를 정의하는 기준은 달리 나타나지만, 대체로 최소 6개월 이상 은둔 상태가 지속될 때 이를 은둔형 외톨이로 간주하는 점은 공통적인 편이다(사이토 다마키, 2012; 윤철경, 서보람, 2020; 김혜원, 2022).

더 나아가 국내 지자체 차원에서도 은둔의 정의가 제도적 정의가 마련되고 있다. 예컨대 광주광역시시는 ‘사회적·경제적·문화적으로 복합적인 요인이 작용하여 일정 기간 외부와 단절되어 정상적인 사회활동이 현저히 곤란한 사람’을 은둔형 외톨이로 규정하고 있으며(민기채, 2023), 서울특별시 또한 외출이 거의 없고 집 안에서만 생활하는 청년을 은둔 청년으로 규정하고 있다(서울특별시, 2023).

특히 청년 은둔은 가구 유형에 따라 발생 양상과 원인이 다르게 나타난다는 점을 주목할 필요가 있다. 류주연 외(2023)는 대학 진학이나 취업 준비로 인해 1인 가구로서의 생활을 시작하게 된 청년이 사회적 관계가 점차 줄어들면서 고립이 시작된다고 보았다. 실제로 청년 1인 가구는 청년 다인 가구에 비해 정서적으로 도움 받을 사람이 없다고 느끼는 비율이 2배 가까이 높아 정서적 어려움의 비중도 또한 상대적으로 크다(황정미, 2020). 반면 다인 가구 청년은 부모와의 관계나 노동시장으로부터의 소외가 은둔의 원인으로 나타나며, 부모의 비양육적 태도, 대인관계 유대 형성의 어려움, 학교 부적응 등 다양한 심리·사회적 요인이 복합적으로 영향을 미친다(노가빈 외, 2022).

이렇듯 청년 은둔 현상은 개인의 심리적인 요인과 더불어 상호작용 속에서 발생하는 복합적인 결과로 이해할 필요가 있다. 이러한 맥락에서 본 연구는 청년의 은둔을 심리사회이론(Psychosocial Theory)에 기반하여 살펴보고자 한다. 특히 청년기는 자아 정체성이 확립되고 사회적 역할을 얻게 되는 발달과업이 중심이 된다. 따라서 개인이 청년기에 사회적 불평등이나 건강의 취약성을 경험한다면 이는 정체성에 대한 혼란이나 사회적 무력감, 철회 등으로도 이어질 수 있다(Erikson, 1968; Arnett, 2000; Germain & Gitterman, 1996).

이러한 맥락에서 본 연구에서는 이를 소득 불평

등 인식, 소득 계층 인식, 미래 실현 가능성 인식으로 구분하여 개인이 사회 불평등을 어떻게 이해하고 있는지 살펴보고자 한다. 이는 상대적 박탈감이나 지각된 사회이동 가능성의 개념에 기반할 수 있으며, 소득 분포가 불균형하다고 느끼거나 자신의 계층이 낮다고 인식할수록 청년은 사회로부터 소외되는 감정을 느낄 수 있다(Mishra & Carleton, 2015). 소외감은 자아 정체성과 삶의 무기력으로 이어질 수 있으며 결국 사회적 철회로 이어져 은둔이라는 결과가 나타날 수 있다(이우진, 2018).

또한, 청년의 개인적 요인으로 설명될 수 있는 건강의 취약성 역시 은둔 위험을 높일 수 있다. 본 연구에서는 건강 요인을 우울 수준, 주관적 건강 인식, 번아웃 경험으로 구분하였다. 우울 수준의 경우 청년의 정서적 안정과 관계에 직접적인 영향을 주어 고립을 유발할 수 있다(Elmer & Stadtfeld, 2020). 주관적 건강 인식 역시 개인이 이를 낮다고 생각할수록 사회적 활동에 대한 기대도 낮아져 사회적 위축으로 이어진다(Wang et al., 2020). 이러한 학업, 취업, 생계의 유지 등에서 누적된 피로와 긴장은 번아웃으로도 이어지며 은둔 행동을 고착시킬 수 있는 위험이 크다(노가빈 외, 2021).

따라서 청년의 은둔을 이해하기 위해 단지 개인의 심리적인 요인뿐 아니라 사회구조의 문제 등을 포함한 심리사회적 접근이 필요하며, 본 연구는 이를 바탕으로 은둔에 미치는 영향에 대해 분석하고자 한다.

2) 사회적 불평등 인식과 청년의 은둔의 연관성

청년의 은둔은 사회적 불평등에 대한 인식과도 밀접한 연관성을 가진다. 특히 고용 불안, 주거비

부담, 교육 및 노동시장의 경쟁 심화 등 청년들이 직면한 구조적 위험 요인으로 불평등 인식을 더욱 심화시키며, 이는 심리적 위축과 사회적 단절로 이어질 수 있다(김재희, 박은규, 2016).

Putnam(2000)은 사회적 불평등에 대한 인식이 공동체 신뢰를 약화시키고, 사회적 연결망에서의 이탈을 촉진한다고 보았다. Mishra와 Carleton(2015)도 불평등 인식이 좌절감, 소외감, 낮은 자존감을 심화시켜 궁극적으로 사회적 단절로 이어질 수 있는 심리적 기반이 된다고 강조하였다. 실제로 이수비 외(2022)는 사회구조적 불평등 인식 수준이 높을수록 청년들의 고립감이 심화되고, 이는 사회적 관계 형성과 유지하는 데 있어 소극적인 태도로 이어질 수 있음을 보고하였다.

이러한 맥락에서 본 연구는 사회적 불평등 인식을 ‘소득 불평등 인식’, ‘소득 계층 인식’, ‘미래 전망 인식’이라는 세 가지 측면으로 나누어 청년 은둔과의 연관성을 분석하고자 한다.

첫째, ‘소득 불평등 인식’은 단순한 경제적 평가를 넘어 사회구조 전반에 대한 신뢰와 소속감을 약화시키는 심리사회적 요인으로, 개인이 사회 내 소득 분포의 불균형 정도를 주관적으로 평가하는 것을 의미한다(이소정 외, 2008). 김진현(2021)은 소득 불평등 인식이 청년층의 우울과 불안을 증가시키며 정신건강에 부정적인 영향을 미친다고 밝혔는데, 이는 은둔으로 이어질 수 있는 심리적 기반으로 작용할 수 있다.

둘째, ‘소득 계층 인식’은 청년 스스로가 사회 내에서 자신의 계층적 위치를 어떻게 평가하는지를 의미하며, 이는 경제적 자립 여부와도 밀접한 관련이 있다. 특히, 청년 1인 가구의 경우, 독립 이후 경제적 기반이 불안정하기 때문에 계층 인식이 더욱 민감하게 작용할 수 있다(채병주, 황선재, 2021). 실제 청년 삶 실태조사(2022)에 따르면 부모로부터 독립 계획이 없다고 응답한 청년

중 다수가 '경제적 여건 부족(56.6%)'을 이유로 들었다. 이는 현실적으로도 청년의 자립 역량이 제한되어 있음을 보여준다. 또한 다인 가구의 평균 가구 소득은 약 6,525만 원인 반면, 청년 개인의 평균 연간 소득은 약 2,162만 원(월평균 약 180만 원)에 불과하며, 청년 1인 가구의 경우 이보다도 낮은 소득 수준을 보였다. 이러한 경제적 현실은 청년의 소득 계층 인식에 부정적 영향을 미치며, 하위 계층으로의 자기 평가가 심리적 위축과 사회적 회피로 이어져 은둔의 가능성을 높일 수 있다(최아영, 2022).

셋째, '미래 실현 가능성 인식'은 개인이 자신의 목표나 기대가 미래에 실현 가능하다고 평가하는 정도로, 이는 삶의 방향성과 사회참여 의지에 큰 영향을 미친다(이우진, 2018). Nakano(2014)와 Chang, Wan, Li, Guo, He, Gu, & Hirsch (2014)는 개인이 미래에 대한 희망을 상실할 경우 사회적 활동 동기가 약화 되어 고립과 단절 상태로 이어질 수 있음을 강조하였다.

이러한 선행연구를 통해 주목할 부분은 사회적 불평등 인식과 은둔 간 연관성이 가구 유형에 따라 다르게 나타날 수 있다는 점이다. 정하림과 김진연(2023)은 다인 가구 청년이 부모와 함께 거주할 경우 심리적 안정감을 느낄 수 있지만, 동시에 취업이나 진학 실패 등으로 미래에 대한 기대감이 급격히 저하될 수도 있음을 보고하였다. 이 과정에서 부모와의 상호작용은 심리적 압박으로 작용할 수 있으며, 이는 청년 은둔으로의 이행을 가속화 할 수 있는 것이다(정하림, 김진연, 2023). 유민상, 신동훈, 이민정(2021) 역시 청년기의 주요 위기 요인으로 취업 실패, 노동시장 부적응, 장기 실업 등을 제시하며, 이러한 상황이 심리적 위축과 사회적 고립, 은둔으로 이어질 수 있음을 강조하였다. 이처럼 소득 계층 인식과 미래 실현 가능성 인식은 청년의 은둔으로 이어지는 과정에

영향을 미치며, 그 영향 경로는 가구 유형에 따라 달라질 수 있음을 시사한다.

3) 건강 상태와 청년 은둔의 연관성

건강 요인은 청년의 심리적 취약과 사회적 기능의 저하를 유발할 수 있고 궁극적으로 은둔 상태로까지 이어지는 주요 경로로 작용할 수 있다. 사회의 첫 진입 시기인 청년기를 단절된 상황에서 보낼 경우 청년의 생애 전반에 걸쳐 고립이 장기화될 가능성이 높아질 수 있기 때문이다(노가빈 외, 2021). 특히 신체적·정신적 건강 상태는 은둔과 밀접한 관련이 있다. 여기서 '건강'은 세계보건기구(WHO)의 정의에 따라 단순한 질병의 부재가 아닌 신체적, 정신적, 사회적 안녕의 상태를 의미하며 본 연구에서는 이를 정신건강, 주관적 건강, 번아웃의 하위 개념으로 구체화하였다.

청년의 정신건강 중에서도 우울은 은둔을 높이는 원인 요인이 될 수 있다. 우울 증상이 있는 개인은 외부와의 교류를 회피하는 경향이 높아 사회적 고립 상태로 이어질 수 있으며, 이는 은둔으로까지 확장될 수 있다(Elmer & Stadtfeld, 2020, 재인용). 우울 상태에 있는 청년은 외부와의 교류를 기피하고 내면으로 침잠하는 경향이 있어, 은둔 위험이 높다(Peter et al., 2020).

정신적 건강뿐 아니라 자신의 건강 상태에 대한 주관적 인식 역시 은둔과 높은 연관성을 보인다. 실제로 신체 증상이나 주관적 건강 상태가 좋지 않은 집단일수록 더 높은 스트레스를 받고, 사회적인 교류가 잦아들 수 있으며(Wang et al., 2020) 신체적인 건강 문제나 장기질환, 장애 등의 건강 요인이 사회적 고립을 높인다고 알려져 있다(Holt-Lunstad, 2020).

이와 같은 신체·정신적인 어려움은 결국 번아웃으로 이어질 수 있다. 청년들은 학업, 취업, 생

계 등 다양한 사회적 요구 속에서 지속적으로 경쟁과 평가에 노출되고 있고 이러한 사회적 압박은 신체적·정서적 탈진으로 이어질 수 있다.

청년은 사회, 학교, 가정 등 주변 환경으로부터 축적된 피로와 번아웃으로 인해 대인관계와 사회 활동에서 스스로 철수하는 경향이 있으며(노가빈 외, 2021), Furong(2008)은 청년들이 교육 경쟁과 직업 세계로의 진입 실패 후 부모의 보호 아래 장기간 머무르며 은둔에 빠지는 경향이 있음을 밝혔다. 번아웃은 단순히 ‘지침’의 문제를 넘어, 자기 효능감 저하와 부정적 자아상을 심화시키고, 반복되는 시도 실패와 무력감을 통해 은둔을 장기화·만성화시킨다(조미형, 고아라, 2022; 박세훈, 배서윤, 2024).

특히, 최근 주목 받고 있는 청년 1인 가구의 경우 COVID-19와 같은 사회경제적 변화와 함께 건강 관련 요인 역시 이들 삶의 질에 큰 영향을 주는 것으로 알려져 있다(이수진, 김향란, 2023). 1인 가구 형태는 원가족과 떨어져 살거나 가족이 없어 사회적 관계망이나 정서적 지지망이 축소될 수 밖에 없기 때문에 정서적으로 안정되지 못하고(송나경, 2020), 불안정한 지지망으로 인한 고립이 지속되는 경우 어려움을 겪을 수 있다. 실제로 1인 가구의 고독사 위험도와 관련된 연구에서 주관적 건강 상태가 낮고 만성질환의 개수가 많을수록 고독사 위험 계층임을 확인할 수 있었고, 이는 1인 가구의 건강과 은둔이 매우 밀접함을 보여준다(서윤정 외, 2023).

청년 1인 가구는 다인 가구에 비해 가족 지지망으로부터 더 분리될 수 있고 건강이 악화될 경우 은둔 상황이 더욱 심화될 수 있다. 이들은 일상생활 속 자기관리 부담이 크고 건강 문제가 생겼을 때 혼자 감당해야 하는 상황이 많다(이명진, 최유정, 이상수, 2014). 또한 청년 1인 가구는 주관적 건강 상태가 낮을수록 외로움과 사회적 고립이 높은 집

단에 속할 가능성이 커 결국 은둔 위험군이 될 수 있다는 가능성이 있다(변금선, 김정숙, 2024).

이처럼 청년의 은둔은 우울 수준, 주관적 건강 인식, 번아웃 등 다차원적인 건강 취약성이 누적되면서 사회적 접촉을 점차 회피하게 되는 결과로 나타난다. 이에 본 연구는 건강 상태의 악화가 은둔과의 연관성이 있음을 규명하고 이를 실증적으로 검증하는데 초점을 두고자 한다.

4) 청년 은둔에 영향을 미치는 기타 요인

은둔이라는 용어가 2000년대 초 사회적으로 이 슈화된 후 COVID-19 이후 2022년 국무조정실 주관하에 보건사회연구원이 실시한 ‘청년의 삶 실태조사’ 결과, 고립·은둔 청년의 수가 약 54만명에 달하는 것으로 발표되면서 사회적 관심이 더욱 높아졌다(곽미선, 박지영, 2024). 이와 관련하여 은둔 청년에 영향을 주는 다양한 요인에 대해 연구가 이루어지고 있고 다양한 연구 중 성별, 연령, 거주 지역, 교육 수준, 혼인 여부, 개인소득이 영향을 주는 것으로 드러났다.

먼저 성별은 사회적 고립에 있어 차이가 있다는 사실이 이미 이전 연구에서도 밝혀진 바가 있다(엄희정, 한창근, 2022; Umberson et al., 1996). 또한 최성수와 송지현(2023)의 연구에서는 각 성별이 인지하는 고립에 따라 우울에 영향을 미치는 요인을 살펴보고, 그 결과 여성이 남성보다 고립을 높게 인지할 때 우울에 영향을 주는 것으로 나타났다. 다음으로 연령은 은둔에서 다양하게 나타나며 그중에서도 48.9%가 20대로 후기 청소년기에 가장 많이 발생하고 있다(김성아, 2023; 김혜원, 2021; 정근하 외, 2021; Bendit, 2006). Oliver(2019)에 의하면 사회적 고립이 연령에 따라 일반적으로 점진적으로 증가하는 것으로 나타났는데 청소년기에 비해 청년기가 높은 사회적

고립을 보였고, 청·중년기와 고령기의 경우 미세한 차이의 사회적 고립을 보였다.

또한 거주 지역이 은둔 청년에 영향을 주는 것으로 나타났다. 이수비, 전예빈(2023)의 연구에서는 청년의 고립에 영향을 미치는 요인을 수도권과 비수도권의 거주 지역에 따라 나누어 살펴보고, 수도권의 경우 직업 유무, 물질적 박탈감, 주거에 대한 인식이 고립예측요인으로, 비수도권은 경제 위기 시 통제 가능성과 미래 전망이 고립을 예측하는 요인으로 나타났다. 또한, 부모로부터 지원을 받지 못해 불안정한 거주환경을 가진 경우 청년에게 불안감을 줄 수 있다고 보았다(김비오, 2019).

청년 은둔을 설명함에 있어 결혼 여부의 경우 대표적인 인구사회학적 요인으로 고려되어 왔으며, 혼인의 경우 정서적 지지체계 확보에 보호요인으로 작용된다(Schoenborn, 2004). 실제 많은 선행연구에서 결혼 여부가 사회적 고립 및 은둔 위험과 관련 있는 변수로 보았다(Klinenberg, 2012; Lee & Goldstein, 2016). 다만 최근 연구에서는 혼인 여부와 고립, 은둔 간의 관계가 일관되지 않고 특히 청년 세대의 경우 결혼 자체가 지연되거나 선택하지 않는 특성이 강해 혼인 여부로만 고립 위험을 설명하기 어렵다는 지적도 있다(Lin et al., 2022).

교육 수준에 대한 결과는 다양하게 나타났는데, 고등학교 졸업인 경우 사회진입을 준비하는 후기 청소년기를 보냈지만, 타인과 새로운 사회적 관계를 형성하는 것이 제한적인 것으로 나타났다(김아람 외, 2024). 대학생은 대학이라는 공간에서 관계망을 형성하나(박희진, 황정원, 2015), 고졸이나 미취업 청년의 경우 고졸 이후 새로운 관계를 형성할 수 있는 관계망을 찾기 어려워 점차 고립되어 가는 상황으로 내몰려지는 것으로 나타났다(김아람 외, 2024).

마지막으로 가구 소득은 은둔 청년에 지대한 영향을 주는 것으로 나타났다. 청년 세대에 경제적 지원이 영향을 미칠 수 있다는 연구(정윤진, 김현정, 2022)는 다른 요인보다 강조되고 있다. 경제적 요인이 될 수 있는 소득의 경우 특히 사회초년생인 청년들에게 중요한 변수로 나타날 수 있으며, 청년들이 장기적으로 실업 상태로 있을 경우 소득이라는 경제적 이득을 받지 못할 뿐 아니라 직장에서 받을 수 있는 비금전적인 이득도 받지 못하게 된다(김정인, 2023). 이러한 경우 청년의 심리상태는 더욱 불안해져 사회로부터의 고립이 더욱 심화될 수 있다(Artazcoz et al., 2004). 또한 노가빈 외(2021)의 연구에서도 청년의 사회심리적으로 고립을 야기하는 요인으로 기초수급에 의존하거나 생존 불안을 경험하는 경제적 요인으로 인한 정서적 고립이 매우 크다는 사실을 밝혔다.

이에 본 연구의 경우 다양한 선행연구를 바탕으로 청년 은둔에 영향을 줄 수 있는 성별, 연령, 거주 지역, 교육 수준, 결혼 여부, 가구 소득을 통제 변수로 설정하고자 한다.

3. 연구방법

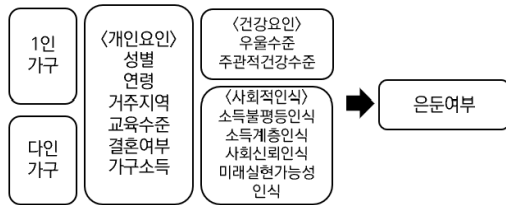
1) 분석 자료와 연구 대상

이 연구의 분석 자료는 2020년에 제정된 청년 기본법 제11조, 청년기본법 시행령 제8조에 근거하여 수집된 2022년 청년 삶 실태조사 데이터다. 청년 삶 실태조사는 국무조정실 주관하에 보건사회연구원이 실시한 조사로 청년층의 삶의 실태와 특성, 욕구 및 인식을 파악하여 다양한 청년들의 삶의 질을 제고할 수 있는 정책 수립의 기초자료를 마련하는 것을 목표로 한다. 2022년 7월 18일

부터 8월 26일까지 만 19세~34세 청년과 그 청년이 포함된 14,996가구를 대상으로 조사를 실시하였다(정세정 외, 2022). 실태조사 표본은 2020년 청년통계등록부에 기초하여 만 19~34세의 청년 모집단에서 층화 확률비례계통추출법을 통해 추출되어(정세정 외, 2022), 국내 청년 인구의 대표성을 갖고 있다고 할 수 있겠다. 이 조사는 한국보건사회연구원 생명윤리위원회의 승인(제 2022-054호)을 받았으며, 자료 수집을 위해 조사원이 가구를 방문하여 면접조사를 실시하였다(정세정 외, 2022). 본 연구에서는 청년 삶 실태조사에서의 전체 청년 14,966명 중에서 결측치를 제외한 청년 1인 가구 5,343명과 다인 가구(2인 가구 이상) 청년 9,340명을 대상으로 분석을 진행하였다.

2) 연구 모형

본 연구의 모형은 <그림 1>과 같다. 이를 통해 청년 1인 가구와 다인 가구의 각각의 개인적 요인과 건강 요인, 사회적 불평등 인식 요인이 은둔 상태와의 관계성이 있는지를 파악하고자 한다.



<그림 1> 연구 모형

3) 분석 변수 설명

(1) 종속 변수: 은둔

본 연구는 청년의 은둔 생활에 영향을 미치는

요인들을 파악하고자 한다. 일본 내각부가 정의하고 있는 ‘은둔형 외톨이’의 정의인 ‘사회적인 관계를 거부하고 자신의 집이나 방에서 거의 나오지 않는 상태뿐 아니라 취미 등 이외에 외출하지 않은 상태가 6개월 이상 계속 되는 경우(Itou, 2003)’에 해당하는 응답자를 선별하였다. 많은 선행연구와 문헌에서도 사회적 관계가 단절되고 6개월이라는 일정 기간 이상 지속되었을 때 은둔 상태라고 보는 경향이 있어(최고은, 한창근, 2025; 김진숙, 2023; 김혜원, 2022; 윤철경, 서보람, 2020; 사이토 다마키, 2012), 이를 근거로 은둔의 기준을 결정하였다.

구체적으로 ‘귀하는 평소 얼마나 외출을 하십니까?’라는 질문에 ‘보통은 집에 있지만, 자신의 취미생활만을 위해 외출한다’, ‘보통은 집에 있지만, 인근 편의점 등에 외출한다’, ‘자기 방에서 나오지만 집 밖으로는 나가지 않는다’, ‘자기 방에서 거의 나오지 않는다’에 응답한 청년 중에서 이러한 상태가 6개월 이상 지속된 청년을 기준으로 은둔 청년이라고 분류하였다. 하지만, 은둔의 대상 중에서 비경제활동인구는 제외해야 하는데, 이는 비자발적인 은둔으로 본 연구의 목적과는 상이하기 때문이다. 이에 장애가 있거나 출산과 양육으로 경제활동을 하기 힘든 대상은 제외하였다. 이에 결측치를 제외하고, 은둔 상태에 있다고 볼 수 있는 청년은 총 206명으로 나타났고 그중에서도 1인 가구의 경우 61명, 다인 가구의 경우 145명으로 나타났다.

(2) 독립변수

① 사회적 불평등 인식 요인

본 연구의 첫 번째 독립변수는 사회적 불평등 인식으로, 사회를 바라보는 인식이다. 소득 불평등 인식, 소득 계층 인식, 미래 실현 가능성 인식으로 총 3개 문항을 측정하였다. 이는 사회에 대한 인식

과 은둔의 연관성에 대한 선행연구를 기반으로 구성하였다(오유경, 박희진, 2025; 이수비 외, 2022; 이우진, 2018; Chang et al., 2014; Nakano, 2014; Mishra & Carleton, 2015).

소득 불평등 인식은 ‘귀하는 현재 우리나라의 소득불평등 상태가 어느 정도라고 생각하십니까?’라는 질문에 0점인 경우 소득이 완전평등하며, 10점일 경우 완전불평등하다고 측정하였다. 소득 계층 인식은 ‘우리 사회의 소득 계층을 다섯 집단으로 구분할 때, 귀하는 다음 중 어느 계층에 속한다고 생각하십니까?’라는 질문에 하층, 중하층, 중간층, 중상층, 상층으로 측정하여 점수가 높을수록 상층이라고 인식하도록 측정하였다. 미래 실현 가능성 인식은 ‘귀하께서는 귀하의 삶에서 바라는 미래를 얼마만큼 실현할 수 있다고 생각하십니까?’라는 질문에 ‘전혀 실현할 수 없다’, ‘어느 정도는 실현할 수 있지만 완벽하게 실현할 수 없다’,

‘완벽하게 실현할 수 있다’라는 3점 리커트 척도로 측정하였다.

② 건강 상태 요인

건강 상태는 선행연구에서 은둔과 연관성이 높다고 보이는 건강 요인 변수를 참고하여 우울 수준, 주관적 건강 수준, 번아웃 경험으로 구성하였다(노가빈 외, 2021; 변금선, 김정숙, 2024; 서운정 외, 2023; Elmer & Stadtfeld, 2020; Peter et al., 2020). 우울 수준을 측정하기 위해 Spizer, Kroenke, & Williams(1999)가 개발한 PHQ-9 (Patient Health Questionnaire-9)척도에 따라 연속 변수로 투입하였다. PHQ-9은 지난 2주간의 우울한 기분, 무쾌감, 수면의 변화, 죄책감이나 무가치감, 집중력 저하, 식욕의 변화, 자살사고 등을 측정하는 9개의 문항으로 구성되었으며, 1점(전혀 그렇지 않다)에서 4점(거의 매일 그렇다)로

<표 1> 변수 설명 및 측정 방법

구분	변수명	측정 수준	변수 측정 방법
종속변수	은둔 상태	범주형	집이나 방에서 거의 나오지 않는 상태이며, 취미를 위해서나 인근 편의점에 외출하기는 하나, 그 이외에 외출하지 않은 상태가 6개월 이상 지속되는 경우 * 장애가 있거나 임신과 출산으로 외출하지 않는 비경제활동인구는 은둔 대상에서 제외. 은둔(1), 비은둔(0)
사회적 불평등 인식	소득불평등인식	연속형	점수가 높을수록 소득 불평등이 심하다고 인식(5점 리커트 척도)
	소득계층인식	연속형	점수가 높을수록 소득 계층이 상층에 속한다고 인식(5점 리커트 척도)
	미래실현가능성인식	연속형	점수가 높을수록 원하는 미래의 삶을 실현시킬 수 있다고 인식(3점 리커트 척도)
건강 상태	번아웃 경험	범주형	번아웃 경험이 있음(1), 없음(0)
	우울 수준	연속형	PHQ-9 척도, 점수가 높을수록 우울 수준이 높다고 인식
	주관적건강수준	연속형	점수가 높을수록 건강 수준이 나쁘다고 인식
개인적 요인	성별	범주형	여자(1), 남자(0)
	연령(만)	범주형	19~24세(1), 25세~29세(2), 30세~34세(3)
	거주 지역	범주형	수도권(1), 비수도권(0)
	교육 수준	범주형	고졸(1), 초대졸(2), 대졸(3), 대학원졸(4)
	결혼 여부	범주형	기혼(1), 미혼(2), 이혼(3)
	가구 소득(ln)	연속형	로그 가구소득

구성된다. 본 연구에서는 PHQ-9의 평균 점수를 활용하였고, 점수가 높을수록 우울 수준이 높은 것으로 측정하였다. 선행연구에 따라 은둔에 주관적 건강 수준은 ‘귀하는 평소와 본인의 건강이 어떻게 생각하십니까?’라는 질문에 5점 리커트 척도로 점수가 높을수록 건강이 나쁘다고 인식하는 것으로 측정하였다. 번아웃 경험은 ‘최근 1년 동안 업무, 학업, 취업 준비 등으로 소진(번아웃) 되었다고 느낀 적이 있습니까?’의 질문에 ‘있다’, ‘없다’로 대답하도록 측정하였다.

③ 개인적 요인

개인적 요인 변수는 은둔과 연관성이 크다고 보이는 선행연구를 기반으로 성별, 연령, 거주 지역, 결혼 여부, 교육 수준, 가구 소득으로 구성하였다(최고은, 한창근, 2025; 변금선, 김정숙, 2024; 이수비, 2022; 노가빈 외, 2021). 성별은 여성이 기준변수이며, 연령은 19~24세, 25세~29세, 30~34세로 구분하였고, 19~24세가 기준변수로 측정하였다. 거주 지역은 수도권, 비수도권으로 구분하였고, 비수도권이 기준변수로 측정하였다. 교육 수준은 고등학교 졸업, 전문대 졸업, 4년제 대학교 졸업, 대학원 졸업으로 구분하여 측정하였고, 고등학교 졸업을 기준변수로 측정하였다. 소득은 월간 가구 소득이며 본 분석에서는 로그값으로 변환하여 활용하였다. 결혼 여부는 기혼, 미혼, 이혼으로 구성하였으며, 기혼을 기준변수로 활용하였다.

④ 분석 방법

수집된 자료는 통계프로그램 STATA 18.0을 이용하여 다음과 같은 방법으로 분석하였다. 첫째, 종속변수인 은둔과 본 연구에서 보고자 하는 변수들에 대한 기술통계를 실시하였다. 먼저 은둔의 여부에 영향을 줄 것으로 예상되는 기술통계

를 실시하였고, 이후에 각 주요 변수들 간의 상관관계 분석을 통하여 다중공선성이 있는지를 파악하고자 하였다.

둘째, 은둔 여부의 영향을 미치는 요인을 분석하기 위하여 회소사건 이항로지스틱회귀분석을 실시하였다. 종속변인 은둔의 여부는 0과 1을 갖는 이분 변수로 일반적으로 이항 로지스틱회귀분석이 적절하다. 로지스틱회귀분석은 종속변수가 연속 변수가 아닌 이항 또는 이분변수(Binary or Dichotomous Variable)일 때 사용되고, 종속변수인 로그오즈(로짓)에 설명변수를 투입하는 분석이다(Long, 1977). 하지만, 본 연구에서는 전체 분석 대상 중 은둔 여부의 비율이 1인 가구의 경우 1.15%, 다인 가구의 경우 1.55%로 매우 적은 수를 차지하고 있다. 이런 경우 이항 로지스틱회귀분석보다는 회소사건 이항 로지스틱 회귀분석(Firth Logistic Regression)이 더 적절한데, 회소사건에 일반적인 최대우도 추정법을 적용한다면 계수추정에 편향이 발생하여 예측확률이 과소추정되는 경향을 가진다. 회소사건 로지스틱 회귀분석의 기본 전제는 분석 단위가 커짐에 따라 0의 비율이 증가할 때 발생할 수 있는 최대우도추정의 오류를 해결하기 위함인데, 첫 번째 항의 편향을 상쇄하기 위한 항을 추가하여 더 효과적인 함수로 계산하고자 하였다(Firth, 1993). 그러므로 사건이 발생할 확률을 산출 시 오류 발생을 줄여줄 수 있는 회소사건 이항로지스틱 회귀분석방법으로 분석하였다(King & Zeng, 2001).

4. 결 과

1) 기술통계

본 연구 대상자의 일반적 특성을 파악하고자 청

년 1인 가구와 다인 가구를 각각 빈도분석과 기술 통계분석을 실시하여 <표 2>에 제시하였다. 1인 가구의 남성은 2,758명, 여성은 2,597명이었으며, 다인 가구의 청년의 일반적 특성은, 여성이 4,377명(45.94%), 남성 5,151명(54.06%)로 남성 비중이 더 높았다. 두 집단 간 통계적 차이를 보였다 ($\chi^2=42.540, p<0.001$). 1인 가구의 만 나이는 19~24세가 2,204명(41.25%) 30~34세가 1,914명(35.82%)으로 확인되었으며, 다인 가구의 경우 19~24세 4,913명(52.6%), 25~29세 2,544명(27.24%), 30~34세 1,883명 (20.16%)으로 나타나 두 집단 간 통계적 차이를 보였다($\chi^2=185.144, p<0.001$).

<표 2> 주요 변수의 기술통계

변수명		1인 가구(N=5,343)		다인 가구(N=9,340)		χ^2/F
		N	%	N	%	
성별	남	2,758	51.50	4,377	45.94	42.540***
	여	2,597	48.50	5,151	54.06	
연령(만)	19~24세	2,204	41.25	4,913	52.60	185.144***
	25세~29세	1,914	35.82	2,544	27.24	
	30세~34세	1,225	22.93	1,883	20.16	
거주 지역	수도권	1,670	31.26	3,157	33.80	9.976***
	비수도권	3,673	68.74	6,183	66.20	
교육 수준	고졸 이하	641	12.00	1,065	11.40	61.921***
	초대졸 이상	800	14.97	1,542	16.51	
	4년제 대학교 졸업 이상	3,615	67.66	6,461	69.18	
	대학원 이상	287	5.37	272	2.91	
결혼 여부	기혼	58	1.09	1,428	15.29	760.677***
	미혼	5,225	97.79	7,856	84.11	
	이혼	60	1.12	56	0.60	
번아웃 경험	있음	1,794	33.58	2,982	31.93	4.213*
	없음	3,549	66.42	6,358	68.07	
은둔 여부	있음	61	1.14	145	1.55	4.146*
	없음	5,282	98.86	9,195	98.45	
변수명		mean	S.D.	mean	S.D.	t
우울 수준		1.322	.444	1.293	.409	4.022***
주관적 건강 수준		2.422	.781	2.392	.7935	2.248*
소득 불평등 인식		6.877	1.675	6.920	1.632	-1.525
소득 계층 인식		2.692	.751	2.799	.716	-8.568***
미래 실현 가능성 인식		2.016	.355	2.022	.3484	-0.959
가구 소득 (단위: 만원)	평균	211.35		536.98		-66.559***
	100미만	18.64	18.64	453	4.85	
	100이상~200미만	1,278	23.92	375	4.01	
	200이상~300미만	1,817	34.01	975	10.44	
	300이상~400미만	859	16.08	1,171	12.54	
	400이상~500미만	241	4.51	1,356	14.52	
	500이상	152	2.84	5,010	53.64	

거주 지역은 1인 가구의 경우 수도권 1,670명 비수도권은 3,673명으로 비수도권이 높은 비중을 차지하고 있었으며, 다인 가구의 경우 거주 지역은 수도권 3,157명(33.8%), 비수도권 6,183명(66.2%)로 비수도권이 약 2배 많은 비중을 차지하였으며, 두 집단 간 통계적 차이를 보였다($\chi^2=9.976$, $P<0.001$).

교육 수준은 1인 가구의 경우 고졸이하 641명(12%), 초대졸이상 800명(14.97%), 4년제 대학교 졸업 이상 3,615명(67.66%), 대학원 이상 287명(5.37%)로 4년제 대학교 이상이 압도적으로 높은 비중을 차지하였고 다인 가구 역시 교육 수준은 고등학교 졸업 이하 1,065명(11.4%), 전문대졸 이상 1,542명(16.51%), 4년제 대학교 졸업 이상 6,461명(69.18%), 대학원 이상 272명(2.91%)로 나타나, 집단 간 통계적 차이가 유의미했다($\chi^2=61.921$, $p<0.001$).

결혼 여부 역시 1인 가구 기혼 58명, 미혼 5,225명, 이혼 60명으로 미혼이 97%를 차지하였으며 다인 가구는 기혼이 1,428명(15.29%), 미혼 7,856명(84.11%), 이혼 56명(0.6%)로 기혼이 비교적 높은 비중을 차지하고 있으며 집단 간 차이가 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다($\chi^2=760.677$, $p<0.001$).

번아웃 경험은 1인 가구의 경우 '있음'이 1,794명(33.58%), '없음'이 3,549명(66.42%)로 약 2배 가까이 차이를 보였으며, 다인 가구 역시 번아웃 경험은 '있음'이 2,982명(31.93%), '없음'이 6,358명(68.07%)으로 나타나 이 역시도 2배 가까이 차이나는 것으로 나타났다. 두 집단 간 통계적 차이가 있는 것으로 나타났다($\chi^2=4.213$, $p<0.05$).

현재 은둔 상태에 있다고 응답한 사람은 1인 가구 집단의 경우 은둔 상태는 61명(1.14%), 비은둔상태는 5,282명(98.86%)이었으며, 다인 가구 집단의 경우 은둔 상태에 있다고 응답한 사람이 145

명(1.55%), 비은둔이 9,195명(98.45%)로 집계되었으며, 두 집단 간 통계적 차이가 나타났다($\chi^2=4.146$, $p<0.05$).

PHQ-9으로 측정된 우울 수준은 1인 가구 집단에서 평균 1.322점(표준편차 0.444)으로 다인 가구 집단(평균 1.293, 표준편차 0.409)보다 통계적으로 높게 보고되었다($t=4.022$, $p<0.001$). 주관적 건강 수준은 1인 가구 집단의 경우 평균 2.422점(표준편차 0.781)으로, 다인 가구 평균 2.392점(표준편차 0.794)보다 주관적 건강이 나쁘다고 인식하는 점수가 통계적으로 높게 나타났다($t=2.248$, $p<0.05$).

소득 불평등 인식은 1인 가구는 평균 2.692, 표준편차 1.675, 다인 가구는 소득 불평등 인식은 6.92(표준편차 1.632)으로 나타났으며, 통계적으로 차이를 보이지 않았다. 1인 가구 집단의 소득계층인식 평균은 2.692(표준편차 0.751), 다인 가구 집단의 평균은 2.799(표준편차 0.716)으로 1인 가구 집단의 평균이 통계적으로 낮게 나타났다($t=-8.568$, $p<0.001$). 미래 실현 가능성 인식은 1인 가구 집단 평균 2.016(표준편차 0.355)으로 나타났으며, 다인 가구 집단의 평균 2.022(표준편차 0.348)으로 나타났으며, 통계적으로는 평균 차이를 보이지 않았다.

가구 소득은 1인 가구 집단 평균은 211.35만원이었으며, 다인 가구 집단 평균은 536.98만원으로 통계적으로 다인 가구 집단 평균이 높은 것으로 나타났다($t=-66.559$, $p<0.001$).

2) 상관관계 분석

주요 변수 간 상관관계는 다음 <표 3>과 같다. 각 변수 간의 다중공선성을 확인하기 위해 상관관계 분석을 진행하였으며, 1인 가구 집단의 경우 소득 불평등 인식과 은둔 상태, 미래 실현 가능성

<표 3> 상관관계 분석

	1		2		3		4		5		6	
	1인	다인	1인	다인	1인	다인	1인	다인	1인	다인	1인	다인
2	0.4466***	0.4289***										
3	0.3034***	0.2829***	0.3801***	0.3829***								
4	0.1431***	0.1077***	0.1318***	0.1131***	0.0744***	0.0596***						
5	-0.0695***	-0.0705***	-0.1324***	-0.1438***	-0.1119***	-0.1147***	-0.1437***	-0.1411***				
6	-0.0415**	-0.0605***	-0.0878***	-0.1224***	-0.1139***	-0.1394***	-0.0797***	-0.0496***	0.2034***	0.1826***		
7	0.0654***	0.0645***	0.1023***	0.1145***	0.0795***	0.0765***	0.0174	0.0343***	-0.0356**	-0.059***	-0.0149	-0.0676***

1. 번아웃경험, 2. 우울수준, 3. 주관적건강수준, 4. 소득불평등인식, 5. 소득계층인식, 6. 미래실현 가능성 인식, 7. 은둔여부

인식과 은둔 상태의 상관관계가 통계적으로 유의미한 수준이 아니었으며, 다인 가구 집단의 경우 모든 변수 간 상관관계가 있음을 확인하였다.

통계적으로 유의미한 변수들간 상관계수는 절대값이 .0343~.4466의 범위로 0.6미만으로 나타나 각 변수 간의 다중공선성의 문제가 없는 것을 확인하였다.

3) 회소사건 로지스틱회귀분석(은둔의 영향 요인)

회소사건 로지스틱 회귀분석을 이용하여 청년의 은둔 상태와 관련된 요인을 1인 가구 집단과 다인 가구 집단으로 나누어 분석하였으며, 그 결과는 <표 4>에 제시하였다. 그 결과, 두 집단 간 은둔 상태와 유의한 관계성을 보이는 요인이 상이하게 나타났다.

먼저 1인 가구 집단에 대한 회소사건 로지스틱 회귀분석의 통계적 유의성을 검증한 결과 은둔 상태와 관계성이 있는 요인으로는 거주 지역, 가구 소득, 우울 수준, 주관적 건강 수준, 소득 계층 인식으로 나타났다. 거주 지역은 수도권에 거주하는 청년은 비수도권에 거주하는 청년보다 은둔이 될 가능성이 47%가량 낮아졌으며(OR=0.529, p<0.05), 가구 소득이 높을수록 은둔 가능성이 약 21% 낮아짐(OR=0.787, p<0.001), 우울 수준이 높을수록 은둔 가능성이 약 7%가량 증가하는 것으로 나

타났다(OR=1.077, p<0.01). 주관적 건강 수준이 나쁘다고 인식할수록 은둔 가능성이 약 72% 증가하는 경향을 보인다(OR=1.721, p<0.01). 소득 계층 인식이 상층이라고 인식할수록 은둔 가능성은 약 32% 가량 감소하는 것으로 나타났다(OR=0.686, p<0.05).

다음으로, 다인 가구 집단에서 청년의 은둔 상태와 관계성이 있는 요인으로는 성별, 연령(25~29세), 교육 수준(초대졸, 대졸), 가구 소득, 우울 수준, 번아웃 경험, 주관적 건강 수준, 미래 실현 가능성 인식으로 나타났다. 성별은 남성일 경우 여성에 비해 은둔 가능성이 약 33% 낮아졌으며(OR=0.663, p<0.05), 연령은 만 19세~24세에 비해 25~29세에 해당하는 집단일수록 은둔 가능성이 약 47% 통계적으로 증가하는 것으로 나타났다(OR=1.474, p<0.05). 교육 수준은 고졸에 비해 초대졸일 경우 은둔 가능성이 약 66% 감소하는 경향이 있었고(OR=0.347, p<0.001), 고졸에 비해 대졸일 경우 약 60% 감소하는 경향을 보였다(OR=0.408, p<0.001). 가구 소득이 증가할수록 은둔 가능성이 약 19% 감소하였다(OR=0.816, p<0.05).

우울 수준이 증가할수록 은둔 가능성이 약 8% 증가하였고, 번아웃 경험이 있는 경우가 그렇지 않은 경우보다 약 64% 증가하는 경향을 보였으며(OR=1.081, p<0.001), 주관적 건강 수준이 나쁘다고 인식할수록 약 42%가량 증가하였다(OR=1.419,

<표 4> 청년의 은둔 영향 요인 분석

구분	변수명	1인 가구			다인 가구		
		OR	S.E.	[95% C.I.]	OR	S.E.	[95% C.I.]
개인적 요인	성별(ref. 여자) 남자	1.276	0.345	[0.751, 2.169]	0.663*	0.117	[0.469, 0.937]
	연령(ref. 19~24세) 25세~29세	1.466	0.472	[0.780, 2.755]	1.474*	0.286	[1.007, 2.156]
	30세~34세	1.498	0.595	[0.688, 3.262]	1.159	0.303	[0.695, 1.934]
	거주 지역(ref. 비수도권) 수도권	0.529*	0.143	[0.311, 0.898]	1.025	0.184	[0.722, 1.456]
	교육 수준(ref. 고졸) 초대졸	1.547	0.910	[0.488, 4.900]	0.347***	0.098	[0.199, 0.605]
	대졸	1.665	0.882	[0.589, 4.703]	0.408***	0.085	[0.271, 0.615]
	대학원졸	0.587	0.572	[0.087, 3.963]	0.379	0.220	[0.122, 1.181]
	결혼 여부(ref. 기혼) 미혼	0.974	1.419	[0.056, 16.930]	1.413	0.411	[0.799, 2.499]
	이혼	3.159	5.056	[0.137, 72.733]	0.205	0.302	[0.011, 3.680]
가구 소득(ln)	0.787***	0.031	[0.728, 0.850]	0.816*	0.074	[0.683, 0.974]	
건강요인	우울 수준	1.077**	0.025	[1.029, 1.128]	1.081***	0.018	[1.046, 1.117]
	번아웃 경험	1.514	0.460	[0.835, 2.745]	1.639**	0.311	[1.129, 2.377]
	주관적 건강 수준	1.721**	0.302	[1.220, 2.426]	1.419**	0.161	[1.137, 1.772]
사회적 인식	소득 불평등 인식	0.987	0.080	[0.843, 1.156]	1.068	0.055	[0.965, 1.181]
	소득 계층 인식	0.686*	0.123	[0.483, 0.975]	0.858	0.105	[0.675, 1.090]
	미래 실현 가능성 인식	0.955	0.333	[0.483, 1.890]	0.513**	0.111	[0.335, 0.785]
Wald χ^2		104.24			190.91		
Penalized log likelihood		-257.6733			-631.67725		

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

$p < 0.01$). 미래 실현 가능성이 좋다고 인식할수록 은둔 가능성이 약 50% 감소하는 것으로 나타났다(OR=0.513, $p < 0.05$).

이러한 결과에서 흥미로운 사실은 1인 가구 집단 청년과 다인 가구 집단의 청년 각각과 은둔과의 관계성이 있는 요인들이 다소 달랐다는 점이다. 특히나 건강 요인에서도 다인 가구에서는 통계적으로 연관성이 있는 번아웃 경험이 1인 가구의 경우 통계적으로 유의미한 결과를 보이지 않았고, 사회적 인식에서도 1인 가구의 경우 소득 계층 인식이 은둔과 관계성이 있었으나, 다인 가구의 경우 미래 실현 가능성 인식만이 은둔 상태와 연관

성이 있음을 확인할 수 있었다. 즉, 1인 가구와 다인 가구라는 가구의 특성이 은둔과의 관계성이 있는 요인이 다르다는 점을 확인할 수 있었다.

5. 논의 및 제언

본 연구에서는 1인 가구와 다인 가구 집단으로 나누어 청년의 은둔 상태와 관련된 요인을 분석하였으며, 그 요인을 개인, 건강, 사회적 인식 요인으로 나누어 살펴보았다. 그 결과는 다음과 같다.

첫째, 개인적 요인에서는 1인 가구의 경우 거주

지역, 소득, 다인 가구의 경우 연령(25~29세), 교육 수준(전문대졸, 대학교 졸)이 은둔과 연관성이 있는 것으로 나타났다. 흥미로운 점은 거주 지역이 수도권에 거주하는 청년이 비수도권에 거주하는 청년보다 은둔 가능성이 낮은 것으로 나타났다는 점이다. 이는 수도권의 다양한 사회적 기회, 서비스 접근성, 취업 가능성이 높은 환경이라는 점에서 이해될 수 있으며, 서울과 같은 대도시에 거주하는 청년들이 더 활발한 사회적 네트워크를 유지하는 경향을 보여주었다(노혜진, 2018). 또한, 가족과 함께 거주하는 25~29세 청년의 경우 이 시기에 취업시장의 진입, 경력 형성 등으로 인해 스트레스와 과도한 책임감과 생애주기에 따른 과업의 실패에 따른 좌절감이 은둔 위험도를 증가시키는 것으로 확인되었다(김진영, 2025). 교육 수준 역시 교육이 더 많은 경제적, 사회적 자원을 제공하며, 사회적 자립 기반을 확충하는 중요한 요소로 작용한다는 점에서 중요하게 보아야 하는 요소이다. 특히, 청년 1인 가구의 높은 사회적 관계와 고소득과의 연관성이 있는 연구가 이를 뒷받침한다고 볼 수 있다(김진영, 2025).

특히 두 집단 모두에서 가구 소득 수준이 높을수록 은둔 가능성이 낮아졌는데, 이는 경제적 자원이 사회적 활동과 자기실현의 기회를 제공한다는 기존 연구 결과와 일치한다. 특히 1인 가구의 경우 청년의 가구 소득이 낮을수록 기본적인 생활 안정성 자체가 위협을 받으므로 은둔에 취약할 수 있음을 보여준다(Kawachi & Berkman, 2001). 이는 은둔이 단순히 심리적 요인뿐만 아니라 사회구조적 문제와도 맞닿아 있음을 보여준다.

둘째, 건강 요인에서는 1인 가구 집단과 다인 가구 집단 모두 우울 수준과 주관적 건강 수준이 은둔과 밀접한 연관성을 보였다. 이는 우울 수준은 사회적 회피와 직결되며, 주관적 건강이 나쁘다고 인식할수록 은둔 가능성이 높아진다는 선행

연구와도 유사한 결과이다(이수비 외, 2022; Kato et al., 2019).

반면, 번아웃 경험은 1인 가구에 있어서 은둔과 유의미한 연관성이 없었지만, 다인 가구의 청년의 경우 은둔과 유의미한 관계성이 있었는데, 이는 기존 1인 가구가 고립, 은둔에 더욱 취약하다는 선행연구(김아래미 외, 2025; 김진희, 2024; 변금선, 김정숙, 2024)와는 상반된 결과로 나타났다. 이는 세 가지 차원에서 해석될 수 있다. 첫째, 1인 가구의 청년의 상당 수는 학업이나 직장 등의 이유로 부모로부터 분가한 경우로, 이들은 부모로부터 완전한 경제적 독립에 이르지 않았더라도 생애 주기상 어느 정도 독립적으로 생활을 준비한 집단으로 볼 수 있다(이명진 외, 2014). 이들은 번아웃을 경험하더라도 부모를 비롯한 외부 자원에 대한 접근 가능성이 상대적으로 확보되어 있어, 번아웃이 곧바로 은둔으로 이어지지 않았을 가능성이 있다. 둘째, 다인 가구에서는 가족 내 갈등이나 부정적 정서가 가족단위의 소진(Family Burnout)으로 확장될 수 있음을 밝힌 기존 연구(Franza, 2019)에 비추어 볼 때, 번아웃의 성격 자체가 1인 가구와 다르게 작동할 수 있음을 시사한다. 실제로 가정 내 언어적 폭력이나 정서적 학대가 청년의 건강한 대인관계 형성을 방해하고 사회적 은둔 가능성을 보인다는 연구 결과가 보고된 바 있다(노가빈 외, 2021). 셋째, 일부 청년은 초기에 1인 가구로 독립했으나 대인관계의 어려움, 불안정한 노동환경 등의 이유로 번아웃을 경험하면서 더 이상 1인 가구를 유지하지 못하고 다시 가족과 함께 거주하게 되는 재동거 형태를 보인다고(노가빈 외, 2021). 이러한 과정에서 가족에게 의존하는 새로운 고립유형이 형성되면서(피앰아이, 2022), 번아웃이 특히 다인 가구 청년의 은둔과 유의미한 관련성을 나타낼 수 있다.

셋째, 사회적 불평등 인식 요인에서 1인 가구 집

단의 경우 소득 계층 인식이, 다인 가구 집단의 경우 미래 실현 가능성 인식이 은둔 상태와 관련이 있었다. 이는 사회적 위치에 대한 인식과 미래 전망이 청년의 사회적 참여 동기를 다르게 규정함을 시사한다고 볼 수 있다. 이는 청년 1인 가구의 경우, 자신을 낮은 계층으로 인식할수록 사회적 낙인과 열등감으로 은둔 경향이 강화된다는 기존 연구(최아영, 2022)를 통해 나타난 계층의식과 사회참여 간 관계를 지지하는 것으로 나타났다. 청년 다인 가구는 미래 실현 인식이 가능하다고 인식할수록 은둔 가능성이 낮아졌는데, 이는 청년이 취업 실패와 진학 실패 등으로 미래를 비관적으로 인식하는 것이 사회적 고립과 은둔으로 이어짐을 보여준 연구(정하림, 김진연, 2023; 유민상, 신동훈, 2021)와도 일맥상통했다. 이는 장기적 목표와 희망이 사회적 고립, 은둔을 예방하는 보호 요인으로 작용함을 의미한다. 특히 청년 1인 가구의 경우에는 구조적 취약성이 더욱 두드러졌으며, 청년 다인 가구는 심리적, 사회적 압박 요인이 더 큰 연관성이 있는 것으로 나타났다.

이러한 연구 결과는 1인 가구와 다인 가구 청년이 은둔에 이르게 되는 경로가 상이하다는 점을 보여주며, 가구 형태에 따른 맞춤형 정책 개입이 필요함을 시사한다.

먼저 1인 가구 청년의 경우, 무엇보다 은둔 조기 발굴과 적극적인 아웃리치 서비스 강화, 생활 안정성 보장, 사회적 관계망 회복이 요구된다. 은둔 위험군을 조기에 발견하고 맞춤형 개입으로 연결하기 위해서는 단순한 상담 제공을 넘어선 다층적 서비스가 필요하다. 일본의 히키코모리 지역지원 센터는 보건·복지·고용 서비스를 통합적으로 제공하며, 초기 접촉이 어려운 청년을 대상으로 방문형 상담과 자립훈련을 동시에 지원하고 있다. 이러한 사례를 고려할 때, 국내에서도 비대면 상담, 방문형 건강·심리지원 서비스, 주거·생계 지

원과 연계된 사례관리 체계를 강화할 필요가 있다. 특히 스스로 기관 접근이 어려운 청년을 위해 찾아가는 상담팀이나 이동형 커뮤니티 버스와 같은 아웃리치 모델을 제도화하고, 지역사회 내 자조 모임과 커뮤니티 기반 사회참여 프로그램을 활성화함으로써 은둔 청년이 점진적으로 소속감과 사회적 관계를 회복할 수 있도록 지원해야 한다. 현재 보건복지부의 ‘청년마음건강마우치’와 ‘청년미래센터’가 심리상담, 자조 모임, 사회참여 활동 등을 지원하는 원스톱 서비스를 운영하고 있으나, 이는 개인 단위 심리지원에 집중되어 있어 생활 안정성 확보나 지역사회 기반 관계망 회복에는 한계가 있다. 따라서 기존 제도를 보완하여 아웃리치 서비스, 생활 지원 연계 사례관리, 지역사회 커뮤니티 활성화를 확대할 필요가 있다.

반면 다인 가구 청년은 학업·취업 등 다양한 역할 부담 속에서 심리적 소진을 경험하기 쉬우므로, 이들을 대상으로 한 정책은 무엇보다 번아웃 예방과 회복 지원에 초점을 맞추어야 한다. 우선 대학 상담센터와 고용복지센터를 연계한 집단 상담 및 스트레스 관리 프로그램을 체계적으로 확충하여, 학업 실패나 취업 좌절로 인한 심리적 부담을 완화할 필요가 있다. 해외 대학에서 운영되는 ‘멘탈헬스 주간(Mental Health Week)’과 같은 번아웃 예방 프로그램은 국내 대학과 고용센터에서 벤치마킹할 수 있는 유용한 모델이 될 수 있다. 더 나아가 대학 내 마음건강 관리 체계를 정례화하고, 표준화된 은둔 위험군 선별 도구와 상담 연계 시스템을 구축하여 조기 발견과 개입이 가능하도록 해야 한다. 또한 지역사회 정신건강복지센터와 청소년·청년상담복지센터를 통해 역할 부담 완화, 진로 설계, 시간 관리 등을 다루는 맞춤형 프로그램을 제공함으로써, 다인 가구 청년이 심리적 소진에서 회복하고 사회적 참여를 지속할 수 있도록 지원할 필요가 있다.

본 연구는 기존의 은둔이 개인적이고 심리적 측면에서만 국한하여 논의되었던 부분을 사회구조적 측면까지 확대했다는 데 중요한 의의를 지닌다고 볼 수 있다. 다시 말해, 청년의 은둔 현상이 단순히 개인의 심리적 특성에 국한되는 것이 아니라, 경제적 자원, 건강 상태, 사회적 인식이라는 복합적으로 작용한 결과임을 보여준다. 정리하자면, 청년의 은둔 현상은 심리사회적모델에 따라 개인적 요인만이 아닌 다차원적인 사회구조적 문제들과 결합한 복합적인 원인이 있음을 인식하는 것이 필요하며, 이러한 점은 관련 개입을 위한 기초자료로 활용될 수 있을 뿐 아니라 청년 은둔의 특징을 파악하는데 큰 의의가 있다고 할 수 있겠다. 앞서 선행연구에서도 살펴보았듯이 NEET 청년의 증가, 은둔·고립 청년의 증가는 경제인구 감소로 인한 국가의 경제적으로도 큰 손실을 가지고 올 수 있다는 점에서도 괄목할 만한 시의적절한 연구임에는 분명하다.

하지만 본 연구에도 한계점이 존재한다. 첫째, 본 연구는 2022년 단일년도의 자료를 활용하였다는 점에서 변수들 간의 시간적 인과관계를 배제할 수 없다. 특히 우울, 주관적 건강과 은둔의 인과관계는 단순한 상관 수준에서 해석될 가능성이 크므로, 향후 연구에서는 중단연구를 통해 시간의 변화에 따른 영향 요인을 보다 명확히 규명할 필요가 있다.

둘째, 본 연구는 2차 자료를 활용하였기 때문에

‘은둔’이라는 현상의 정성적 측면과 심각도를 충분히 반영하지 못했다는 제한점이 있다. 또한 사회 구조적 요인 중 일부만을 포함하였으며, 다양한 차원의 구조적 변수들을 포괄적으로 고려하지 못했다는 점에서 해석의 폭이 제한될 수 있다.

셋째, 1인 가구와 다인 가구의 집단을 구분하여 분석함으로써 의미 있는 차이를 확인하였으나, 가구 유형의 상호작용 효과를 포함하지 못했다. 상호작용 분석을 추가했다면 두 집단 간 차이를 보다 정교하게 파악할 수 있었을 것이며, 이는 후속 연구에서 보완될 필요가 있다.

넷째, 은둔 상태와 사회적 지지는 밀접하게 관련된 요인이나, 본 연구 주체의 초점과는 거리가 있어 본 연구에서는 포함시키지 않아 본 연구의 한계로 남는다. 향후 연구에서는 사회적 지지를 다차원적으로 측정하고 분석 모형에 포함하여 규명할 필요가 있다. 더불어 사회적 불평등 인식 개념을 사회적 배제, 차별 경험, 사회적 신뢰 등으로 개념적 범위를 확장하여 다각도로 검토할 필요가 있다.

마지막으로, 분석 자료는 모집단 대표성을 확보하도록 설계되었으나, 본 연구에서는 가중치 적용이 이루어지지 않았다. 이는 종속변수 사례 수가 상대적으로 적어 가중치를 적용한 통계 모형을 활용하기 어려웠기 때문이다. 따라서, 후속 연구에서 가중치를 활용한 통계 기법을 적용함으로써 추정치의 정확성을 높이고 연구 결과의 일반화 가능성을 강화할 필요가 있다.

참 고 문 헌

- 강유진 (2019). 1인가구 우울과 관련요인: 연령집단 별 비교를 중심으로. <생애학회지>, 9(1), 1-19
- 곽미선 · 박지영 (2024). 사회적 고립 및 은둔의 국내 연구 동향 분석: 청년을 중심으로. <청소년학연구>, 3(8), 195-218.
- 관계부처 합동 (2023). <고립·은둔 청년 지원 방안>. 세종: 보건복지부.

- 국민조정실. “2024년 ‘청년의 삶 실태조사’ 결과 발표”. 2025.03.11. 국무조정실 보도자료.
- 국민통합위원회. “국민통합위 『청년 1인가구 대응』 특위 정책제안 발표”. 2024.04.05. 국민통합위원회 보도자료.
- 김도형·박승규 (2021). <전라남도 은둔형 청·장년층 실태조사 및 지원방안 마련을 위한 기초연구>. 한국지방행정연구원.
- 김비오 (2019). 청년가구의 주거빈곤에 영향을 미치는 요인에 관한 연구. <보건사회연구>, 39(3), 408-436.
- 김성아 (2022). 고립의 사회적 비용과 사회정책에의 함의. <보건복지포럼>, 305(0), 74-86.
- 김성아 (2023). 고립·은둔 청년 현황과 지원방안. <보건복지포럼>, 319(0), 6-20.
- 김성아·김문길·임덕영·노혜진·노현주 (2023). <고립·은둔 청년 실태조사 연구>. 세종: 보건복지부. 세종: 한국보건사회연구원.
- 김아람·김주희·김진원 (2024). 고졸 비진학·미취업 청년의 삶의 유형과 특징: 진로 관련 일상생활을 중심으로. <한국청소년연구>, 35(1), 5-33.
- 김아래미·이해님·노혜진 (2025). 청년 사회적 고립의 유형화와 영향요인. <사회복지정책>, 52(1), 187-218.
- 김재희·박은규 (2016). 청년의 성인초기 발달과업 성취유형이 사회적 고립감에 미치는 영향. <한국청소년연구>, 27(3), 257-284.
- Holt-Lunstad, J. (2020). Social Isolation and Health. Health Affairs Health Policy Brief. DOI: 10.1377/hpb20200622.253235 한국청소년정책연구원.
- 김정숙·강영배 (2017). <20대 청년들의 사회활동 실태 및 지원방안 연구>. 세종: 한국청소년정책연구원.
- 김정인 (2023). 청년의 사회적 고립에 관한 연구: 사회적 자본, 경제적 안정성, 상대적 박탈감을 중심으로. <한국행정논집>, 35(3), 315-337. <https://doi.org/10.21888/KPAQ.2023.9.35.3.315>
- 김진숙 (2023). 은둔형 외톨이의 자활경험에 대한 해석학적 현상학 연구. <생명연구>, 29, 123-148.
- 김진영 (2025). 1인 가구 여부와 우울의 관계는 연령에 따라 차별적인가?: 소득, 친분관계 만족도, 가족관계만족도의 역할. <한국보건사회연구>, 45(2), 25-46.
- 김진현 (2021). 청년이 인식하는 소득불평등이 우울에 미치는 영향: 사회자본의 매개효과. <한국보건사회연구>, 41(2), 83-100.
- 김진희 (2024). 외로움과 사회적 고립: 정신건강상태에 따른 유형분석. <한국과 세계>, 6(6), 527-51.
- 김혜원 (2022). 은둔형 외톨이 청년들의 특성 및 은둔 경험 분석. <청소년학연구>, 29(10), 1-32. 10.21509/KJYS.2022.10.29.10.1
- 김혜원 (2023). <고립·은둔 청소년 이해 및 지원사업 추진방향>. 서울: 여성가족부. 세종: 한국청소년정책연구원 청소년정책분석평가센터.
- 김혜원·조현주·김연옥·김진희·윤진희·차예린·한원건 (2021). 은둔형 외톨이: 가족, 사회, 자신을 위한 희망 안내서. 학지사.
- 노가빈·이소민·김제희 (2021). 청년 은둔형 외톨이의 경험과 발생원인에 대한 분석. <한국사회복지학>, 73(1), 57-81.
- 노혜진 (2018). 청년 1인가구의 사회적 관계. <보건사회연구>, 38(2), 71-102.
- 류주연·성기욱·김수진 (2023). 청년은 어떻게 사회적으로 고립되는가?. <사회과학연구>, 34(3), 47-7.
- 민기채 (2023). 은둔형 외톨이 지원 조례 비교 연구. <대구경북연구>, 22(2), 131-166.

- 박민진 · 김성아 (2022). 1인가구의 외로움과 사회적 고립 및 정신건강 문제의 특성과 유형: 서울시 1인가구 중심으
로. <보건사회연구>, 42(4), 127-141. <https://doi.org/10.15709/hswr.202242.4.127>
- 박세훈 · 배서운 (2024). 청년의 은둔기간, 지각된 사회적 불평등 및 불신이 우울에 미치는 영향: 사회적 지지의
조절된 매개효과. <한국산학기술학회논문지>, 25(10), 354-362. 10.5762/KAIS.2024.2510.354
- 박태인 (2025). “2년 사이 ‘은둔형 외톨이’ 2배로…결혼·출산 의향도 크게 줄어”. 중앙일보. 2025.08.11.
<https://www.joongang.co.kr/article/25319858>
- 박희진 · 황정원 (2015). 개인 및 대학특성이 대학생활을 통해 형성하는 사회자본에 미치는 영향과 그 효과: 대행할
적응과 소속감을 중심으로. <한국교육>, 42(2), 109-139.
- 변금선 · 김정숙 (2024). 청년의 외로움과 사회적 고립 유형, 정신건강의 관계: 서울 청년의 이주 경험 차이 중심으
로. <사회복지정책>, 51(3), 67-108.
- 보건복지부 (2024. 8. 14). 청년미래센터에서 가족돌봄, 고립, 은둔청년 전담지원 서비스를 시작합니다 [보도자료].
https://www.mohw.go.kr/board.es?mid=a10503000000&bid=0027&list_no=1482747&act=view&
- 사이토 · 타마키 (2012). 은둔형 외톨이: 그 이해와 치유법 (김경란 & 김혜경, 역). 파워북. (원저 발행 2002년,
『「ひきこもり」救出マニュアル』, PHP연구소).
- 상종열 · 양혜정 (2024). 30대 청년 1인 가구 은둔형 외톨이가 체험한 생활세계에 관한 해석학적 현상학 연구.<질적
탐구>, 10(4), 187-217.
- 서울특별시 (2022). 서울시 고립·은둔 청년 실태조사 결과 보고서. 서울특별시.
- 서울특별시 청년몽땅정보통 (2023). 은둔 청년 지원 정책. Retrieved from
https://youth.seoul.go.kr/youthConts.do?key=2310100062&sc_pbancSeCd=008&sc_bbsStngSn=2212200001&sc_bbsCtgrYn=2310200007&sc_qnaCtgrYCd=&sc_faqCtgrYCd=013
- 서윤정 · 윤주영 · 박한나 (2023). 고독사 위험집단의 유형과 특성 비교인천시 1인 가구를 중심으로. <장기요양연
구>, 11(2), 5-28. 10.32928/TJLTC.11.2.1
- 송나경 (2020). 1인 가구의 세대별 특성과 우울 영향. <인문사회 21>, 11(4), 405-420.
- 여유진 (2020). 물질적 박탈이 우울에 미치는 영향: 생애주기별·박탈영역별 효과를 중심으로. <보건사회연구>,
40(2), 60-84.
- 염희정 · 한창근 (2022). 사회적지지와 청년의 우울에 미치는 영향: 성별의 조절효과 검증. <사회복지연구>, 53(4),
5-32.
- 오유경 · 박희진 (2025). 은둔 청년의 우울에 영향을 미치는 요인 탐색: 은둔 초기와 중기 이후의 비교분석. <청소년
문화포럼>, 133-170.
- 유민상 · 신동훈 · 이민정 (2021). 청년의 사회적 고립 실태 및 지원 방안 연구. 한국청소년정책연구원 연구보고서,
연구보고 21-R07, 1-558. 한국청소년정책연구원.
- 윤철경 · 서보람 (2020.8.25). 은둔형 외톨이 현황과 제도적 지원의 정립 [발표자료]. 서울시 은둔형 외톨이현황과
지원방안 토론회, 서울.
- 이명진 · 최유정 · 이상수 (2014). 1인가구의 현황과 사회적 함의에 관한 탐색적 연구. <사회과학연구>, 27(1),
229-252.

- 이소정 · 정경희 · 이은진 · 손병돈 · 이미숙 · 홍백의 (2008). 노년기 사회경제적 불평등의 다차원적 구조분석. 한국보건사회연구원.
- 이수비 · 신예림 · 윤명숙 (2022). 청년의 상대적 박탈감이 자살에 미치는 영향: 미래전망과 사회적 고립의 순차적 매개효과. <보건사회연구>, 42(2), 369-389. <https://doi.org/10.15709/hswr.2022.42.2.369>
- 이수비 · 전예빈 (2023). 청년의 고립에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 수도권과 비수도권 청년 비교. <위클리 이론과 실천>, 19(6), 125-141.
- 이수진 · 김향란 (2023). 청년 1인 가구의 건강 관련 삶의 질 영향요인: 회복탄력성의 매개효과를 중심으로. *Journal of Korean Biological Nursing Science*>, 25(3), 160-171.
- 이우진 (2018). 한국의 소득 및 자산의 불평등: 현황과 과제. <정부학연구>, 24(2), 29-59. <https://doi.org/10.19067/jgs.2018.24.2.29>
- 이혜일 · 나기희 (2025). 고립 · 은둔 청년의 특성과 정신건강. <한국웰니스학회지>, 20(2), 255-261.
- 임가영 · 송아영 (2024). 청년 1인 가구의 주거 불안이 우울 증상에 미치는 영향: 임대인과의 갈등 관계와 주거 안전 인식에 대한 논의를 중심으로. <사회복지정책>, 51(4), 135-158.
- 장원빈 · 문의정 (2024). 청년의 은둔이 우울감 및 삶의 만족도에 미치는 영향: 가족 및 친구 동료와의 소통 단절의 조절효과. <가정과삶의질연구>, 42(4), 135-146.
- 전예빈 · 송도훈 · 박선희 (2024). 은둔 청년의 사회신뢰가 우울에 미치는 영향. <대한보건연구>, 50(1), 8-95.
- 정근하 · 이상엽 · 노영희 (2021). 은둔형 외톨이 극복자들의 활동 확대를 통한 지방 소멸 방지 방안 연구. <한국고교 정부학보>, 21(2), 141-165.
- 정세정 · 류진아 · 강예은 · 김성아 · 함선유 · 김동진 · 임덕영 · 신영규 · 김문길 · 이혜정 · 김기태 · 김태완 · 이원진 (2022). 2022년 청년 삶 실태조사. 국무조정실, 한국보건사회연구원.
- 정윤진 · 김현정 (2022). 한국 청년세대의 행복조건: 부모의 소득 효과를 중심으로. <한국사회와 행정연구>, 38(2), 141-164.
- 정진영 · 안지현 · 김명현 · 박소희 · 홍진표 (2023). 은둔형 외톨이의 정신질환 유병률 및 정신사회적 특징. <신경정신의학>, 62(4), 164-172.
- 정하림 · 김진연 (2023). 서울시 청년의 사회적 고립지수 도출과 생활환경 분석을 통한 정책 제언. 서울연구원.
- 제지수 · 박승민 (2025). 고립 · 은둔 1인 청년 가구를 위한 지역 활성화 개선 제안:택터컬 어바니즘 기반 커뮤니티 공공디자인을 중심으로. <Archives of Design Research>, 38(1), 311-332. 1015187/adr.2025.02.38.1.311
- 조미형 · 고아라 (2022). 사회적 고립 청년은 누구인가?: 고립청년 지원사업 참여 청년을 중심으로. <한국사회복지학>, 74(4), 127-152. <https://doi.org/10.20970/kasw.2022.74.4.005>
- 채병주 · 황선재 (2021). 청년 1인가구의 사회경제적 이질성과 복지 영역 선호. <한국보건사회연구>, 41(3), 248-268.
- 최고은 · 한창근 (2025). 아동 · 청소년기 부정적 경험이 청년의 과거 및 현재 고립은둔 경험 변화에 미치는 영향. <청소년학연구>, 32(5), 405-433. 10.21509/KJYS.2025.05.32.5.405
- 최성수 · 송지현 (2023). 청년 1인가구의 인지된 고립감이 우울에 미치는 영향: 성별의 조절효과. <보건과 사회학>, 64, 35-62.
- 최아영 (2022). 청년층의 주관적 계층인식과 계층이동인식이 삶의 만족도에 미치는 영향: 사회참여 매개효과 검증.

- <한국보건사회연구>, 42(4), 326-346.
- 피엠아이 (2022). 서울시 고립·은둔 청년 실태조사 결과 보고서. 서울특별시.
- 호수지 (2024). 아동·청소년기의 부정적 경험이 은둔 청년 발생에 미치는 영향: 우울의 매개효과를 중심으로. <한국 사회복지정책학회 춘계학술대회자료집>, 283-304.
- 황교정 (2023). 은둔 경험 청년에 관한 현상학적 연구. 연세대학교 대학원 박사학위논문.
- 황정미 (2020). 베이비붐 세대 1인 가구를 고려한 가족서비스 전달체계 운영모형 연구. 한국건강가정진흥원.
- Arnett, J. J. (2000). Emerging adulthood: A theory of development from the late teens through the twenties. *American Psychologist*, 55(5), 469-480. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.5.469>
- Artazcoz, L., Benach, J., Borrell, C., & Cortès, I. (2004). Unemployment and mental health: understanding the interactions among gender, family roles, and social class. *American Journal of Public Health*, 94(1), 82-88. <https://doi.org/10.2105/AJPH.94.1.82>
- Bendit, R. (2006). Youth sociology and comparative analyst in the European Union member states. *Papers. Revita de Sociologia*, 79, 49-76. 10.5565/rev/papers/v79n0.800
- Chang, E. C., Wan, L., Li, P., Guo, Y., He, J., Gu, Y., ... & Hirsch, J. K. (2017). Loneliness and suicidal risk in young adults: does believing in a changeable future help minimize suicidal risk among the lonely?. *The Journal of Psychology*, 151(5), 453-463.
- Elmer, T., & Stadtfeld, C. (2020). Depressive symptoms are associated with social isolation in face-to-face interaction networks. *Scientific Reports*, 10, 1444. <https://doi.org/10.1038/s41598-020-58297-9>
- Erikson, E. H. (1968). Identity: Youth and crisis. W. W. Norton.
- Franza F. (2019). The emotional and psychological burden of the “burnout” in families of psychiatric patients. *Psychiatria Danubina*, 31(Suppl 3), 438-442.
- Furlong, A. (2008). The Japanese hikikomori phenomenon: acute social withdrawal among young people. *The Sociological Review*, 56(2), 309-325.
- Germain, C. B., & Gitterman, A. (1996). The life model of social work practice: Advances in theory and practice (2nd ed.). Columbia University Press.
- Holt-Lunstad, J. (2020). Social Isolation And Health. Health Affairs Health Policy Brief. DOI: 10.1377/hpb20200622.253235
- Itou J. (2003). Guideline on Mental Health Activities in Communities for Social Withdrawal. Tokyo: Ministry of Health and Welfare.
- Kato, T. A., Kanba, S., & Teo, A. R. (2019). Hikikomori: Multidimensional understanding, assessment, and future international perspectives. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 73(8), 427-440. <https://doi.org/10.1111/pcn.12895>
- Kawachi, I., & Berkman, L. F. (2001). Social ties and mental health. *Journal of Urban Health*, 78(3), 458-467.
- King, G., & Zeng, L. (2001). Logistic regression in rare events data. *Political Analysis*, 9(2), 137-163.

- Klinenberg, E. (2012). *Going solo: The extraordinary rise and surprising appeal of living alone*. Penguin Books.
- Lee, H. J., & Goldstein, A. E. (2016). Marital status and social withdrawal: A study of midlife adults. *Journal of Social and Personal Relationships*, 33(5), 677-698.
- Lee, Y., & Han, S. (2024). Perceptions of inequality and loneliness as drivers of social unraveling: Evidence from South Korea. *Sci Rep*, 14, 26922. <https://doi.org/10.1038/s41598-024-76555-y>
- Lin, M. P., Chen, H. C., You, J., & Yen, C. F. (2022). Predicting social withdrawal among emerging adults: The roles of loneliness, self-concealment, and family function. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(1), 325.
- Long, J. S. (1997). *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. New York, NY: Sage Publications.
- Mishra, S., & Carleton, R. N. (2015). Subjective relative deprivation is associated with poorer physical and mental health. *Social Science & Medicine*, 147, 144-149.
- Nakano, M. (2014). How supervisors deal with subordinates who have characteristics of “new-type depression.” *Rinsho-Shinrigaku*, 14, 235-243.
- Oliver Hämmig (2019). Health risks associated with social isolation in general and in young, middle and old age. *PLOS ONE*, 14(7), e0219663
- Park, S. M., Joo, M. J., Lim, J. H., Jang, S. Y., Park, E. C., & Ha, M. J. (2025). Association between hikikomori (social withdrawal) and depression in Korean young adults. *Journal of Affective Disorders*, 380, 647-654. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2025.03.125>
- Peter J. Helm., Michael R. Medrano., John J. B. Allen., & Jeff Greenberg (2020). Existential isolation, loneliness, depression, and suicide ideation in young adults. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 39(8). <https://doi.org/10.1521/jscp.2020.39.8.641>
- Putnam, R. D. (2000). Bowling alone: America's declining social capital. *Originally Published in Journal of Democracy*, 6(1), 1995. In L. Crothers & C. Lockhart (Eds.), *Culture and politics: A reader* (pp. 223-234). Palgrave Macmillan.
- Rooksby, M., Furuhashi, T., & McLeod, H. J. (2020). Hikikomori: a hidden mental health need following the COVID-19 pandemic. *World psychiatry: official journal of the World Psychiatric Association (WPA)*, 19(3), 399-400. <https://doi.org/10.1002/wps.20804>
- Schoenborn, C. A. (2004). Marital status and health: United States, 1999-2002. *Advance Data from Vital and Health Statistics; No. 351*. National Center for Health Statistics.
- Spitzer, R. L., Kroenke, K., Williams, J. B., Patient Health Questionnaire Primary Care Study Group, & Patient Health Questionnaire Primary Care Study Group (1999). Validation and utility of a self-report version of PRIME-MD: the PHQ primary care study. *Jama*, 282(18), 1737-1744.
- Umberson, D., Chen, M. D., House, J. S., Hopkins, K., & Slaten, E. (1996). The effect of social relationships

- on psychological well-being: Are men and women really so different?. *American Sociological Review*, 61(5), 837-857. <https://doi.org/10.2307/2096456>
- Wang, C., Pan, R., Wan, X., Tan, Y., Xu, L., Ho, C. S., & Ho, R. (2020). Immediate psychological responses and associated factors during the initial stage of the 2019 Coronavirus disease (COVID-19) epidemic among the general population in China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(5), 1729. <http://doi.org/10.3390/ijerph17051729>
- Wu, A. F., Ooi, J., Wong, P. W., Catmur, C., & Lau, J. Y. (2019). Evidence of pathological social withdrawal in non-Asian countries: a global health problem?. *The Lancet Psychiatry*, 6(3), 195-196.
- Yeung, J., & Jeong, S. (2024). A shrinking life: Why some Asian youth withdraw from the world. Retrieved from <https://edition.cnn.com/interactive/2024/05/world/hikikomori-asia-perso>

Analysis of the Relationship Between Young Adults' Perceptions of Social Inequality, Health Status, and Social Seclusion: Comparing Single-Person and Multi-Person Households

Seonah Choi, Taeyoung Kim, Seohyeon Lee, Kayoung Lim

Yonsei University

This study employed Firth logistic regression analysis, utilizing data from the 2022 Youth Life Survey, to identify the factors influencing social seclusion among young adults aged 19 to 34 years. The analysis separated participants into single-person households (n=5,343) and multi-person households (n=9,340). Here, social seclusion was defined as not leaving one's home or room for over six months and experiencing severed social relationships. Among the analyzed factors, the perceptions of social inequality comprised perceptions of income inequality, income stratification, and future feasibility. Factors associated with health status included experience of burnout, depressive symptoms, and subjective health status. Analysis of the results showed that for single-person households, household income, perceived income stratification, depressive symptoms, and subjective health status were related to social withdrawal. For multi-person households, age, education level, household income, burnout experience, perceived future feasibility, and depressive symptoms were associated with social seclusion. Based on this study, we identified risk factors for socially withdrawn youth and proposed the need for policy and institutional design targeting this population segment.

Keywords: Seclusion, Young Adults, Perception of Social Inequality, Health Status, Firthlogisticregression