

# 중장년 1인 가구주의 사회적 배제 위험:

## 다인 가구와의 비교를 중심으로

### 송스란<sup>1</sup>

<sup>1</sup> 한국고용정보원

#### 초록

본 연구는 중장년 가구주를 대상으로 가구 형태(1인/다인)에 따른 사회적 배제 위험의 차이를 다차원적으로 분석하였다. 한국복지패널(KOWEPS) 19차(2024년) 자료를 활용하여 성별·연령·학력·거주지·장애 여부를 보정한 후 회귀보정역확률가중법(IPWRA)를 적용하고, 경제·주거·고용·건강·사회 관계망의 5개 영역에서 처치집단 평균 처치효과(ATE)를 추정하였다. 분석 결과, 중장년 1인 가구주는 다인 가구주에 비해 경제 배제 위험 19.4%p, 고용 배제 위험 12.7%p, 주거 배제 위험 8.4%p, 사회 관계망 배제 위험 7.6%p, 건강 배제 위험 7.0%p 높게 나타났다. 성별 분석에서는 남성 1인 가구주가 경제·고용·주거·건강·사회 관계망의 전 영역에서 유의하게 높은 위험을 보인 반면, 여성 1인 가구주는 경제 배제 영역에서만 유의한 차이가 나타났다. 다만 여성 다인 가구주의 반사실적 평균이 전 영역에서 상대적으로 높게 나타난 점은 여성 가구주가 전반적으로 더 높은 기저 배제 위험에 놓여 있을 가능성을 시사한다. 이러한 결과를 바탕으로 중장년 1인 가구에 대한 다차원 통합 지원 체계 구축, 남성 1인 가구에 대한 고립·우울 연계형 개입 강화, 여성 가구주에 대한 보다 폭넓은 복지 지원의 필요성을 제안하였다.

**주요 용어:** 중장년, 1인 가구, 사회적 배제, 회귀 보정 역확률 가중법(IPWRA), 한국복지패널(KOWEPS)

#### 알기 쉬운 요약

**이 연구는 왜 했을까?** 1인 가구가 빠르게 늘고 있지만, 관련 정책과 연구는 주로 청년과 노인에 집중되어 왔다. 그러나 중장년 1인 가구도 경제적 어려움, 고용 불안, 건강 문제, 사회적 고립을 겪을 가능성이 크다. 이 연구는 중장년 1인 가구주가 다인 가구주보다 더 높은 사회적 배제 위험에 놓여 있는지, 그 위험이 어떤 영역에서 큰지 확인하고자 하였다.

**새롭게 밝혀진 내용은?** 중장년 1인 가구주는 다인 가구주보다 경제, 고용, 주거, 사회 관계망, 건강 영역에서 모두 사회적 배제 위험이 높았다. 특히 경제 배제와 고용 배제의 차이가 컸다. 성별로 보면 남성 1인 가구주는 모든 영역에서 위험이 높았고, 여성 1인 가구주는 경제 배제에서만 유의한 차이가 나타났다. 이는 여성 가구주 전반의 높은 배제 위험 가능성을 보여준다.

**앞으로 무엇을 해야 하나?** 중장년 1인 가구에는 소득, 일자리, 주거, 건강, 사회 관계망을 함께 다루는 통합 지원이 필요하다. 특히 남성 1인 가구주는 고립, 우울, 고독사 위험과 연계한 개입이 강화되어야 한다. 여성 가구주에게는 경력단절, 저임금 일자리, 자선형성의 어려움 등 구조적 취약성을 완화하는 지원이 필요하다.

이 논문은 한국고용정보원의 '고령화고용패널(KLoEE)을 활용한 2차 베이비부머 노동시장 심층분석-2차 베이비부머를 중심으로-' 보고서의 내용을 대폭 수정(활용 자료, 분석 방법, 분석 결과 등)하여 작성함.

- 투고일: 2026. 01. 31.
- 수정일: 2026. 04. 12.
- 게재확정일: 2026. 04. 27.

## I. 서론

2025 통계로 보는 1인 가구(국가데이터처, 2025. 12. 9.)에 따르면 2024년도 1인 가구는 전체 가구의 36.1%(804만 5천 가구)로 가장 높은 비중을 차지하였다. 2024년 기준 1인 가구의 주택 소유율은 32.0%로 전체 가구의 주택 소유율(56.9%)보다 24.9%p 낮으며, 연간 소득은 3,423만원으로 전체 가구의 연간 소득(7,427만원)의 절반도 되지 않는다. 또한 국민기초생활보장 수급 대상 가구 10가구 중 7가구가 1인 가구이며 그 비중은 매년 증가하고 있다(국가데이터처, 2025. 12. 9.). 사회관계 영역에서도 1인 가구 중 인간관계에 만족한다고 응답한 비중은 51.1%로 전체 인구의 만족 비중(55.5%)보다 낮게 나타났으며, 몸이 아플 때·돈을 빌려야 할 때·우울할 때 도움받을 사람이 있다고 응답한 비중도 전체 평균보다 낮게 나타나 사회적 관계망 또한 전체 가구에 비해 취약한 것으로 나타났다. 1인 가구가 전체 가구 유형 중 가장 큰 비중을 차지하게 되며 사회적 변화를 반영한 대응이 요구되고 있으며, 특히 고독사와 사회적 안전망의 취약성 등 새로운 사회문제와도 연결될 수 있어 관련한 대응체계 마련이 요구되고 있다(국가데이터처, 2025. 12. 9; 이명진 외, 2013).

연령대별로 청년(20-34세), 중장년(40-64세), 노년(65세 이상)으로 나누어 연령대별 1인 가구의 비중을 살펴보면 2024년 기준 중장년 1인 가구의 비중이 전체의 36.3%로 가장 높은 비중을 차지하였다(국가데이터처, 2015-2024). 1인 가구의 증가 원인은 연령대별로 상이하게 나타난다. 청년층은 타 지역으로의 진학·취업을 통한 독립과 결혼 가치관의 변화, 노년층은 사별 등으로 인한 가족 구성원 탈락이 주 원인인 반면 중장년층은 비혼주의 확산·이혼·맞벌이·자녀 교육을 위한 기러기 부부 증가 등 여러 요인이 혼재하며 증가하는 것으로 나타났다(기획재정부, 2020. 6. 25.). 특히 이혼·사별 등 비자발적 경로로 형성된 경우가 상당한 비중을 차지하여, 기존 가족 체계 속 돌봄과 보호를 받기 어렵고 사회적 고립·우울·고독사와 같은 문제로 이어질 가능성이 있다(기획재정부, 2020. 6. 25.). 기존의 1인 가구 정책 지원 대상이 주로 청년과 노인에 집중되어 온 점을 고려할 때(노경혜 외, 2022), 전체 1인 가구에서 비중이 가장 높으나 정책 지원에서 상대적으로 소외되어 왔던 중장년 1인 가구에 주목할 필요가 있다.

선행연구는 중장년 1인 가구의 경제·주거·고용·건강·사회 관계망과 같은 사회적 배제 취약성을 지적해왔으며, 특히 경제 및 고용 영역에서의 취약성을 반복적으로 보고하고 있다(박준범 외, 2019; 송민혜 외, 2020; 정혜은, 2022). 이러한 연구들은 중장년 1인 가구가 어려움을 겪는 여러 영역을 파악하고, 어떤 영역에 대한 지원이 우선적으로 필요한지 도출하였다는 점에서 의의가 있다. 다만 선행연구 중 상당수는 중장년 1인 가구 내부 분석에 집중하여, 다인 가구와 비교한 격차를 체계적으로 제시하거나 인구 사회학적 특성을 보정한 상태에서 가구 형태에 따른 차이를 제시하는 데에는 한계가 있었다.

방법론적 측면에서도 보완이 필요하다. 기존 연구들은 성향점수매칭(PSM) 등의 방법을 활용하거나 단순 집단 비교 방법을 활용하였다. 성향점수매칭 방법은 처치집단과 대조집단의 표본을 1:1로 매칭하여 처치 효과를 추정하는 방법으로, 표본 손실이 발생하고 처치 모형을 사용한다. 반면 본 연구에서 적용하는 회귀보정 역확률가중법(IPWRA)은 처치모형과 결과모형을 함께 사용하는 이중강건(doubly robust) 추정 방법으로, 두 모형 중 하나가 올바르게 설정되면 일치 추정량을 제공한다는 장점이 있다(Cattaneo, 2010). 또한 전체 표본을 활용하여 표본 손실 없이 중장년 1인 가구에서 실제로 나타나는 사회적 배제 위험의 격차를 보다 정확히 추정할 수 있다.

아울러 중장년 1인 가구의 내부 성별 차이를 함께 검토할 필요가 있다. 1인 가구는 성별에 따라 형성 경로가 다르게 나타나, 가구주의 성별에 따라 배제 경험의 양상이 상이하게 나타날 수 있다(장임숙, 2020). 남성 1인 가구는 관계 단절로 인해 관계 형성에 미숙하여 고립에 취약한 반면(박승곤, 2021; 박선희, 최영화, 2020), 여성 1인 가구는 경제적 취약성과 주거 안전 문제에 더 노출되는 등 성별에 따라 정책 수요가 이질적으로 나타난다(곽효정, 2022). 그러나 기존 연구들은 각 성별의 개별적 특성을 파악하는데 그쳐, 성별 간 격차를 체계적으로 비교하

여 맞춤형 지원 방안을 도출하기에는 한계가 있었다. 따라서 가구 형태(1인/다인) 간 차이뿐 아니라 1인 가구 내부의 성별 차이도 함께 검토할 필요가 있다.

이러한 문제의식에 따라 본 연구는 한국복지패널 19차(2024년) 자료를 활용하여 중장년 가구주를 대상으로 가구 형태에 따른 사회적 배제 위험의 차이를 분석하고자 한다. 기존 연구가 중장년 1인 가구 내부의 취약성을 기술하거나 특정 영역의 어려움을 조명하는 데 기여하였다면, 본 연구는 동일한 자료 내에서 다인 가구와 비교한 조정된 위험 격차를 제시하고, 그 차이가 어떤 영역과 하위 지표에서 주로 관찰되는지를 확인하고자 한다. 또한 성별 하위집단에서 관찰되는 위험 차이의 양상을 함께 살펴봄으로써, 중장년 1인 가구 정책이 공통의 기본 지원 체계 위에서 어떠한 차별적 우선순위를 가져야 하는지에 대한 근거를 제시하고자 한다. 이에 따른 본 연구의 연구 문제는 다음과 같다.

연구 문제 1. 인구 사회학적 특성(성별, 연령, 학력, 거주지, 장애여부)을 보정한 후에도 중장년 1인 가구주와 다인 가구주의 사회적 배제 위험의 차이가 관찰되는가?

연구 문제 2. 성별 하위 집단에서 관찰되는 가구 형태별 사회적 배제 위험의 양상은 어떻게 다른가?

## II. 이론적 배경

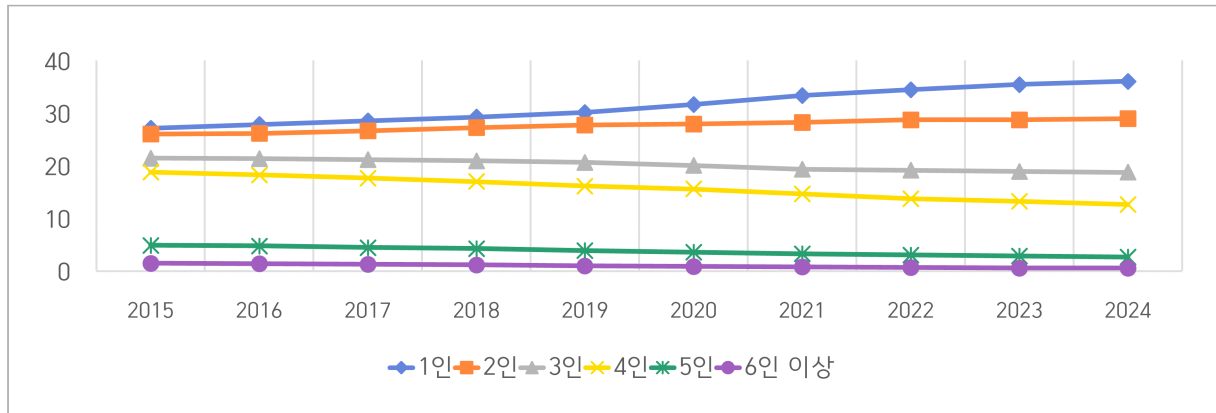
### 1. 1인 가구

1인 가구에 대한 정의는 시대의 흐름에 따라 변화되어 왔다. 2010년대 중반 이전까지는 배우자가 없는 독신가구 혹은 독거노인을 1인 가구로 정의하였다(이민홍 외, 2015). 예를 들어 ‘현재 법적으로나 사실적으로 무배우자로서 단독으로 세대가 분리되어 생활하는, 즉 혼인상태에 있지 아니한 독신의 단독가구(양정선 외, 2010)’로 정의하거나, ‘법적으로나 사실적으로 무배우자로서 단독으로 세대가 분리되어 혼자 생활하는 가구(배건이, 정극원, 2013)’으로 정의하였다. 이는 법적으로 ‘무배우자’라는 점에 초점을 두어 독신가구와 유사한 의미로 1인 가구를 정의한 것이다. 반면 최근에는 1인 가구를 ‘1명이 단독으로 생계를 유지하는 생활 단위(국가법령정보센터, 2020. 5. 19.)’, ‘1인이 독립적으로 취사, 취침 등 생계를 유지하는 가구(국가데이터처, 2026)’와 같이 ‘단독으로 생계를 유지하는 가구’라는 점에 초점을 두고 있다. 이를 바탕으로 본 연구에서의 1인 가구는 건강가정기본법과 국가데이터처(2026)의 기준을 바탕으로 혼인 여부와 관계없이 독립된 거처에서 단독으로 생계를 유지하는 생활 단위로 정의하였다.

1인 가구는 새로운 가구 형태로서 주류로 자리 잡고 있으며, 앞으로도 지속적으로 증가할 것으로 전망되고 있다(김경태, 2023). 그림 1의 국가데이터처 인구 총조사 자료(2015-2024)에서 1인 가구가 전체 가구 중 가장 높은 비중을 차지하며, 그 비율은 점차 증가하여 2024년도에는 전체 가구의 약 35%의 비중을 차지하는 것을 확인할 수 있다. 이에 반해 3인 이상의 가구의 비중은 점차 감소하는 추세를 보이고 있어, 1인 가구가 대표적인 가구 형태로 부상하였음을 확인할 수 있다.

그림 1. 가구 형태별 가구원 현황 추이(2015-2024)

(단위: %)



출처: “인구총조사”, 국가데이터처(2015-2024). 국가통계포털, 가구원 수별 가구-읍면동, 2026. 1. 8. [https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT\\_1JC1502&conn\\_path=13](https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1JC1502&conn_path=13)

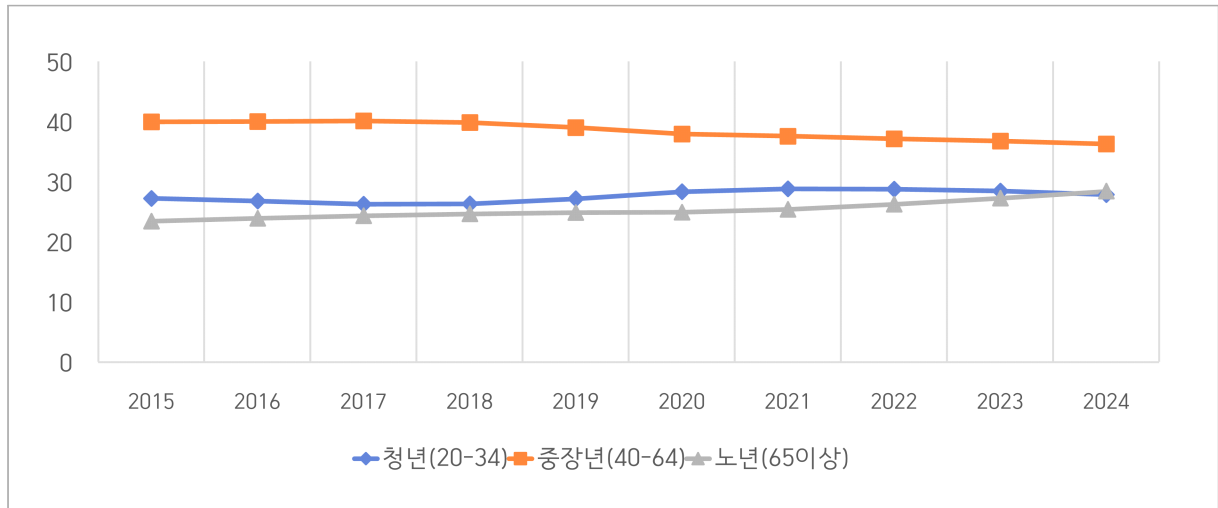
1인 가구는 자발성에 따라 자발적 1인 가구와 비자발적 1인 가구로 분류될 수 있다(Bennett & Dixon, 2006). 자발적 1인 가구는 비혼 및 만혼, 부모 세대로부터 독립 등의 자발적인 선택으로 1인 가구가 된 경우이다(변미리 외, 2009). 비자발적 1인 가구의 경우 본인이 의도하지 않은 이유, 예를 들어 배우자와의 사별이나 이혼 등의 이유로 인해 1인 가구가 된 형태이다. 자발적 1인 가구의 경우 자기 돌봄 등에 있어 주변 친구들에게 의존할 수 있는 반면, 비자발적 1인 가구는 사회적 관계 형성이 미흡하여 사회적 지지체계를 구축함에 어려움을 겪음이 보고되었다(Bennett & Dixon, 2006).

이러한 특성은 연령대에 따라 좀 더 뚜렷이 나타나기도 한다. 청년층 1인 가구의 경우 1인 가구 형성의 주된 이유는 타 지역으로의 진학·취업을 위한 분리·독립과 미혼·만혼·비혼주의 확산에 의한 것으로 나타났다. 중장년층 1인 가구의 경우 형성 요인이 혼재하나, 이혼·맞벌이·자녀 교육을 위한 기러기 부부 증가 및 가족의 독립 등 비자발적 요인이 1인 가구 형성 등이 주된 이유로 보고되었다(변미리, 2019). 노년층의 경우 사별 등으로 인한 가족 구성원 탈락이 1인 가구 형성의 주된 이유로 보고된다(기획재정부, 2020. 6. 25.). 이와 같이 비자발적으로 형성된 1인 가구는 기존 가족 체계 속 돌봄과 보호를 받기 어려워 사회적 고립, 우울, 고독사와 같은 문제로 이어질 가능성이 있다(기획재정부, 2020. 6. 25.).

1인 가구는 생애주기에 따라 다른 특성을 보인다. 그림 2에서 연령대별로 청년(20-34세), 중장년(40-64세), 노년(65세 이상)으로 나누어 연령대별 1인 가구의 비중을 그래프로 나타내었다. 2015년부터 2024년도까지 모두 중장년 1인 가구의 비중이 가장 높은 것으로 나타났다. 그다음으로는 청년 1인 가구, 노년 1인 가구의 비중이 높게 나타난다. 기존의 1인 가구 정책 지원 대상이 주로 청년과 노인에 집중되어 청년과 노인 중심의 지원 정책이 주로 수행되어 온 점을 고려할 때(노경혜 외, 2022), 전체 1인 가구에서 비중이 가장 높으나 정책 지원에서 상대적으로 소외되어 왔던 중장년 1인 가구에 주목할 필요가 있다.

그림 2. 연령대별 1인 가구 비중(2015-2024)

(단위: %)



출처: “인구총조사”, 국가데이터처(2015-2024). 국가통계포털, 성 및 연령별 1인가구-시군구, 2026. 1. 8. [https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT\\_1PL1502&conn\\_path=I3](https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1PL1502&conn_path=I3)

## 2. 사회적 배제

### 가. 사회적 배제의 개념 및 특성

사회적 배제(social exclusion)는 현대 사회의 복잡한 불평등 구조를 이해하기 위한 핵심 패러다임으로, 단순한 소득 결핍이라는 정태적 빈곤 개념을 넘어 개인이 시민으로서 누려야 할 자원, 권리, 서비스로부터 차단되는 다차원적이고 역동적인 과정을 의미한다(Levitas et al., 2007). 사회적 배제 개념은 1960년대 프랑스에서 국가 관리 체계의 사각지대에 놓인 집단을 지칭하는 용어로 처음 등장하였으며, 이후 유럽연합(EU)의 주요 정책 개념으로 확산되었다(심창학, 2004).

사회적 배제에 대한 정의는 학자마다 다양하게 제시되고 있다. Social Exclusion Unit(1997)은 사회적 배제를 실업, 저숙련, 저소득, 열악한 주거, 범죄율이 높은 환경, 나쁜 건강 상태, 가족 붕괴 등 상호 연결된 문제들이 결합되어 개인이나 지역에 나타나는 현상으로 설명하였다(Social Exclusion Unit, 1997, Levitas et al., 2007에서 재인용). Pierson(2002)은 사회적 배제를 개인·가족·집단·이웃으로부터 사회·경제·정치적 참여에 필요한 자원을 박탈하는 과정으로 정의하였으며, 이는 빈곤·저소득뿐 아니라 차별·낮은 교육 수준·열악한 생활환경에서 비롯될 수 있음을 제시하였다. 유럽연합(EU)은 “사회적 배제란 빈곤, 기초역량 결핍 및 평생학습 부족, 차별 등의 요인이 결합·누적되며 개인을 사회의 주변부로 밀어내어 사회에 완전하게 참여하는 것을 가로막는 과정”이라고 제시하였다(European Commission, 2004, p. 10). 국내에서 김안나 외(2008, p. 49)는 사회적 배제를 “사회 구조적으로 다양한 영역에서의 박탈과 결핍, 불이익을 당해 사회·경제·정치활동에 제대로 참여하지 못하고 공동체에 대한 사회적 연계의 결핍으로 인간의 기본적인 권리를 제약당하고 있는 상태”로 정의하였다.

이처럼 사회적 배제의 개념은 학자마다 다양하나 사회적 배제는 공통적으로 다음의 세 가지 특성을 지닌다. 첫째, 다차원성(multidimensionality)으로, 경제적 빈곤뿐만 아니라 고용, 주거, 건강, 교육, 사회적 관계 등 삶의 전 영역에서 나타나는 복합적인 결핍을 포괄한다(Pantazis et al., 2006). 둘째, 역동성(dynamics)으로, 특정 시점의 상태가 아니라 시간의 흐름에 따라 불이익이 누적되고 고착화되는 과정에 주목하며, 한 영역에서의 배제가

다른 영역에서의 배제를 강화하는 연쇄 작용을 일으키기도 한다(강신욱 외, 2005). 셋째, 관계성(relational nature)으로, 단순히 자원이 부족한 상태가 아니라, 배제하는 주체와 배제당하는 객체 사이의 사회적 상호작용 맥락에서 발생한다(Cuesta et al., 2024). 이와 관련하여 Silver(1994)는 사회적 배제를 바라보는 이론적 관점을 사회적 유대의 붕괴로 보는 ‘연대 패러다임’, 자발적 선택과 교환의 제한으로 보는 ‘전문화 패러다임’, 지배 집단의 자원 독점으로 보는 ‘독점 패러다임’으로 구분하였다. 이러한 패러다임 분류는 사회적 배제가 단순히 소득의 결핍이라는 정태적 상태가 아니라 개인과 공동체 간의 관계적 속성과 사회 구조적 기제에 따라 상이하게 재구성되는 역동적인 과정임을 제시한다(Silver, 1994).

1990년대 이후 사회 지표에 대한 관심이 재조명되며(오채민, 2018), 최근 사회적 배제는 객관적 상황뿐 아니라 사회참여를 제한하는 주관적인 경험을 함께 반영하려는 추세이다(Popp & Schels, 2008). 이에 따라 국내 연구에서도 객관적 지표와 주관적 지표를 함께 반영하는 연구가 나타나고 있다(김미희, 노세희, 2011). 물질적 결핍 여부와 무관하게 사회 구성원으로서 기본적 권리와 참여가 제한되는 상태를 포괄한다는 점에서, 사회적 배제 논의는 배제된 개인을 사회 안으로 통합해야 한다는 지향점을 제시한다(강신욱 외, 2005).

## 나. 사회적 배제의 영역과 측정

사회적 배제를 측정하기 위해서는 어떤 영역을 포함할 것인지를 결정해야 한다. 배제 영역은 해당 집단이 생애 주기적으로 취약한 국면과 연결되어야 하며(Levitas et al., 2007), 측정 지표의 개념적 타당성이 확보될 수 있어야 한다. 강신욱 외(2005)는 국내 맥락에서 사회적 배제의 핵심 영역을 주거·경제·고용·교육·건강·사회적 참여의 6가지로 제시하였다. 이 중 교육 배제는 주로 학령기 자녀의 교육비 부담으로 측정되어 자녀가 없거나 독립한 이후의 중장년 1인 가구에게는 적용이 어려울 수 있다. 또한 최근 중장년 1인 가구를 대상으로 한 국내 선행 연구들은 공통적으로 교육을 제외한 경제·주거·고용·건강·사회 관계망 배제의 5개 영역을 중장년기 취약성의 핵심 구성 요소로 제시하고 있다(고아라 외, 2018; 김혜정, 2015; 박능후, 최민정, 2014; 박소영, 최송식, 2024; 오채민, 2018; 장운정, 2022). 이에 본 연구에서도 5개 영역을 중장년 1인 가구의 사회적 배제 분석 틀로 채택하였다.

경제 배제는 단순한 빈곤을 넘어 사회적으로 통용되는 생활 수준을 누리지 못하는 상태를 포함한다. 이는 가구 중위소득(박능후, 최민정, 2014), 국민기초생활보장 수급 여부(이웅, 김동기, 2015), 경제적 어려움으로 인해 공과금을 기한 내에 납부하지 못하는 등의 물질적 박탈(신자현 외, 2023) 등으로 측정된다.

주거 배제는 가용 자원이 부족한 경우 적절한 주거를 획득하기 어렵다는 점에서(오채민, 2018) 사회적 배제의 주요 영역으로 논의된다. 이는 불안정하고 적절치 못한 그리고 사회적으로 고립된 주거 환경으로 설명되며(남기철, 2011), 다양한 기준으로 측정되었다. 선행 연구에서는 자가 여부(김교성, 노혜진, 2008), 최저주거기준의 충족 여부(박능후, 최민정, 2014), 입주 형태 및 주거 환경 만족도(신자현 외, 2023), 주거비 지출 비중(현옥주, 정광열, 2025), 주거 만족도 등으로 측정하였다.

고용 배제는 단순 실업을 넘어 노동의 질과 지속 가능성 측면에서 발생하는 배제를 뜻한다. 장기간 노동시장 진입 기회를 박탈당하거나, 혹은 취업 상태라도 불안정한 고용 상태인 경우도 포함하며(강신욱 외, 2005) 고용 안정성 및 노동환경(김진현, 2017), 직업에 대한 만족도(박능후 외, 2015) 등을 활용하여 측정할 수 있다. 특히 비자발적 실업 가능성은 근로 중이더라도 의사와 무관하게 실업에 노출될 수 있다는 고용 불안 상태를 반영한다는 점에서(강신욱 외, 2005), 실업 여부만으로는 포착되지 않는 고용 배제의 차원을 보완한다.

건강 배제는 건강권의 제약과 의료 서비스 접근성의 차단을 의미한다. 선행 연구에서는 건강 배제를 주관적 배제와 객관적 배제로 나누어 제시하고 있다(김태완 외, 2019; 박능후 외, 2015). 주관적 건강 배제는 주관적

건강 수준(신자현 외, 2023), 우울감(김기태, 2022) 등으로 측정할 수 있다. 객관적 배제는 건강보험 미납 경험(김진현, 2017; 박능후 외, 2015), 돈이 없어서 병원에 가지 못한 경험(박능후, 최민정, 2014), 1년간 건강 검진 횟수(김진현, 2017) 등으로 측정할 수 있다. 경제적 부담 때문에 병원에 가야함에도 불구하고 치료를 포기하거나, 적절한 처치를 받지 못한 경험은 경제적 어려움으로 인한 의료 접근성 차원에서의 배제를 직접적으로 반영하는 것으로 볼 수 있다.

가족 및 사회적 관계망 배제는 사회적 유대와 소속감의 결여로 인해 발생하는 배제이다. 이는 가족 및 친구 등 사회적 관계망과의 접촉 빈도(박현주, 정순돌, 2012), 가족관계 만족도(현옥주, 정광열, 2025), 도움을 요청할 사람의 유무(윤성호, 2012), 사적 모임 가입 여부(윤성호, 2012), 사회적 친분 만족도(박능후 외, 2015) 등으로 측정할 수 있다. 특히 1인 가구의 경우 다인 가구에 비해 가족지지 체계가 취약하기 때문에, 실질적인 관계의 질과 유무가 고립 여부와 정도를 측정할 수 있는 지표로 볼 수 있다.

### 3. 1인 가구 사회적 배제 선행 연구

1인 가구는 다인 가구와 달리 가구 내 소득과 소비를 공유할 수 없고, 주거비와 생활비를 단독으로 부담해야 한다는 점에서 외부 충격에 더 취약할 가능성이 있다. 다인 가구일 경우 각각의 가구원이 소득 절벽 위험을 분산하는 역할을 하지만, 1인 가구는 기제가 제한되어 경제적 충격이 생활 불안정으로 이어질 가능성이 높다(김중숙, 2014). 또한 사회적 위험 발생 시 가족이나 친지로부터 지원을 받을 가능성도 상대적으로 낮다(국가데이터처, 2025. 12. 9.). 제도적 측면에서도 현행 법·복지 제도가 다인 가구를 중심으로 설계된 경향이 있어, 1인 가구는 주택, 조세, 복지 지원 체계에서 상대적으로 불리한 위치에 놓일 가능성이 있다. 이처럼 1인 가구는 다인 가구가 공유하는 경제적 효율성과 사적 안전망의 완충 효과가 제한되고, 제도적 지원 또한 충분하지 못할 가능성이 있어 사회적 배제에 더 취약할 수 있다. 이러한 문제의식에 따라 1인 가구를 대상으로 사회적 배제를 다룬 선행연구들이 축적되어 왔다.

초기 연구는 주로 노인 1인 가구에 초점을 맞추어 수행되었다. 모선희(2015)는 충남 거주 노인 1인 가구를 대상으로 다차원적 사회적 배제 영역의 정도 및 증첩성을 분석한 결과, 과반수가 4개 영역의 사회적 배제를 증첩적으로 경험하는 것으로 나타났다. 김교성과 노혜진(2008)은 기혼 유배우 가구에 비해 기혼 무배우 가구 및 미혼 가구의 사회적 배제 정도가 상대적으로 높으며, 가구원 수가 증가할수록 사회적 배제 정도가 감소한다는 결과를 제시하였다. 강은나와 이민홍(2018)은 성향매칭분석(PSM)을 적용하여 노년기 삶에 대한 독거 효과를 분석하였으며, 1인 가구 노인은 인구·사회·경제적 조건이 유사한 다인 가구 노인에 비해 정신건강과 영양 관리 수준이 열악하고 흡연율이 높다는 결과를 제시하였다. 사회관계와 삶의 질 영역에서도 혈연 지지체계가 약하고 삶의 만족 수준이 낮아 관계 영역의 배제도 더 강하게 나타남을 확인하였다.

최근에는 청년 1인 가구의 사회적 배제에 대한 연구도 활발히 수행되고 있다. 송도훈 외(2025)는 청년 1인 가구의 사회적 배제 유형을 잠재계층분석(LCA)으로 도출하여 고용·주거·경제 배제형, 다중 배제형, 부분 배제형의 세 유형이 존재함을 밝혔으며, 가처분 소득과 부채 규모가 유형 결정의 유의미한 요인임을 제시하였다. 안진호 외(2025)는 한국노동패널 자료를 사용하여 청년의 사회적 배제 발달 궤적을 종단적으로 분석한 결과, 경제·주거·고용·관계·건강의 5개 영역에서 배제 수준이 이질적인 궤적을 보임을 규명하였다. 이러한 연구들은 사회적 배제가 노인뿐 아니라 생애주기 전반에 걸쳐 나타나는 구조적 문제임을 시사하며, 상대적으로 연구가 부족한 중장년 1인 가구에 대한 관심의 필요성을 제시한다.

중장년 1인 가구의 사회적 배제를 직접적으로 다룬 연구들은 다음과 같다. 박능후와 최민정(2014)은 중고령 가구주가 경제·고용·사회 참여 영역에서 사회적 배제를 증첩적으로 경험한다는 결과를 제시하였다. 오재민(2018)

은 1인 가구의 사회적 배제가 우울에 미치는 영향을 세대별로 비교한 결과, 중장년 1인 가구는 경제·노동·건강·사회참여 4개 영역에서 배제를 중첩적으로 경험하며 다른 세대보다 사회 참여 배제 수준이 높다는 결과를 제시하였다. 박소영과 최송식(2024)은 한국복지패널 7-16차 데이터를 활용한 잠재성장모형 분석에서 중장년 1인 가구가 관계망 배제를 가장 높게 경험하며, 시간 경과에 따라 관계망 배제가 심화되는 경향이 있음을 확인하였다. 최선희 외(2024)는 고령화연구패널을 활용하여 1차 베이비붐 세대를 대상으로 사회적 배제 궤적을 분석한 결과, 사회적 배제는 시간이 지날수록 고착화되는 경향을 보이며 경제·주거 배제 지속형, 건강·고용 배제 지속형 등 4개의 이질적 집단으로 유형화됨을 밝혔다. 이는 중장년기의 배제 경험이 노년기로 이어지는 구조적 경로가 존재함을 시사한다.

‘사회적 배제’라는 프레임을 직접 사용하지 않더라도 중장년 1인 가구의 경제·고용·건강 등 다양한 영역의 취약성을 다루는 연구들도 활발히 수행되고 있다. 국내에서 수행된 선행 연구들에서는 삶의 만족도·삶의 질·우울 등에 미치는 영향 요인을 탐색하는 연구들이 주로 수행되었다(고아라 외, 2018; 김재이, 2022; 박소영, 최송식 2024; 박준범 외, 2019; 윤지영, 이소영, 2022; 최윤경, 2020; Yoon et al., 2023). 주관적 건강 수준, 우울 경험, 가족 및 친구와의 접촉 빈도, 고혈압과 관절염과 같은 만성질환(최윤경, 2020), 인간관계 및 가족 만족도, 조력자 등 사회적지지 여부(김재이, 2022), 고립감 및 음주 정도(윤지영, 이소영, 2022), 취업하지 않은 상태(Yoon et al., 2023) 등이 삶의 만족도·삶의 질·우울과 관련된 요인으로 보고되었다. 홍성표와 임한려(2022)는 한국복지패널 12-15차 자료를 활용한 잠재성장모형 분석에서 중고령 1인 가구의 삶의 만족도가 다인 가구보다 낮으며 연령 증가에 따라 지속적으로 감소하는 경향을 확인하였다.

성별에 따른 중장년 1인 가구의 배제 특성 차이도 주목할 필요가 있다. 1인 가구는 성별에 따라 형성 경로와 배제 경험의 양상이 상이하게 나타나기 때문이다(장임숙, 2020). 장임숙(2020)은 남성 1인 가구의 경우 이혼 비중이 높고 사회적 관계가 직장에 편중되어 있어 은퇴 후 사회적 고립에 취약한 반면, 여성 1인 가구는 사별 비중이 높고 안전 및 주거 만족도가 남성보다 낮다고 제시하였다. 박승곤(2021)의 연구에서는 중장년 남성 1인 가구가 건강·경제·사회관계 세 영역에서 어려움을 중첩적으로 겪으며, 근로의 욕구가 강하나 현실적 제약으로 빈곤 상태에 머무르고 관계 단절로 인해 관계 형성에 미숙하여 고독사 위험이 존재함을 제시하였다. 최정은 외(2024)는 복지사각지대 발굴관리시스템 행정데이터 분석을 통해 중장년 1인 위기가구 중 남성이 여성보다 약 2배 높은 비중을 차지하며, 50대 남성에서 건강보험료 및 통신비 체납 등 위기 정보 보유율이 가장 높다는 결과를 제시하였다. 이는 중장년 남성 1인 가구가 고독사의 고위험군임을 행정 데이터 수준에서 입증한 것이다. 반면 중장년 여성 1인 가구는 남성과는 다른 배제 경로를 보인다. 곽효정(2022)은 근로 빈곤 중장년 여성 1인 가구를 대상으로 한 연구에서 부모의 차별, 경력 단절, 건강의 한계가 인과적 조건으로 작용하여 ‘불리한 환경에서 홀로 분투하는 삶’이 중심 현상으로 나타남을 제시하였다. 많은 중장년 여성이 과거 결혼과 돌봄 과정에서 경력이 단절되어 노동시장 재진입시 저임금·비정규직·단순 노무직 종사 비중이 높은 것으로 나타났으며(박건, 김연재, 2016). 가계 내 무급 노동 수행으로 인해 본인 명의의 자산을 형성할 기회가 부족하여 자산 빈곤 상태로 1인 가구 생활을 시작하는 사례들이 보고되었다(곽효정, 2022). 중장년 여성 1인 가구의 젠더 특성이 가장 극명하게 드러나는 영역은 주거와 안전으로, 남성 1인 가구에 비해 범죄 노출 및 안전에 대한 스트레스가 매우 높은 것으로 나타났다(곽효정, 2022; 장임숙, 2020). 박소영과 최송식(2024)의 종단 분석에서 여성 1인 가구의 삶의 만족도는 시간이 지남에 따라 점진적으로 증가하는 반면 남성은 변화가 없어 성별 격차가 심화되는 양상이 나타났다. 이는 중장년 1인 가구의 성별에 따른 차별적 접근이 필요함을 시사한다.

이와 같이 선행연구들은 중장년 1인 가구가 경험하는 다양한 영역의 배제와 성별 특성을 파악했다는 점에서 의의가 있다. 그러나 다음과 같은 한계도 존재한다. 첫째, 1인 가구의 사회적 배제 연구가 주로 노인 1인 가구에 집중된 경향이 있어, 전체 1인 가구 중 가장 큰 비중을 차지하는 중장년 1인 가구의 사회적 배제 양상을 체계적으

로 규명하는데 한계가 있다. 둘째, 중장년 1인 가구를 대상으로 한 연구가 존재하더라도, 이들이 겪는 사회적 배제가 가구 형태의 차이에 기인한 것인지, 생애주기 특성에 의한 것인지, 혹은 1인 가구의 인구 사회학적 특성에 기인한 것인지 구분하여 설명하기에 제한이 있다. 셋째, 성별에 따른 배제 특성과 차이를 비교하고 이에 근거한 맞춤형 지원 방안을 도출하기 위한 연구가 충분히 축적되지 않았다. 따라서 인구사회학적 특성을 보정한 상태에서 중장년 1인 가구의 사회적 배제 위험을 다인 가구와 비교하고, 영역별 위험 격차와 성별에 따른 이질성을 함께 확인할 필요가 있다.

### III. 연구 방법

#### 1. 분석 자료 및 대상

본 연구에서는 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소의 한국복지패널(Korea Welfare Panel Study, KOWEPS)을 활용하여 중장년 1인 가구와 다인 가구의 사회적 배제 현황 위험의 차이를 파악하고자 하였다. 한국 복지패널은 빈곤층·근로빈곤층·차상위층 등 다양한 인구 집단의 생활 실태와 복지 욕구를 파악하기 위해 설계된 조사이다(이태진 외, 2024). 한국복지패널의 특징은 국내 가구 단위의 패널 중 가장 많은 표본 수를 확보하였으며, 최초의 원표본 가구 추출 시 전국의 3만 가구에 대한 1차 조사 결과를 바탕으로 층화 이중 추출을 함으로써 전국 지역별 가구 분포와 거의 유사하게 설계되었다(이태진 외, 2024). 따라서 본 자료는 1인 가구와 다인 가구의 사회적 배제 현황을 비교·분석하기에 적절하다.

본 연구에서는 2024년도에 실시한 한국복지패널 19차 데이터를 활용하였다. 가구 내 지위와 역할의 동질성을 통제하기 위해 분석 대상은 가구주에 한정하였다. 분석을 위해 가구 여건 및 가구원 공통 항목에 대한 설문을 중심으로 조사한 가구용 데이터를 활용하였으며, 이 중 가구주의 연 나이가 중장년(연 나이 40세-64세)에 해당하는 사례를 추출하였다. 가구용 자료에서 확인이 어려운 일부 정보는 가구주의 pid를 기준으로 가구원용 자료와 병합하여 보완하였다. 동거 가구원 없이 홀로 거주하는 경우 1인 가구로, 동거 가구원이 1인 이상인 경우 다인 가구로 분류하였다. 본 연구에서는 각 영역별 분석 시 해당 지표 구성에 필요한 문항에 응답한 유효 표본을 활용하여 영역별 유효 표본 수는 상이하다. 경제·주거·고용 배제 영역에는 1인 가구주 455명, 다인 가구주 2,052명 총 2,507명의 표본을, 건강·사회 관계망 배제 영역에는 1인 가구주 452명, 다인 가구주 1,979명 총 2,431명의 표본을 활용하였다.

#### 2. 주요 변수

##### 가. 처치 및 결과 변수

본 연구의 처치변수는 1인 가구 여부로 정의하였다(1인 가구=1, 다인 가구=0). 사회적 배제 현황을 파악하기 위한 사회적 배제의 영역은 경제, 주거, 고용, 건강, 사회 관계망 5개의 영역으로 구성하였다. 선행연구들에서 중장년 1인 가구가 경험하는 주요 사회적 배제 영역이 경제, 주거, 고용, 건강, 사회 관계망으로 도출된 결과를 고려하였다(고아라 외, 2018; 김혜정, 2015; 박능후, 최민정, 2014; 박소영, 최송식, 2024; 오채민, 2018; 장온정, 2022). 아울러 교육 배제는 주로 자녀 교육비와 관련된 문항으로 측정되어 1인 가구에는 적용이 어려워 본 연구에서는 제외하였다. 개인의 객관적 상황 이외에도 주관적인 경험을 반영하고자, 각 영역에서의 배제에 대해 주관적

으로 측정된 문항이 있을 경우 이를 포함하여 사회적 배제 영역 변수를 구성하고자 하였다.

각 영역의 배제는 해당 영역 구성 요소 중 하나라도 해당하면 배제(1)로 코딩하였다. 경제 배제는 공공부조 이전의 균등화 경상소득의 중위 60%를 기준으로 한 가구 소득 및 경제적 어려움으로 인한 공과금 미납 경험으로 측정하였다. 가구 소득 기준으로 저소득 가구인 경우 배제(1), 경제적 어려움으로 인해 공과금을 미납한 경험이 있을 경우 배제(1)로 측정하였다.

주거 배제는 주거 시설 공동 사용, 부적절한 주거환경, 주거비 부담률로 측정하였다. 주거시설 공동 사용은 주거 시설(상하수도, 부엌, 화장실, 목욕시설) 중 하나라도 미달 혹은 공동으로 사용하는 경우 배제(1)로 측정하였다. 부적절한 주거환경은 주택의 구조·성능 환경에 대한 질문에 하나라도 적절하지 않다고 대답한 경우 배제(1)로 측정하였으며, 모두 해당하지 않은 경우 비배제(0)로 측정하였다. 주거비 부담률은 가구 월 가처분 소득에서 주거비(월세, 주거관리비, 광열수도비, 난방비)가 차지하는 비중을 계산하여, 30% 이상인 경우 배제(1)로 측정하였다.

고용 배제는 가구주의 실업/비경제활동 여부와 비자발적 실업 가능성으로 측정하였다. 가구주가 실업 혹은 비경제활동인구인 경우 배제(1)로 측정하였다. 또한 고용 배제는 실업인 상태도 해당될 수 있지만, 근로하지만 배제된 상태도 포함될 수 있다(강신욱 외, 2005)는 선행연구의 결과를 바탕으로 근로하지만 개인이 통제할 수 없는 외생적 요인(경기 침체, 사업 부진 등)에 의해 고용 유지가 불확실한 경우를 배제(1)로, 비자발적 실업 가능성이 낮은 경우를 비배제(0)로 측정하였다.

건강 배제는 경제적 어려움으로 병원에 갈 수 없었던 경험·주관적 건강 만족도·우울감으로 측정하였다. 경제적 어려움으로 병원에 갈 수 없었던 경험이 있을 경우 배제(1)로 측정하였으며, 주관적 건강 만족도는 불만족·매우 불만족인 경우 배제(1)로 측정하였다. 우울감은 한국복지패널의 CES-D 11문항을 활용하였으며, '1. 극히 드물다', '2. 가끔 있었다', '3. 종종 있었다', '4. 대부분 그랬다'의 하위 문항을 0,1,2,3으로 재점수화하고, 하위문항 '(나) 비교적 잘 지냈다', '(사)큰 불만 없이 생활했다는 역점수화하였다. 11개 문항의 합산 점수에 20/11을 곱하여, 원래 20개 문항 기준(총점 60점 만점)으로 환산하는 방식을 사용한 후, 총점이 16점 이상인 경우 배제(1)로 측정하였다(이태진 외, 2024).

사회 관계망 배제는 가족관계 만족도·사회적 친분관계 만족도로 측정하였다. 가족관계 만족도와 사회적 친분관계 만족도에 불만족·매우 불만족으로 응답한 경우 배제(1)로, 보통·만족·매우 만족으로 응답한 경우 비배제(0)로 측정하였다.

## 나. 공변량

가구 형태에 따른 차이가 인구 사회학적 특성의 차이에서 비롯된 것인지를 검토하기 위해, 성별·연령·학력·거주지·장애 여부를 공변량으로 적용하여 인구사회학적 특성을 보정하였다. 성별에 따라 가구 형성 경로와 배제 경험의 양상이 다르게 나타나기 때문에 공변량에 포함하였다. 연령은 생애주기에 따라 사회적 자원과 노동시장 지위가 변화하며, 연령에 따라 1인 가구 구성 가능성이 달라질 수 있어 투입하되 비선형 효과를 반영하기 위해 연령 제곱항도 함께 투입하였다. 학력은 노동시장 지위 획득에 주요한 변수로 고용 및 소득 수준에 영향을 미칠 수 있어 공변량으로 포함하였다. 거주지는 지역별 노동시장 여건, 주거 비용 수준의 차이를 반영한다. 장애 여부는 노동시장 참여 가능성 및 1인 가구 형성 가능성과 연결될 수 있어 공변량에 포함하였다. 혼인상태는 중장년 1인 가구의 형성 경로를 설명하는 중요한 변수이자 사회적 배제와도 밀접하게 관련될 수 있으나, 본 연구에서는 가구 형태와의 높은 중첩 가능성을 고려하여 공변량에 포함하지 않았다.

### 3. 자료 분석 방법

본 연구는 중장년 1인 가구와 다인 가구의 사회적 배제 위험 차이를 추정하기 위해 IPWRA(회귀보정 역확률가중)를 적용하였다. IPWRA는 처치모형(propensity score model)과 결과모형(회귀모형)을 함께 사용하는 이중강건(doubly robust) 추정 방법으로, 관측 가능한 공변량 차이를 보정한 상태에서 두 집단 간 위험 차이를 추정하는데 유용하다. 결과모형은 효과를 위험차(%p)로 해석하기 용이하도록 선형 모형을 사용하였으며, 처치모형은 logit을 사용하였다. 분석을 위해 STATA 18.0 프로그램을 사용하였으며, 모든 분석에는 가구용 일반 가중치(h19\_wg\_n\_all)를 적용하였다.

표 1. 변수의 구성

구분	변수명	변수 정의
처치변수	1인 가구	1인 가구=1, 다인 가구 =0
경제 배제	가구 소득	공공부조 이전의 균등화 경상소득의 중위 60% 가구 소득 기준 저소득 가구=1, 일반 가구=0
	공과금 미납 경험	경험 있음=1, 경험 없음=0
주거 배제	주거비 부담률	월 가구 가처분소득 대비 주거비 지출 비중 30% 이상=1, 월 가구 가처분소득 대비 주거비 지출 비중 30% 미만=0
	주거 시설 공동 사용	주거 시설 중 하나라도 미달/공동 사용=1, 단독 사용=0
	부적절한 주거 환경	하나라도 부적절=1, 모두 적절=0
고용 배제	실업/비경제활동	실업/비경제활동=1, 취업자=0
	비자발 실업 가능성	의사와 무관한 실업 가능성 있음(임금근로자 중 비자발 실업 가능성에 응답한 경우·무급가족종사자/자영업자)=1 특별 사유 없을 경우 계속 근로 가능(임금근로자 중 계속 근로가 가능하다고 응답한 경우·고용주)=0
건강 배제	병원에 갈 수 없었던 경험	경험 있음=1, 경험 없음=0
	건강 만족도	불만족/매우 불만족=1, 보통/만족/매우 만족=0
	우울감	총점 16점 이상(유력 우울증군)=1, 총점 16점 미만=0
사회 관계망 배제	가족관계 만족도	불만족/매우 불만족=1, 보통/만족/매우 만족=0
	사회적 친분관계 만족도	불만족/매우 불만족=1, 보통/만족/매우 만족=0
매칭 변수	성별	남=1, 여=2
	연 나이	2024 - 출생 연도
	학력	중졸 이하=1, 고등학교(중퇴, 졸업)=2, 대학교(재학, 중퇴, 졸업) 이상=3
	거주지	서울 및 광역시=1, 시=2, 군/도농복합군=3
	장애 여부	장애 있음=1, 장애 없음=0

## IV. 연구 결과

### 1. 표본의 특성

본 연구의 표본의 특성은 <표 2>와 같다. 본 연구는 가구 단위 자료를 활용하였기 때문에 각 가구의 가구주를 분석 대상으로 설정하였다. 먼저 표본의 인구사회학적 특성을 살펴본 결과는 다음과 같다. 1인 가구에서는 남성이 54.8%, 다인 가구에서는 남성이 86.6%로 나타나 다인 가구에서 남성 비중이 더 높게 나타났다. 연령대별로는 두 집단 모두 60-64세의 비중이 높게 나타났으나, 1인 가구에서 60-64세의 비중이 30.0%로 조금 더 높게 나타났다. 학력의 경우 1인 가구에서는 고등학교(중퇴/졸업)이 41.6%로 가장 높았고, 다인 가구에서는 대학교 이상의 비중이 53.7%로 가장 높게 나타났다. 거주지역은 두 집단 모두 '시에 거주하는 비중이 높게 나타났다. 장애가 있는 비중은 1인 가구의 비중이 14.4%로 다인 가구보다 9.1%p 높게 나타났다.

가구 형태별 사회적 배제 영역별 특성을 살펴본 결과는 다음과 같다. 경제 배제를 가구 소득과 경제적 어려움으로 인한 공과금 미납 경험으로 나누어 배제 여부를 살펴본 결과 1인 가구는 다인 가구에 비해 저소득층 가구인 비중이 27.3%p 높게 나타났으며, 경제적 어려움으로 인해 공과금을 내지 못한 비중이 0.8%p 높은 것으로 나타났다. 주거 배제를 주거 시설 공동 사용, 부적절한 주거 환경, 주거비 부담률로 나누어 배제 여부를 살펴본 결과는 다음과 같다. 1인 가구는 다인 가구에 비해 주거 시설 중 하나라도 미달이거나 공동으로 사용하는 비중이 3.3%p 높았으며, 주거 환경이 하나라도 적절하지 않다고 응답한 비중이 8.2%p 높게 나타났다. 1인 가구의 월 가구 가처분소득 대비 주거비 지출 비용 비중이 30% 이상인 경우는 10.7%로 다인 가구보다 9.2%p 높았다. 고용 배제를 실업/비경제활동인구 여부와 비자발 실업 가능성으로 나누어 살펴본 결과 1인 가구는 다인 가구에 비해 실업/비경제활동인구의 비중이 18.5%p 높고, 의사와 무관하게 실업 가능성이 있을 경우가 19.9%p 높은 것으로 나타났다. 건강 배제를 경제적 어려움으로 병원에 가지 못한 경험, 건강 만족도, 우울감으로 나누어 살펴본 결과 1인 가구가 경제적 어려움으로 병원에 가지 못한 경험은 다인 가구에 비해 0.9%p 높게 나타났다. 1인 가구의 경우 다인 가구에 비해 건강에 만족하지 못한다고 응답한 비중이 13.1%p 높게 나타났으며, 유력 우울증군일 경우가 8.2%p 높게 나타났다. 사회 관계망 배제는 가족관계 만족도와 사회적 친분관계 만족도로 나누어 살펴보았다. 1인 가구는 다인 가구에 비해 가족관계에 만족하지 못한다고 응답한 비중이 7.2%p 높고, 사회적 친분관계에 만족하지 못한다고 응답한 비중이 4.4%p 높은 것으로 나타났다. 즉, 보정 전의 단순 분포에서는 경제·주거·고용·건강·사회 관계망 배제의 모든 영역에서 1인 가구의 배제 비중이 다인 가구보다 전반적으로 높게 나타났다.

표 2. 표본의 특성

	구분	1인 가구		다인 가구		
		N	%	N	%	
성별	남성	246	54.8	1,793	86.6	
	여성	209	45.2	259	13.4	
인구 사회학적 특성	연령대	40-44세	61	14.7	274	14.1
	45-49세	54	13.7	375	17.3	
	50-54세	86	18.2	479	23.6	
	55-60세	103	23.4	416	21.2	
	60세-64세	151	30	508	23.8	
학력	중학교 졸업 이하	111	21.9	167	7.1	

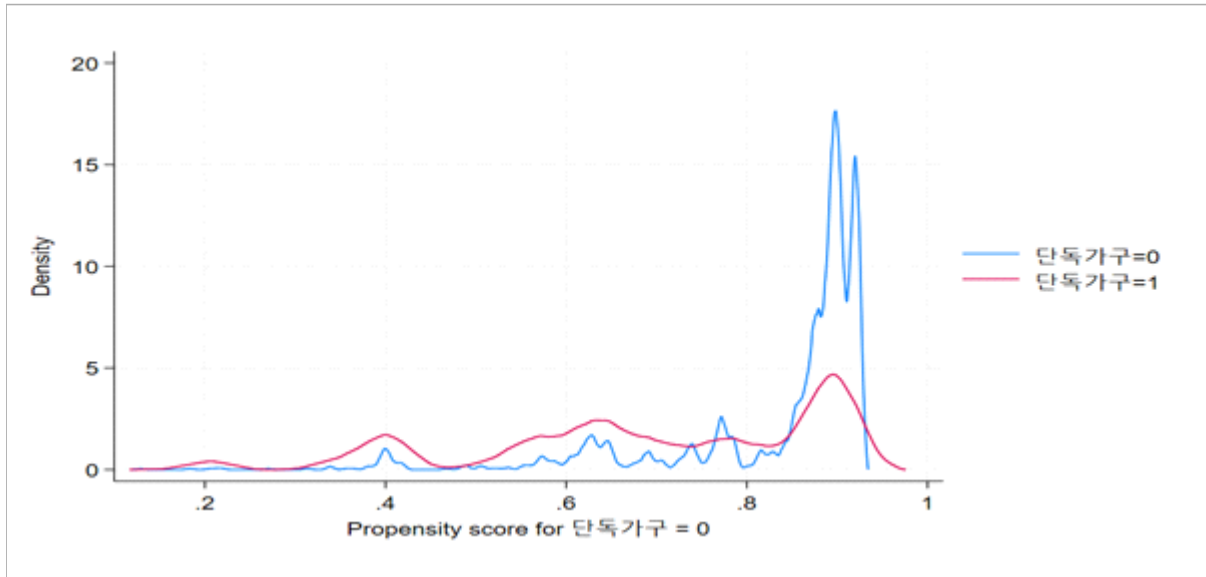
구분	1인 가구		다인 가구				
	N	%	N	%			
	고등학교(중퇴/졸업)	189	41.6	820	39.2		
	대학교(재학/중퇴/졸업) 이상	155	36.5	1,065	53.7		
거주지	서울·광역시	191	42.4	809	40.4		
	시	201	47.5	975	51.1		
	군·도농 복합군	63	10.2	268	8.5		
장애	장애 없음	384	85.6	1,932	94.7		
	장애 있음	71	14.4	120	5.3		
경제 배제	가구 소득	배제	162	34.0	157	6.7	
		비배제	293	66.0	1895	93.3	
	공과금 미납 경험	배제	12	2.3	29	1.5	
		비배제	443	97.7	2023	98.5	
주거 배제	주거시설 공동사용	배제	16	3.7	10	0.4	
		비배제	439	96.3	2,042	99.6	
	부적절한 주거환경	배제	143	29.2	428	21.0	
		비배제	312	70.8	1,624	79.0	
	주거비 부담률	배제	52	10.7	29	1.5	
		비배제	403	89.3	2,023	98.5	
사회적 배제 영역별 특성	고용 배제	실업/비경제활동	배제	132	28.5	208	10.0
		비배제	323	71.5	1,844	90.0	
	비자발 실업 가능성	배제	198	59.1	752	39.2	
		비배제	125	40.9	1,092	60.8	
건강 배제	병원에 가지 못한 경험	배제	5	1.1	3	0.2	
		비배제	447	98.9	1,976	99.8	
	건강 만족도	배제	101	23.3	213	10.2	
		비배제	351	76.7	1,766	89.8	
	우울감	배제	70	15.4	141	7.2	
		비배제	382	84.6	1,838	92.8	
사회 관계망 배제	가족관계 만족도	배제	40	9.5	45	2.3	
		비배제	412	90.5	1,934	97.7	
	사회적 친분관계 만족도	배제	38	8.0	64	3.6	
	비배제	414	92.0	1,915	96.4		

주: 1) N은 가중치 미적용 표본 수(unweighted), 비중은 가중치를 적용하여 분석함.  
 2) 영역별 분석에 사용된 표본 수는 문항별 결측으로 인해 상이할 수 있음.

## 2. 균형 진단 및 겹침 확인

균형 진단 및 겹침 확인을 위해 매칭변수들의 분포 그래프와 공변량 균형성을 살펴보았다. [그림 3]의 성향점수 분포 그래프를 살펴보았을 때, 두 집단의 분포가 공통된 영역 내에서 충분히 겹치는 것을 확인하였다.

그림 3. 성향 점수 분포 그래프



model이 잘 설정되었다면, 공변량의 standardized differences weighted의 값은 0에 가깝고, variance ratio weighted 값은 1에 가깝게 나타난다. 표 3에서 매칭 변수인 성별, 연령, 연령제곱, 학력, 거주지, 장애 여부 매칭 전후의 standardized differences weighted 값을 비교한 결과, 거주지를 제외한 변수들의 매칭 후의 값이 매칭 전에 비해 0에 가깝게 나타난 것을 확인할 수 있었다. 매칭 전후의 variance ratio weighted 값을 비교한 결과, 거주지를 제외한 모든 변수의 매칭 후의 값이 매칭 전에 비해 1에 가깝게 나타난 것을 확인하여 공변량 균형이 개선됨을 확인하였다.

표 3. 공변량 균형 진단

항목	standardized differences		variance ratio	
	매칭 전	매칭 후	매칭 전	매칭 후
성별	0.8	0.0	2.3	1.0
연령	0.2	0.0	1.1	1.0
연령제곱	0.2	0.1	1.1	1.0
학력	고등학교	0.0	1.0	1.0
	대졸 이상	-0.4	0.1	0.9
거주지	시	-0.1	1.0	1.0
	군	0.0	-0.1	1.1
장애	0.3	0.0	2.4	1.0

주: 기준은 성별(남성), 학력(중졸 이하), 거주지(서울 및 광역시), 장애(장애 없음)으로 설정함.

### 3. 사회적 배제 차이 분석

#### 가. 가구 형태에 따른 사회적 배제 위험 차이

공변량 균형을 확인한 뒤, 가구 형태에 따라 사회적 배제의 차이가 나타나는지를 확인하였다. 사회적 배제를

경제적 배제, 주거 배제, 고용 배제, 건강 배제, 사회 관계망의 다섯 영역으로 구분하여 IPWRA(회귀보정 역확률가중)로 위험 차이를 추정된 결과는 <표 4>와 같다. 인구사회학적 특성(성별, 연령, 학력, 거주지, 장애 여부)을 보정한 이후에도, 1인 가구주와 다인 가구주 사이에는 경제·주거·고용·건강·사회 관계망의 모든 영역에서 유의한 차이가 관찰되었다. 구체적으로 1인 가구주는 다인 가구주에 비해 경제 배제 위험이 19.4%p, 고용 배제 위험이 12.7%p, 주거 배제 위험이 8.4%p, 사회 관계망 배제 위험이 7.6%p, 건강 배제 위험이 7.0%p 높게 나타났다. 전체 영역 중에서는 경제 배제의 차이가 가장 크게 관찰되었고, 다음으로 고용, 주거, 사회 관계망, 건강 순으로 차이가 나타났다.

하위 지표 수준에서 차이를 살펴본 결과는 다음과 같다. 경제 배제에서는 가구 소득, 주거 배제에서는 주거비 부담률과 주거시설 공동사용, 고용 배제에서는 실업/비경제활동 상태와 비자발 실업 가능성, 건강 배제에서는 건강 만족도, 사회 관계망 배제에서는 가족관계 만족도와 사회적 친분 관계 만족도에서 유의한 차이가 나타났다. 경제 배제의 하위 지표인 가구 소득과 공과금 미납 경험에서 1인 가구주는 다인 가구주에 비해 저소득 가구일 위험이 20.2%p 높게 나타난 반면, 공과금 미납 경험에서는 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이는 경제 배제의 차이가 단기 체납보다 저소득 상태에서 주로 관찰되었음을 보여준다. 주거 배제의 하위 지표에서 1인 가구주는 다인 가구주에 비해 월 가구 가처분소득 대비 주거비 비중이 30% 이상일 위험이 8.3%p 높았고, 주거 시설(상하수도, 부엌, 화장실, 목욕시설) 중 하나라도 미달이거나 공동으로 사용할 위험이 3.2%p 높게 나타났다. 반면 부적절한 주거 환경에서는 유의한 차이가 나타나지 않았다. 따라서 주거 배제의 차이는 물리적 열악성보다 비용 부담과 주거 시설 접근성에서 주로 관찰된 것으로 볼 수 있다. 고용 배제의 하위 지표인 실업/비경제활동 상태와 비자발 실업 가능성에는 모두 유의한 차이가 확인되었다. 1인 가구주는 다인 가구주에 비해 실업 혹은 비경제활동 상태일 위험이 10.3%p 높았고, 개인이 통제할 수 없는 외생적 요인(경기 침체, 사업 부진 등)에 의해 고용 유지가 불확실할 위험이 11.9%p 높았다. 이는 고용 배제의 차이가 단지 노동시장 이탈 상태뿐만 아니라 고용의 불안정에서도 함께 관찰되었음을 보여준다. 건강 배제의 하위 지표인 건강 만족도에서 1인 가구주는 다인 가구주에 비해 건강에 불만족할 위험이 6.7%p 높았으나, 경제적 어려움으로 병원에 갈 수 없었던 경험과 우울감은 차이가 유의하지 않았다. 또한 사회 관계망 배제의 하위 영역인 가족관계 만족도와 사회적 친분관계 만족도에서는 모두 유의미한 차이가 나타났다. 1인 가구주는 다인 가구주에 비해 가족관계에 불만족할 위험이 5.7%p, 사회적 친분관계에 불만족할 위험이 3.8%p 높게 관찰되었다.

표 4. 가구 형태에 따른 사회적 배제 위험 차이

영역	POmean(%)	ATET(%p)	95% CI(%p)	p-value	N
<b>경제 배제</b>	15.4	19.4	[13.8, 25.0]	.000***	2,507
가구 소득	13.8	20.2	[14.7, 25.7]	.000***	2,507
공과금 미납 경험	2.2	0.1	[-1.9, 2.1]	.934	2,507
<b>주거 배제</b>	29.2	8.4	[2.3, 14.6]	.007**	2,507
주거시설 공동사용	0.6	3.2	[1.0, 5.3]	.004**	2,507
부적절한 주거환경	27.7	1.5	[-4.4, 7.3]	.619	2,507
주거비 부담률	2.3	8.3	[4.9, 11.8]	.000***	2,507
<b>고용 배제</b>	58.0	12.7	[7.3, 18.0]	.000***	2,507
실업/비경제활동	18.2	10.3	[4.9, 15.7]	.000***	2,507
비자발 실업 가능성	47.1	11.9	[5.1, 18.8]	.001**	2,167
<b>건강 배제</b>	22.3	7.0	[1.4, 12.6]	.014*	2,431
병원에 갈 수 없었던 경험	0.7	0.4	[-1.1, 1.8]	.609	2,431

영역	POmean(%)	ATET(%p)	95% CI(%p)	p-value	N
건강 만족도	16.5	6.7	[1.6, 11.9]	.011*	2,431
우울감	12.7	2.7	[-2.2, 7.6]	.276	2,431
<b>사회 관계망 배제</b>	6.8	7.6	[3.3, 11.9]	.001**	2,431
가족관계 만족도	3.8	5.7	[2.1, 9.4]	.002**	2,431
사회적 친분관계 만족도	4.3	3.8	[0.6, 6.9]	.019*	2,431

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

주: 1) 추정법=IPWRA, 결과모형=LPM, 처치모형=logit, 추정량=ATET, 결과는 배제(1)로 코딩함.

2) POmean(Potential Outcome Mean)은 처치집단(1인가구)이 처치를 받지 않았을 경우(다인 가구일 경우)를 가정한 반사실적 평균(Counterfactual Mean)을 의미하며, ATET(Average Treatment Effect on the Treated)는 처치집단(1인 가구)이 처치를 받았을 때(1인 가구일 경우)의 결과와 처치를 받지 않았을 경우(다인 가구일 경우)의 반사실적 결과 간의 평균 차이 의미

3) 해석의 명확성을 위해 ATET(위험차, %p)와 반사실적 평균(POmean) 위주로 기재함.

4) N은 가중치를 미적용한 표본 수(unweighted)이며, 추정치는 가중치를 적용하여 분석함.

5) 비자발적 실업 가능성은 해당 문항 응답자에 한해 산출되어 다른 고용 지표보다 유효 표본 수가 작음.

### 나. 성별 및 가구 형태에 따른 사회적 배제 위험 차이

성별에 따라 1인 가구의 형성 경로와 배제 경험이 다를 가능성을 고려하여(장임숙, 2020), 같은 성별 안에서 가구 형태에 따른 위험 차이를 추가로 검토하였다. 남성과 여성으로 나누어 별도로 성향점수 분포와 공변량 균형을 점검한 결과 매칭 후 standardized differences weighted의 값은 0에 가깝고 variance ratio weighted 값은 1에 가깝게 나타났다. overlap 또한 적절하게 확인되어 성별 하위집단에서도 균형이 대체로 개선된 것으로 확인되었다(그림 4, 표 5).

그림 4. 성향점수 분포 그래프(남성, 여성)

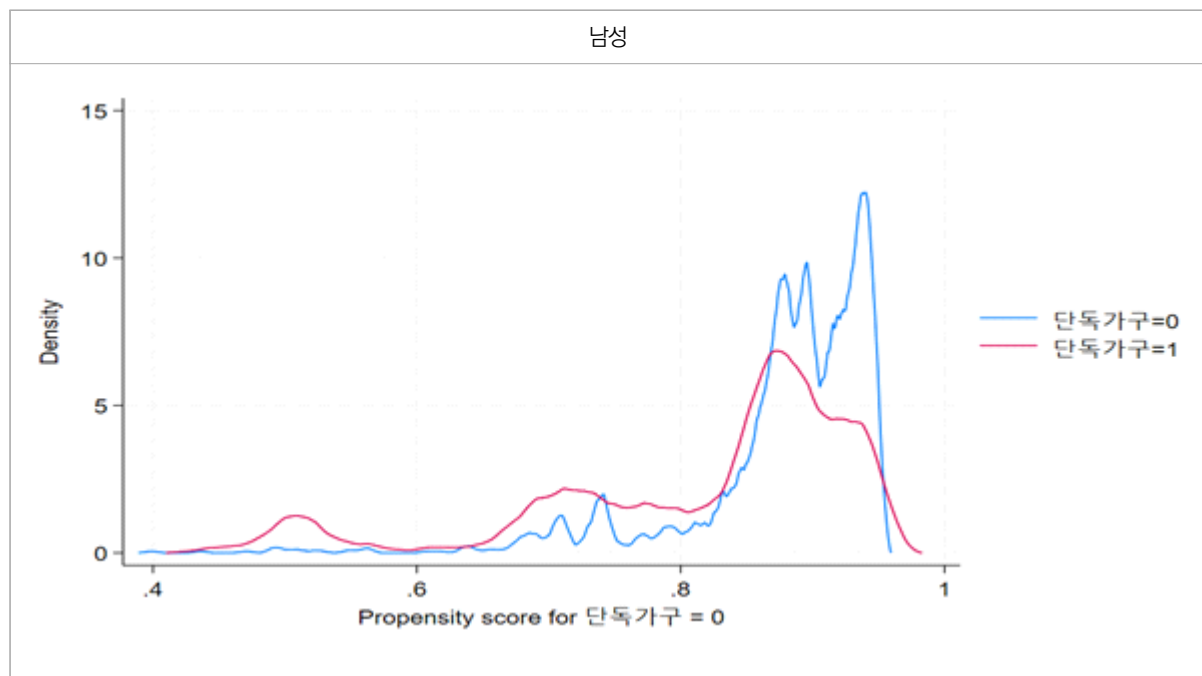


그림 4. 성향점수 분포 그래프(남성, 여성)(계속)

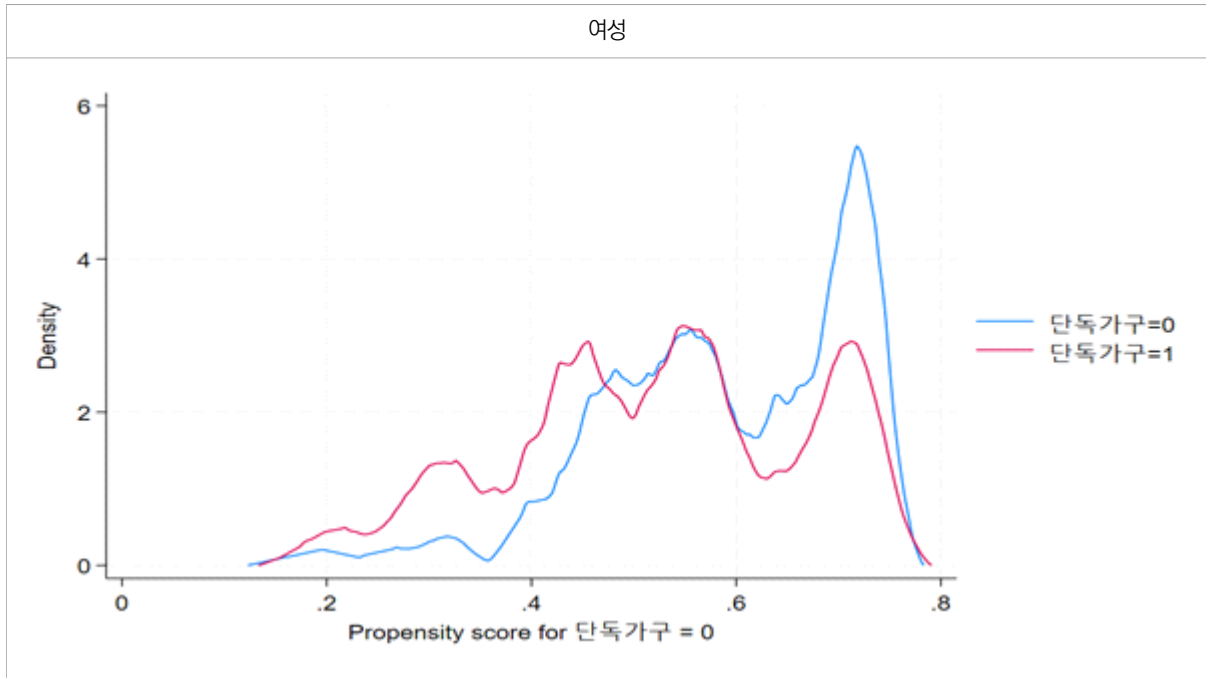


표 5. 공변량 균형 진단

항목	남성				여성				
	standardized differences		variance ratio		standardized differences		variance ratio		
	매칭 전	매칭 후	매칭 전	매칭 후	매칭 전	매칭 후	매칭 전	매칭 후	
연령	0.1	0.1	1.1	1.0	0.0	0.0	1.4	1.0	
연령제곱	0.1	0.1	1.1	1.0	0.0	0.0	1.3	1.0	
학력	고등학교	0.1	0.0	1.1	1.0	-0.3	0.1	1.0	1.0
	대학교이상	-0.5	0.0	0.9	1.0	0.2	0.0	1.2	1.0
거주지	시	-0.1	0.0	1.0	1.0	0.0	0.0	1.0	1.0
	군	0.0	-0.1	1.1	0.9	0.1	-0.1	1.2	0.9
장애	0.4	0.1	2.6	1.1	0.3	-0.1	2.2	0.9	

주: 기준은 학력(중졸 이하), 거주지(서울 및 광역시), 장애(장애 없음)으로 설정함.

성별로 나누어 분석한 결과는 <표 6>과 같다. 인구사회학적 특성(성별, 연령, 학력, 거주지, 장애여부)을 보정한 뒤에도 남성 1인 가구주는 경제·주거·고용·건강·사회 관계망의 모든 영역에서 다인 가구주와 유의한 차이가 관찰되었다. 구체적으로 남성 1인 가구주는 남성 다인 가구주에 비해 경제 배제 위험이 21.5%p, 고용배제 위험이 20.6%p, 주거배제 위험이 16.1%p, 사회 관계망 배제 위험이 11.1%p, 건강 배제 위험이 9.1%p 높게 나타났다. 이는 남성 집단에서는 1인 가구 여부에 따라 경제·주거·고용·건강·사회 관계망 영역 전반에 걸친 위험 차이가 비교적 일관되게 관찰되었음을 보여준다.

하위 지표별 차이를 살펴본 결과는 다음과 같다. 경제 배제에서는 가구 소득에서 유의한 차이가 나타났으며, 1인 가구주일 경우 다인 가구주 대비 저소득 가구일 위험이 21.9%p 높게 나타났다. 주거 배제 하위 지표인 주거시설 공동사용·부적절한 주거환경·주거비 부담률 위험은 다인 가구주 대비 각 5.4%p, 12.0%p, 5.2%p

높게 나타났다. 고용 배제 하위 영역인 실업 및 비경제활동 여부·비자발 실업 가능성 위험이 다인 가구주 대비 각 14.2%p, 19.3%p 높았다. 건강 배제에서는 건강 만족도와 우울감 위험이 유의하게 나타났으며, 다인 가구주 대비 각 6.4%p, 9.5%p 높았다. 사회 관계망 배제 하위 지표인 가족관계 만족도와 사회적 친분관계 만족도 위험은 다인 가구주 대비 각 9.4%p, 4.8%p 높았다. 남성 1인 가구주에서는 저소득, 노동시장 이탈, 고용 불안정, 부적절한 주거환경, 주거 시설 공동사용, 주거비 부담, 건강 취약, 관계 만족도 저하가 함께 관찰되었다.

반면 여성 1인 가구는 남성과 다소 다른 양상이 나타났다. 여성 1인 가구주는 다인 가구주에 비해 경제 영역에서만 유의한 차이가 관찰되었고, 주거·고용·건강·사회 관계망의 전체 지표에서는 유의한 차이가 나타나지 않았다. 구체적으로 여성 1인 가구주는 다인 가구주 대비 경제 배제 위험이 17.8%p 높게 나타났으며, 주거 배제 전체 지표는 유의하지 않았다. 따라서 여성 집단에서는 가구 형태에 따른 격차가 경제 영역에 주로 집중되어 나타난 것을 확인할 수 있다. 1)하위 지표별 차이를 살펴보았을 때 여성 1인 가구주는 다인 가구주에 비해 저소득 가구일 위험이 19.2%p 높게 나타났다. 주거 전체 지표는 유의하지 않았지만, 주거 하위 지표에서는 여성 1인 가구주는 다인 가구주에 비해 주거 환경이 적절하지 않을 위험이 12.4%p 낮으며, 주거비 부담률이 30% 이상일 위험이 12.6%p 높은 것으로 나타났다. 여성 1인 가구주의 경우에는 주거의 물리적 열악성보다 비용 부담과 관련된 차이가 상대적으로 두드러지게 나타났다.

표 6. 가구 형태 및 성별에 따른 사회적 배제 위험 차이

영역	남성					여성				
	POmean (%)	ATET (%p)	95% CI(%p)	p-value	N	POmean (%)	ATET (%p)	95% CI(%p)	p-value	N
경제 배제	9.1	21.5	[15.2, 27.9]	.000***	2,039	21.9	17.8	[8.4, 27.3]	.000***	468
가구 소득	7.4	21.9	[15.7, 28.2]	.000***	2,039	20.6	19.2	[9.8, 28.6]	.000***	468
공과금 미납 경험	1.8	0.9	[-1.2, 3.1]	.406	2,039	2.5	-0.7	[-3.9, 2.6]	.686	468
주거 배제	24.0	16.1	[8.7, 23.4]	.000***	2,039	36.7	-1.9	[-12.3, 8.5]	.719	468
주거시설 공동사용	0.5	5.4	[1.8, 9.0]	.003**	2,039	0.4	0.6	[-0.8, 2.0]	.394	468
부적절한 주거환경	22.6	12.0	[4.9, 19.1]	.001**	2,039	35.0	-12.4	[-22.0, -2.8]	.011*	468
주거비 부담률	1.4	5.2	[1.9, 8.5]	.002**	2,039	3.0	12.6	[6.6, 18.7]	.000***	468
고용 배제	48.3	20.6	[13.7, 27.5]	.000***	2,039	72.2	0.8	[-8.1, 9.7]	.865	468
실업/비경활	10.4	14.2	[8.2, 20.2]	.000***	2,039	26.2	7.0	[-2.2, 16.3]	.138	468
비자발 실업 가능성	39.4	19.3	[10.9, 27.6]	.000***	1,828	60.9	-1.3	[-13.5, 10.8]	.831	339
건강 배제	14.2	9.1	[2.9, 15.4]	.004**	1,966	31.7	4.7	[-5.1, 14.6]	.346	465
병원에 갈 수	0.1	0.3	[-0.4, 0.4]	.410	1,966	1.1	0.8	[-1.9, 0.8]	.552	465

1) 다만 여성 집단의 경우 남성 집단에 비해 표본 규모가 상대적으로 작고, 일부 하위 지표에서는 유효 표본 수가 더 줄어들기 때문에 통계적 검정력이 제한되었을 가능성도 함께 고려할 필요가 있다. 따라서 여성 집단에서 유의한 차이가 제한적으로 관찰된 결과는 실제 격차의 부재뿐 아니라 표본 수 제약의 영향과도 함께 해석될 필요가 있다.

영역	남성					여성				
	POmean (%)	ATET (%p)	95% CI(%p)	p-value	N	POmean (%)	ATET (%p)	95% CI(%p)	p-value	N
없었던 경험			1.1]					3.6]		
건강 만족도	10.5	6.4	[0.9, 12.0]	.022*	1,966	22.9	8.1	[-1.1, 17.3]	.083	465
우울감	5.6	9.5	[4.3, 14.7]	.000***	1,966	21.5	-5.6	[-14.6, 3.3]	.217	465
<b>사회 관계망 배제</b>	5.1	11.1	[5.6, 16.7]	.000***	1,966	11.6	0.7	[-7.0, 8.4]	.858	465
가족관계 만족도	2.7	9.4	[4.4, 14.4]	.000***	1,966	7.2	-0.7	[-6.8, 5.4]	.820	465
사회적 친분관계 만족도	3.7	4.8	[0.7, 8.8]	.020*	1,966	6.9	0.7	[-5.2, 6.5]	.818	465

주: 1) 추정법=IPWRA, 결과모형=LPM, 처치모형=logit, 추정량=ATET, 결과는 배제(1)로 코딩함.  
 2) POmean(Potential Outcome Mean)은 처치집단(1인가구)이 처치를 받지 않았을 경우(다인 가구일 경우)를 가정한 반사실적 평균(Counterfactual Mean)을 의미하며, ATET(Average Treatment Effect on the Treated)는 처치집단(1인 가구)이 처치를 받았을 때(1인 가구일 경우)의 결과와 처치를 받지 않았을 경우(다인 가구일 경우)의 반사실적 결과 간의 평균 차이 의미  
 3) 해석의 명확성을 위해 ATET(위험차, %p)와 반사실적 평균(POmean) 위주로 기재함.  
 4) N은 가중치를 미적용 표본 수(unweighted), 추정치는 가중치를 적용하여 분석함.  
 5) 비자발적 실업 가능성은 해당 문항 응답자에 한해 산출되어 다른 고용 지표보다 유효 표본 수가 작음.  
 \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ .

## V. 논의 및 결론

본 연구는 중장년 가구주를 대상으로 가구 형태에 따른 사회적 배제 위험의 차이를 확인하고자 하였다. 이를 위해 한국복지패널(KOWEPS) 2024년도 자료를 활용하여 IPWRA(회귀보정 역확률가중)를 적용하여 ATET를 추정하고, 공변량(성별, 연령, 학력, 거주지, 장애 여부)을 보정한 후 경제·주거·고용·건강·사회 관계망의 다섯 영역에서 1인 가구주와 다인 가구주 간 위험 차이를 분석하였다. 본 연구의 주요 분석 결과는 다음과 같다.

전체 분석 결과, 중장년 1인 가구주는 다인 가구주에 비해 경제 배제 위험이 19.4%p, 고용 배제 위험이 12.7%p, 주거 배제 위험이 8.4%p, 사회 관계망 배제 위험이 7.6%p, 건강 배제 위험이 7.0%p 높게 관찰되었다. 이는 중장년 1인 가구의 취약성이 단일 영역에 한정되기보다 경제적 자원, 노동시장 지위, 주거 안정성, 건강 상태, 사회 관계망 전반에 걸쳐 복합적으로 나타날 가능성을 시사한다. 따라서 중장년 1인 가구 문제는 단순한 동거 형태의 차이가 아니라, 중장년기라는 생애주기적 전환과 1인 가구라는 생활 단위가 맞물리며 다중 배제의 위험이 누적될 수 있는 구조적 위치의 문제로 이해할 필요가 있다.

영역별로 살펴보면, 경제 배제의 차이는 공과금 미납 경험과 같은 물질 박탈보다는 저소득 상태에서 주로 확인되었다. 이는 중장년 1인 가구의 경제적 취약성이 일시적 체납의 문제라기보다 지속적인 소득 취약성과 더 밀접하게 연관될 가능성을 시사한다. 주거 배제에서는 부적절한 주거환경 자체보다 주거비 부담률과 주거시설 공동 사용에서 유의한 차이가 관찰되었다. 즉 중장년 1인 가구의 주거 취약성은 물리적 열악성보다 비용 부담과 최소 주거 시설 접근성의 문제로 구체화된다고 볼 수 있다. 고용 배제에서는 실업/비경제활동 상태와 비자발적 실업 가능성이 모두 유의하게 높게 나타나, 중장년 1인 가구의 고용 취약성이 노동시장 이탈뿐만 아니라 고용의 불안정에서도 나타남을 보여준다. 건강 배제에서는 경제적 어려움으로 병원에 가지 못한 경험이나 우울감보다

주관적인 건강 만족도에서 격차가 나타났다. 이는 중장년 1인 가구의 건강 취약성이 의료 서비스의 접근성으로 설명되기보다, 주관적 건강 인식과 일상적 건강 불안정의 차원에서 먼저 드러날 가능성을 시사한다. 사회 관계망 배제는 가족관계 만족도와 사회적 친분관계 만족도에서 모두 유의한 차이가 나타났다. 이는 1인 가구의 배제가 소득이나 고용과 같은 물질적 영역에만 국한되지 않고, 가족 및 사회적 관계에서의 사회 자본 약화와도 연결될 수 있음을 보여준다. 이와 같은 연구 결과는 중장년 1인 가구의 사회적 배제가 경제적 곤란만의 문제가 아니라 관계적 고립 가능성까지 포함한 다차원적 현상으로 해석할 필요가 있음을 시사한다.

성별로 나누어 가구 형태에 따른 사회적 배제 위험을 분석한 결과, 남성 1인 가구주와 여성 1인 가구주에게서 다른 양상이 관찰되었다. 남성 1인 가구주는 다인 가구주에 비해 경제 배제 위험 21.5%p, 고용 배제 위험 20.6%p, 주거 배제 위험 16.1%p, 사회 관계망 배제 위험 11.1%p, 건강 배제 위험이 9.1%p 높게 관찰되었다. 하위 지표 수준에서도 저소득, 실업 및 비경제활동, 비자발적 실업 가능성, 주거비 부담, 주거 시설 공동사용, 부적절한 주거 환경, 유력 우울증군(우울감), 건강 만족도, 가족관계 및 사회적 친분관계 만족도 등 여러 지표에서 격차가 확인되었다. 이는 중장년 남성 1인 가구가 경제·주거·고용·건강·사회 관계망 영역 전반에 걸쳐 일관되게 취약함을 보여준다. 이러한 관계망 단절과 경제·고용 배제의 증점은 중장년 남성 1인 가구가 고독사 고위험군임을 보여주는 선행연구(최정은 외, 2024)와 연결되는 결과로, 중장년 남성 1인 가구에 대한 다차원적이고 통합적인 지원 체계 마련이 시급함을 시사한다.

반면 여성 1인 가구주는 다인 가구주에 비해 경제 배제에서만 유의한 차이가 관찰되었다. 하위 지표 수준에서 여성 1인 가구주는 다인 가구주에 비해 저소득 가구일 위험이 19.2%p 높고 주거비 부담률이 30% 이상일 위험이 12.6%p 높게 나타난 반면, 부적절한 주거환경 위험은 12.4%p 낮게 나타났다. 그러나 이는 중장년 여성 1인 가구주가 취약하지 않다는 의미가 아니다. <표 6>에서 여성 다인 가구주의 반사실적 평균(POmean)을 확인하였을 때, 고용 배제 72.2%, 주거 배제 36.7%, 건강배제 31.7%, 경제 배제 21.9%, 사회 관계망 배제 11.6%로 남성 다인 가구주에 비해 현저히 높다. 즉, 여성 가구주는 가구 형태와 무관하게 이미 높은 수준의 배제 위험에 처해 있어 1인 가구와 다인 가구 간의 추가 격차가 유의미하게 나타나지 않았을 가능성이 있다. 2024 한국복지패널의 일반 가구의 여성 가구주가 17.63%인 반면 저소득 가구의 여성 가구주가 52.33%로 저소득 가구의 여성 가구주 비율이 일반 가구에 비해 훨씬 높은 점을 감안할 때(이태진 외, 2024), 여성 가구주가 돌봄 책임으로 인한 경력단절·경력단절로 인한 저임금 일자리로의 진입·경력단절로 인한 자산 축적 기회의 제약 등 성별로 인해 겪는 배제가 가구 형태의 차이로 인한 배제보다 더 높은 가능성을 시사한다.<sup>2)</sup>

본 연구의 결과를 토대로 한 정책적 시사점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서 중장년 1인 가구와 다인 가구의 인구 사회학적 특성을 보정하였음에도 1인 가구주가 다인 가구주에 비해 경제·주거·고용·건강·사회 관계망 위험이 모두 유의하게 나타났다. 이는 이들이 단순히 한 가지 영역에서의 배제가 아니라, 중첩적인 배제를 경험함으로써 누적적인 불이익을 경험할 가능성이 높음을 시사한다. 따라서 중장년 1인 가구 지원 경제적 빈곤, 주거 환경, 고독사 예방 등 분절적으로 추진하는 것에서 벗어나(장은정, 2022), 다차원적인 배제를 통합적으로 지원하는 서비스를 제공하는 방안을 마련하는 것이 필요하다. 따라서 중장년 1인 가구 정책은 한 사람의 생활 단위에서 함께 작동하는 위험에 대응하는 통합 사례관리형 체계로 접근할 필요가 있다. 강신욱 외(2005)가 강조한 배제의 연쇄적 성격에 비추어 볼 때, 경제·주거·고용·건강·관계 배제를 분절적으로 대응하는 현행 방식은 근본적 한계를 가진다. 따라서 중장년 1인 가구를 하나의 통합 지원 단위로 보고, 배제 영역별 서비스를 연계하는 통합 사례관리 체계가 필요하다. 이를 위해서는 지자체별 1인 가구 지원 조례의 집행력 강화, 전담 인력 확보, 중장년 1인 가구 전문 지원 거점 기관 지정이 선행되어야 할 것이다(장임숙, 2020).

2) 다만 이러한 해석은 횡단자료와 하위집단 분석 결과를 바탕으로 한 것이므로 신중하게 이해될 필요가 있다.

아울러 통합 사례관리 체계에 주거비 과부담에 대응하는 1인 가구 특화 주거 지원을 포함하는 것이 필요하다. 본 연구에서 주거비 부담률은 전체(8.3%p)와 여성(12.6%p) 모두에서 주거 배제의 핵심 지표로 확인되었다. 현행 주거 복지 제도는 청년층(행복주택 등)과 노년층(공공임대 등)에 집중되어 있어, 중장년 1인 가구는 정책의 후순위로 밀려나 있다(최정은 외, 2024). 특히 주택 청약 가점제나 소형 임대주택 공급에서 부양가족 수 위주의 기준이 적용되어 1인 가구가 제도적 지원을 충분히 받지 못하며, 전세 임대주택의 경우에도 현실성 없는 지원 금액 한도로 대도시의 높은 주거비를 감당하기에 역부족인 실정이다(김윤영, 이석환, 2025; 장민선, 2015). 따라서 다인 가구와 경쟁해야 하는 공공임대주택 신청 시, 1인 가구의 특성을 반영한 별도의 할당 비율을 설정하거나 우선순위를 부여하는 제도 개선이 필요하다.

이러한 통합적인 지원 위에서, 남성 중장년 1인 가구에 대해서는 다중배제·고립 연계형 개입을 보다 강화할 필요가 있다. 본 연구에서 남성 1인 가구주는 경제·주거·고용·건강·사회 관계망의 전 영역에서 유의한 격차가 관찰되고, 유력 우울증군(우울감)과 가족관계 불만족까지 함께 나타났다는 점은 남성 집단에 대해 다중배제와 고립을 연계한 개입이 필요함을 시사한다. 따라서 남성 중장년 1인 가구 대상 정책으로는 일반적인 소득 지원이나 취업 지원만으로는 충분하지 않으며, 이와 더불어 관계망 회복, 정신건강 지원을 연계하는 방식으로 설계될 필요가 있다. 특히 남성은 사회적 관계가 직장에 편중되어 있어 은퇴 후 사회적 고립에 취약하며, 고독사 위험군으로 자주 지목된다는 점을 고려할 때 중장년 1인 가구 남성을 대상으로 안정적인 노동시장 참여와 주거 기반 확보지원과 더불어 '외로움-우울-자살 및 고독사로 이어지는 연결고리 차단(기획재정부, 2020. 6. 25.)'을 위해 사회적 관계망을 형성할 수 있는 지역사회 기반의 커뮤니티 활동이나 고독사를 예방하기 위한 정책을 지원하는 것이 필요하다.

반면 여성 중장년 1인 가구주에서 경제 배제와 주거비 부담이 상대적으로 두드러졌다는 점은, 여성 집단에 대해 경제적 자립, 주거비 부담 완화, 재취업 이후 고용유지에 보다 무게를 둔 접근이 필요함을 시사한다. 중장년 여성 1인 가구는 이혼, 사별 등으로 인하여 1인 가구가 된 경우가 많아 소득활동에 종사했던 경험이 없거나 경력이 단절된 여성들이 많다. 따라서 여성 중장년 1인 가구주 대상으로는 경력단절 이후의 저임금 일자리의 진입을 줄이고, 재취업 이후에도 안정적인 고용을 유지할 수 있도록 돕는 지원이 필요하다. 이를 위해 안정적인 경제활동을 통하여 경제적으로 자립할 수 있도록 고부가가치 직종 및 전문직 이직 등을 위한 교육훈련 제공(박건, 김연재, 2016), 취업 이후에도 안정적으로 고용을 유지할 수 있도록 지원하는 재직자 대상의 경력개발 서비스 등을 고려할 수 있다. 아울러 여성 1인 가구주는 다인 가구주 대비 저소득 가구 및 주거비 부담률 위험은 유의하게 높았으나, 다른 영역에서는 통계적으로 유의한 차이가 관찰되지 않았다. 이는 여성 가구주의 사회적 배제 위험이 가구 형태와 무관하게 높게 나타나 가구 형태에 따른 격차가 상대적으로 작게 나타난 것으로 보인다. 특히 여성 다인 가구주의 반사실적 평균(POmean)이 남성 다인 가구주에 비해 현저히 높다는 결과는 여성 가구주가 성별로 인해 겪는 배제가 가구 형태의 차이로 인한 배제보다 더 높을 가능성을 시사한다. 따라서 중장년 여성 1인 가구주 뿐 아니라 여성 가구주 전반을 위한 경력 단절 예방, 재취업 후 고용 안정 유지를 위한 재직자 경력개발 서비스, 성별 임금 격차 축소를 위한 노동시장 정책과 같은 보편적 복지 확대가 필요하다.

본 연구의 한계는 다음과 같다. 먼저 본 연구는 횡단 자료를 활용한 단면 분석이므로 가구 형태 변화가 배제 위험에 선행하는지, 혹은 배제 상태가 가구 형태 변화로 이어지는지 인과관계를 확정하기 어렵다. 둘째, 본 연구는 2차 자료를 활용하였기 때문에 사회적 배제의 각 하위 영역이 해당 개념을 완전히 포괄하지 못한다는 한계가 있다. 셋째, IPWRA를 통해 관측 가능한 인구사회학적 차이를 보정하였으나, 횡단자료의 특성상 관측되지 않은 요인의 영향을 완전히 배제할 수 없으므로 결과를 인과효과로 해석하는 데에는 한계가 있다. 넷째, 영역별로 유효 표본 수가 상이하여 각 영역별 분석을 직접 비교하는 것에는 주의가 필요하다. 다섯째, 혼인상태는 1인 가구 형성 경로와 사회적 배제 모두에 관련될 수 있는 중요한 변수이나, 본 연구에서는 혼인상태와 가구 형태

간 높은 공선성으로 인하여 공변량에 포함하지 못하였다. 따라서 본 연구에서 확인된 조정된 위험 격차에는 이혼, 사별 등 혼인관계 해제와 결부된 취약성이 일부 반영되었을 수 있다. 향후 연구에서는 본 연구의 한계를 보완하여 사회적 배제를 측정할 수 있는 다양한 문항 및 종단 데이터를 활용하여 가구 형태에 따른 사회적 배제 위험의 차이를 분석함으로써 보다 효과적인 개입 방안을 도출할 수 있기를 기대한다.

송스란은 숙명여자대학교 교육학과 박사를 수료하였으며, 한국고용정보원 책임연구원으로 재직 중이다.

(E-mail: 8858tmfks@hanmail.net)

## 참고문헌

- 강신욱, 김안나, 박능후, 김은희, 유진영. (2005). 사회적 배제의 지표개발 및 적용방안 연구. 한국보건사회연구원.
- 강은나, 이민홍. (2018). 노년기 삶에 대한 독거효과 분석 연구: 성향매칭분석을 통한 독거노인과 비독거노인 비교 보건사회연구, 38(4), 196-226.
- 고아라, 정규형, 신보경. (2018). 중장년 1인 가구의 사회적 박탈이 우울에 미치는 영향에 대한 중단연구. 한국가족복지학, 59, 55-79.
- 곽효정. (2022). 근로빈곤 여성의 사회적 배제 경험에 관한 질적연구: 중장년 1인 가구를 중심으로 [박사학위논문, 서강대학교].
- 국가법령정보센터. (2020. 5. 19.). 건강가정기본법.
- 기획재정부. (2020. 6. 25.). 1인가구 중장기 정책방향 및 대응방안 (1). <https://eiec.kdi.re.kr/policy/materialView.do?num=202176>
- 국가데이터처. (2015-2024). 인구총조사. [https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT\\_1PL1502&conn\\_path=I3](https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1PL1502&conn_path=I3). 2026. 1. 8. 검색.
- 국가데이터처. (2025. 12. 9.). 2025 통계로 보는 1인가구 [보도자료]. [https://www.kostat.go.kr/board.es?mid=a10301010000&bid=10820&act=view&list\\_no=442130](https://www.kostat.go.kr/board.es?mid=a10301010000&bid=10820&act=view&list_no=442130)
- 국가데이터처. (2026). 인구조로 보는 대한민국: 1인 가구. KOSIS 국가통계포털. <https://kosis.kr/visual/populationKorea/PopulationDashBoardDetail.do>. 2026. 5. 2. 검색.
- 김경태. (2023). 1인 가구와 고용위기지역: 지역특성을 고려한 1인가구 정책방향성. 희망이슈, 73, 1-28.
- 김교성, 노혜진. (2008). 사회적 배제의 실태와 영향요인에 관한 연구: 퍼지 집합이론을 이용한 측정과 일반화선형모델 분석. 사회복지정책, 34, 133-162.
- 김기태. (2022). 건강배제 집단의 사회자본과 정책적 함의. 보건복지포럼, (306), 32-45.
- 김미희, 노세희. (2011). 다가구 매입 임대주택과 영구임대주택 거주자의 사회적 배제 실태조사 연구. 한국주거학회논문집, 22(5), 91-100.
- 김안나, 노대명, 김미숙, 신호성, 홍인옥, 김태완, 강민희, 이소정, 원일, 윤필경, 유정예. (2008). 사회통합을 위한 사회적 배제계층 지원방안 연구: 사회적 배제의 역동성 및 다차원성 분석을 중심으로. 한국보건사회연구원.
- 김윤영, 이석환. (2025). 서울 중장년 1인 가구의 정신건강 영향 요인 연구: 세대 및 지역 간 비교 도시연구, 27, 367-406.
- 김종숙. (2014). 세대별, 성별 1인 가구의 현황과 고용-복지 정책. 한국여성정책연구원 연구보고서.
- 김재이. (2022). 1인 가구의 사회적 관계망 및 여가만족이 삶의 만족도에 미치는 영향: 경기도 거주 청년·중장년·노년 시대를 대상으로. [석사학위논문, 경기대학교].
- 김진현. (2017). 다차원적 사회적 배제가 비정규직 근로자의 주관적 건강 및 우울상태에 미치는 영향: 정규직 근로자와의 비교분석. 보건사회연구, 37(3), 398-432.
- 김태완, 김기태, 정세정, 이주미, 최준영, 강예은, 김보미, 정재훈, 안주영, 송치호. (2019). 사회배제 대응을 위한 새로운 복지국가 체제 개발. 한국보건사회연구원.
- 김혜정. (2015). 비혼 여성 1인가구의 사회적 배제에 관한 연구. 여성학연구, 25(2), 7-40.
- 남기철. (2011). 한국의 노숙인 복지와 주거지원 비판사회정책, 31, 121-159.
- 노경혜, 노혜진, 정혜원, 유혜인. (2022). 경기도 1인가구 정책 기본계획(2023-2027)수립 연구. 경기도여성가족재단.
- 모선희. (2015). 충남 독거노인의 사회적 배제 실태와 영향요인. 한국사회복지조사연구, 43, 191-209.
- 박건, 김연재. (2016). 서울 1인가구 여성의 삶 연구: 4050 생활실태 및 정책지원 방안 - 노후준비와 사회관계를 중심으로. 서울시 여성가족재단 정책연구보고서.
- 박능후, 김재희, 장춘명. (2015). 개인의 객관적 배제와 주관적 배제 격차에 관한 연구. 사회복지정책, 42(4), 231-253.
- 박능후, 최민정. (2014). 중고령자 사회적 배제의 다차원성과 역동성 분석. 사회과학연구, 25(2), 325-354.

- 박선희, 최영화. (2020). 중장년 남성 고독사 고위험군의 사회적 고립에 대한 탐색적 사례연구: 긴급복지지원 대상자들을 중심으로. *비판사회정책*, 68, 45-78.
- 박소영, 최송식. (2024). 사회적 배제 변화가 중장년 1인 가구의 삶의 만족도 성장궤적에 미치는 영향. *한국가족복지학*, 71(3), 39-76.
- 박승곤. (2021). 중장년 1인 가구의 생활에 대한 사례연구: 사회적 취약계층을 중심으로. *사회복지실천과연구*, 18(1), 187-219.
- 박준범, 권병구, 김민기, 박홍민, 오경석. (2019). 중장년층 남성 1인 가구 특성 및 사회적 문제에 대한 융복합적 해결방안 연구. 서울시50+재단.
- 박현주, 정순돌. (2012). 노인의 사회적 배제 수준의 변화 유형과 예측요인: 영국고령화패널(ELSA) 분석. *한국노년학*, 32(4), 1063-1086.
- 배건이, 정극원. (2013). 1인가구 지원 법제에 관한 입법평가 연구. 한국법제연구원.
- 변미리, 신상영, 조권. (2009). 1인가구, 서울을 변화시킨다. *정책리포트*, 30, 1-18.
- 변미리. (2019). *한국의 사회동향 2019*. 통계청 통계개발원.
- 송도훈, 정규형, 김이슬. (2025). 청년 1인 가구의 사회적 배제 유형 결정요인에 관한 연구. *보건사회연구*, 45(3), 168-192.
- 송민혜, 한준섭, 김정아. (2020). 서울시 중장년 1인 가구 실태 및 지원 정책. 서울시50+재단.
- 심창학. (2004). 사회적 배제와 사회복지 정책적 접근: 상황과 복지, 19, 13-54.
- 신자현, 유예안, 정승원. (2023). 청년 장애인의 사회적 배제 유형과 예측요인에 관한 연구. *장애와고용*, 33(3), 169-196.
- 안진호, 김도연, 이성욱. (2025). 청년의 사회적 배제 발달궤적에 대한 연구: 퍼지집합이론과 잠재성장모형을 중심으로. *사회복지실천과 연구*, 22(3), 281-313.
- 양정선, 전경숙, 고지영. (2010). 경기도 1인 가구 생활 실태조사. 경기도여성가족연구원.
- 오채민. (2018). 1인가구의 사회적 배제가 우울에 미치는 영향: 세대별 비교를 중심으로 [석사학위논문, 중앙대학교].
- 윤성호. (2012). 한국형 사회 배제성 척도 개발 연구. *사회보장연구*, 28(1), 53-95.
- 윤지영, 이소영. (2022). 중장년 1인 가구의 음주와 고립감이 삶의 만족도에 미치는 영향: 우울의 매개효과 검증. *생명연구*, 63, 97-126.
- 이명진, 최유정, 이상수. (2013). 1인 가구의 현황과 사회적 함의에 대한 탐색적 연구. *사회과학연구*, 27(1), 229-253.
- 이민홍, 전용호, 김영선, 강은나. (2015). 1인 가구 증가에 따른 신사회적 위험 대응전략. 보건복지부.
- 이웅, 김동기. (2015). 장애인의 주관적 건강 영향요인 탐색: 사회적 배제와 사회경제적 지위를 중심으로. *한국사회복지조사연구*, 47, 133-158.
- 이태진, 류진아, 강예은, 남윤재, 신재동, 정주성, 정유림, 송지은, 이원진, 이봉주, 강상경, 박정민, 정원오, 임은정, 김건, 김태형. (2024). 2024년 한국복지패널 조사분석 보고서. 보건사회연구원.
- 장민선. (2015). 여성 1인 가구 증가에 따른 법적 대응방안. *이화젠더법학*, 7(2), 31-74.
- 장운정. (2022). 중년 1인 가구의 사회적 배제 잠재집단 유형과 영향요인. *한국가족자원경영학회*, 26(3), 1-17.
- 장임숙. (2020). 1인 가구의 젠더 특성과 정책방안. *지방정부연구*, 24(1), 373-397.
- 정혜은. (2022). 인천시 1인 가구 특성과 정책 방향. 인천연구원.
- 최선희, 정재연, 이경재. (2024). 중년에서 노년으로 이어지는 사회적 배제 궤적 분석: 고령화연구패널을 중심으로. *한국사회복지조사연구*, 82(1), 109-145.
- 최윤경. (2020). 역동적 심리사회적 모형을 적용한 중장년 1인 가구의 삶의 질 관련 영향 요인: 2017년 지역사회건강조사 자료 활용 [석사학위논문, 중앙대학교].
- 최정은, 전용호, 김성우. (2024). 중장년 1인 위기가구의 특성 분석과 지원방안 연구. 한국사회보장정보원.
- 현옥주, 정광열. (2025). 중년기 고용의 질이 노년기 다차원 빈곤에 미치는 영향. *보건사회연구*, 45(1), 147-175.
- 홍성표, 임한려. (2022). 중고령자 1인가구 삶의 만족도 변화 및 영향 요인 분석: 중고령자 다인가구와 비교 분석. *보건사회연구*, 42(2), 7-27.

- Bennett, J., & Dixon, M. (2006). *Single person households and social policy: Looking forwards*. York: Joseph Rowntree Foundation (pp. 1-47).
- Cattaneo, M. D. (2010). Efficient semiparametric estimation of multi-valued treatment effects under ignorability. *Journal of econometrics*, 155(2), 138-154.
- Cuesta, J., López-Noval, B., & Niño-Zarazúa, M. (2024). Social exclusion concepts, measurement, and a global estimate. *Plos one*, 19(2), 1-23.
- European Commission. (2004). *Joint report on social inclusion 2004 (KE-AQ-04-001-EN-C)*. Office for Official Publications of the European Communities.
- Levitas, R., Pantazis, C., Fahmy, E., Gordon, D., Lloyd-Reichling, E., & Patsios, D. (2007). *The multi-dimensional analysis of social exclusion*. Bristol: University of Bristol.
- Pantazis, C., Gordon, D., & Levitas, R. (Eds.). (2006). *Poverty and Social Exclusion in Britain: The millennium survey*. Bristol: Policy Press.
- Pierson, J. (2002). *Tackling social exclusion*. Routledge.
- Popp, S., & Schels, B. (2008). 'Do you feel excluded?' The subjective experience of young state benefit recipients in Germany. *Journal of Youth Studies*, 11(2), 165-191.
- Silver, H. (1994). Social exclusion and social solidarity: Three Paradigms. *International Labour review*, 133, (5-6), 531-578.
- Yoon, J., Kim, J., Chung, J., & Son, H. (2023). Changes in life satisfaction among middle-aged adults living alone over a 12-year span. *PLoS ONE*, 18(12), 1-12.

# Social Exclusion Risks among Midlife Single-Person Household Heads in Korea:

## A Comparison with Multi-Person Households

Song, Seuran<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Korea Employment  
Information Service

### | Abstract |

This study examined multidimensional differences in the risk of social exclusion by household type (single-person vs. multi-person) among middle-aged household heads. Using Wave 19 (2024) of the Korea Welfare Panel Study, inverse probability weighted regression adjustment was applied after controlling for sex, age, education, region, and disability status. The average treatment effect on the treated was estimated across five domains: economic, housing, employment, health, and social networks. Compared with heads of multi-person households, heads of single-person households showed significantly higher risks of economic exclusion (19.4%p), employment exclusion (12.7%p), housing exclusion (8.4%p), social network exclusion (7.6%p), and health exclusion (7.0%p). In sex-stratified analyses, male heads of single-person households had significantly higher risks across all five domains, whereas female heads of single-person households showed a significant difference only in economic exclusion. However, the higher counterfactual means observed among female heads of multi-person households suggest that female household heads may face relatively elevated baseline risks of social exclusion across domains. These findings highlight the need for an integrated multidimensional support system for middle-aged single-person households, stronger interventions addressing social isolation and depression among middle-aged men living alone, and broader welfare support for female household heads.

**Keywords:** Midlife, Single-Person Households, Social Exclusion, Inverse Probability Weighted Regression Adjustment (IPWRA), Korea Welfare Panel Study (KOWEPS)