

중년 1인 가구와 노년 1인 가구의 사회자본에 영향을 미치는 요인: 신뢰, 연대성, 네트워크 변화궤적에 따른 사회자본 잠재계층을 중심으로

신 서 우¹

¹ 경기대학교

초 록

본 연구는 중년 1인 가구와 노년 1인 가구의 사회자본 형성 및 변화 유형을 살펴보고 이에 영향을 미치는 요인을 확인하는 데, 그 목적을 두었다. 이를 위해 다집단 성장혼합모형을 적용하여 중년과 노년 1인 가구를 대상으로 신뢰, 연대성, 네트워크의 변화 궤적에 따라 사회자본 유형을 도출하고, 성장혼합모형을 활용하여 중년 1인 가구, 노년 1인 가구의 사회자본 유형 간의 비교를 통해 사회자본에 영향을 미치는 인구사회학적 요인을 규명하였다. 자료는 7차, 10차, 13차, 16차 한국복지패널 데이터를 활용하였고, 연구 대상은 중년(268명)과 노년(712명) 1인 가구 총 980명이다.

분석 결과 중년 1인 가구의 사회자본 잠재집단은 계층Ⅰ(중신뢰·고연대성·저네트워크 유지집단), 계층Ⅱ(고신뢰·고네트워크 유지 및 중연대성 감소집단), 계층Ⅲ(고신뢰·고연대성·고네트워크 유지집단), 계층Ⅳ(중신뢰·중연대성·저네트워크 유지집단)로 유형화되었고, 성별, 소득 수준, 건강 수준이 사회자본 형성 및 변화에 미치는 차이가 확인되었다. 노년 1인 가구 또한 계층Ⅰ(고신뢰·고연대성·고네트워크 유지집단), 계층Ⅱ(중연대성·저네트워크 유지 및 저신뢰 감소집단), 계층Ⅲ(고연대성 유지 및 고신뢰·중네트워크 감소집단), 계층Ⅳ(저신뢰·저연대성·고네트워크 유지집단)로 사회자본 잠재집단이 도출되었고, 성별, 나이, 학력, 소득 수준, 건강 수준이 사회자본 잠재계층 형성에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이를 바탕으로 중년과 노년 1인 가구의 사회자본 증진을 위한 사회정책 및 실천 방안을 제안하였다.

주요 용어: 중년 1인 가구, 노년 1인 가구, 사회자본, 다집단 성장혼합모형, 성장혼합모형(R3STEP)

알기 쉬운 요약

이 연구는 왜 했을까? 나홀로 가구의 증가와 함께 1인 가구의 본질적인 삶의 문제에 관한 사회적 관심이 증가하면서, 1인 가구의 사회자본이 주목받고 있다. 이에 1인 가구의 사회자본을 증진하기 위한 사회적 대안을 모색하고자, 중년과 노년 1인 가구의 사회자본 수준 및 변화 속성의 차이를 토대로 사회자본 유형을 살펴보았다. 그리고 중년 1인 가구와 노년 1인 가구의 사회자본 형성에 영향을 미치는 인구사회학적 요인을 확인함으로써, 사회적 개입의 근거와 방안을 제시하고자 하였다.

새롭게 밝혀진 내용은? 중년과 노년 1인 가구의 사회자본 수준 및 변화 유형의 차이와 중년 1인 가구, 노년 1인 가구의 사회자본 형성에 영향을 미치는 인구사회학적 요인을 확인할 수 있었다.

앞으로 무엇을 해야 하나? 중년 1인 가구와 노년 1인 가구의 인구사회학적 특성을 고려하고, 사회자본 잠재계층별 차별화된 개입을 통한 중년과 노년 1인 가구의 사회자본 강화가 필요하다.

본 연구는 저자의 2024년 박사 학위논문 일부를 수정·보완하였음.

■ 투 고 일: 2024. 10. 31.
■ 수 정 일: 2024. 12. 10.
■ 게재확정일: 2024. 12. 23.

I. 연구의 배경 및 필요성

나홀로 가구는 전 세계적으로 증가하고 있으며, 현재 우리는 '나혼자 산다'는 것이 특별하지 않은 시대를 살아가고 있다. 1인 가구는 2000년(15.5%) 대비 2022년(34.5%) 2.2배 증가하면서 대표적인 가구형태로 자리하였다(통계청, 2023a). 이러한 1인 가구의 증가는 중년과 노년을 중심으로 지난 20여년 동안 확대되어 온 결과로 볼 수 있다. 2000년대 의료기술의 발달과 가족에 대한 인식의 변화로 인하여 노년 1인 가구가 급격히 증가하면서 전체 1인 가구의 과반을 차지하였고(이민정, 2020, p. 39), 2015년에는 개인주의적 가치관의 확산과 노동환경의 변화로 인하여 중년 1인 가구가 증가하면서(임유진, 박미현, 2018, p. 188) 전체 1인 가구의 증가를 견인하였다. 게다가 1인 가구의 증가 내면에는 나홀로 생활을 장기간 유지하는 1인 가구의 증가를 포함하고 있다. 실제로 한국복지패널(2023) 자료로 확인된 1인 가구 중 10년 이상 나홀로 생활을 이어온 경우는 중년(65.5%)과 노년(50.7%) 모두 과반이 넘는 것으로 나타났다. 따라서 중년과 노년 1인 가구를 중장기적인 시각에서 살펴보는 것은 매우 필요하다 하겠다.

이러한 중년과 노년 1인 가구는 생활 전반에 많은 어려움을 경험하고 있어 사회적, 경제적, 신체적, 정신적 영역에서 취약한 인구집단으로 간주되어 왔다(안현찬 외, 2022, p. 242). 실제로 연간소득의 경우 1인 가구는 전체 가구의 44.5% 수준으로 전체 가구 소득 수준의 절반에도 미치지 못하는 것으로 조사되었고, 1인 가구의 관계 만족도(50.0%) 역시 전체 가구가 인간관계에 만족하는 비율보다 4.3%p 낮았다(통계청, 2023a). 이처럼 중년과 노년 1인 가구는 개인화된 사회에서 사회적 고립의 위험 또한 높으며, 사회적 관계의 양상을 보여줄 수 있는 사회자본(Marmot, 2005, p. 278) 또한 1인 가구가 다인 가구보다 현저히 낮게 나타났다(김수영 외, 2022).

사회자본은 인간관계로부터 지속적인 상호작용을 통해 형성할 수 있는 자원이다(Bourdieu, 1983, p. 248). 이에 사회자본은 사람들 사이 신뢰 관계에 내재한 것으로 간주되며(김태룡, 안희정, 2009, p. 200), 개인이나 집단이 공유하는 기본적인 가치이자 사회 내 인간관계에서 적절한 행동 방식을 결정하는 기준을 제시한다. 이러한 점에서 관계망에 기반하여 형성되는 신뢰와 연대성은 네트워크와 함께 사회자본의 구성요소로 여겨진다(김상준, 2004, p. 69). 그래서 사회자본이 축적된 사회의 구성원은 참여적 네트워크를 통해 상호 간의 신뢰와 연대성을 증진할 수 있고(문필동, 2017, p. 18), 사회자본을 통해 정신건강 개선에 도움을 받을 수 있다(Bassett & Moore, 2013, p. 690). 반대로 사회자본이 결핍된 사회의 구성원은 불평등과 차별 문제로 인해 사람들 간의 신뢰감이 낮아지고 사회구성원 간의 결속이 약해지는데, 이는 개인의 건강 문제로 연결될 수 있다(Kawachi et al., 1997, p. 1494; Wilkinson, 2008, p. 37). 그리하여 사회자본은 1인 가구 시대, 개인화된 사회의 위험을 비롯한 다양한 사회문제의 해결방안으로 사회과학영역에서 주목받고 있다. 특히 선행연구(김준표, 김순은, 2018; 박준범 외, 2019; 장명준, 2023)를 통해 중년과 노년 1인 가구의 삶에 있어 사회자본은 개인의 건강 및 삶에 긍정적인 영향을 미치는 주요한 요인으로 밝혀지면서, 1인 가구의 사회자본에 관한 사회적 관심이 더욱 높아지고 있다.

이에 사회자본에 관한 많은 연구(김태룡, 2006; 백정만, 전상남, 2020; Balanda & Wilde, 2003; Hall, 1999; Putnam, 2017; Subramanian et al., 2003)가 진행되었고, 성별, 나이, 학력, 소득 수준, 건강 수준 등의 인구사회학적 요인이 사회자본 형성에 주요한 요인으로 밝혀졌다. 이를 바탕으로 개인 수준의 사회자본(최민정, 2015) 및 지역 수준의 사회자본(안성호, 곽현근, 2003)에 관한 연구로 심화되면서, 인구사회학적 요인이 사회자본 형성에 직·간접적으로 영향을 미칠 수 있다는 것이 확인되었다(백정만, 전상남, 2020; 이숙중 외, 2008). 하지만 기존의 연구들은 인구사회학적 요인이 사회자본의 형성 및 유지, 변화에 미치는 영향 관계를 종단적으로 살펴보지 못한 제한점이 있다.

사회자본은 오랜 기간 사람들과의 지속적인 상호작용을 통해 축적되거나 형성되며 강화된다(정민희, 2018, p. 19; Folland & Iversen, 2014, p. 46). 즉, 사회자본은 변화하는 시간 속에서 형성되고 증가하거나 감소하는 속성을

가진다(소진광, 2004, p. 4; 조병재, 2017, p. 4). 그럼에도 선행연구들은 사회자본의 변화적인 속성을 충분히 고려하지 못하였다. 그리고 기존의 연구들은 사회자본 구성요소를 하나의 변수로 합산하거나 각각의 사회자본 구성요소들을 개별 변수로 살펴보는 단편적인 연구(김진현, 2015; 최은영, 엄사랑, 2019)들이 대부분이다. 이에 사회자본 구성요소 간의 상이한 수준 차이와 변화의 차이, 그리고 구성요소 상호관계에서 나타날 수 있는 다양한 특성을 고려하지 못한다는 점에서, 사회자본을 종합적으로 파악하는데 제한이 따른다. 게다가 전체 연령 또는 특정 연령대의 사회자본을 살펴본 기존 연구들은(송진영, 2015; 최은영, 엄사랑, 2019) 생애주기에 따라 다른 유형의 사회자본을 형성하고 활용할 수 있는 사회자본의 속성(소진광, 2004, p. 7)을 고려하지 못한 한계를 가진다. 그러므로 시간의 흐름에 따라 변화하는 사회자본의 속성을 고려하고 사회자본 구성요소별 수준 및 변화의 차이를 토대로 사회자본을 유형화하여, 중년 1인 가구와 노년 1인 가구 각각의 사회자본 잠재계층 비교를 통해 사회자본에 영향을 미치는 인구사회학적 요인에 대한 심도 있는 연구가 필요한 것이다.

이에 본 연구는 먼저 나홀로 생활 유지 비율이 상대적으로 높은 중년과 노년에 초점을 두고, 생애주기에 따라 중년과 노년이 경험하게 되는 어려움이나 문제는 서로 다를 수 있다는 점에서(이민정, 2020, p. 32), 선행연구(김이레, 권진아, 김영주, 2022; 임연옥, 문정화, 2020)와 청년기본법, 노인복지법의 정책 연령 기준을 참고하여(법제처, 2024) 35세부터 64세까지는 중년, 65세 이상은 노년으로 연령집단을 구분하여 살펴보았다. 다음으로 중년과 노년 1인 가구 내 이질적인 변화의 특성을 공유하는 서로 다른 사회자본의 혼합된 궤적을 살펴보고자 다집단 성장혼합모형을 적용하여(Jung & Wickrama, 2008), 사회자본을 유형화하였다. 이는 선행연구의 제한점을 보완하고 장기적인 시각에서 사회자본의 구성요소별 특성을 종합적으로 파악하기 위함이다. 마지막으로 중년 1인 가구와 노년 1인 가구의 사회자본에 대해 성장혼합모형을 적용하여 사회자본의 형성 및 변화에 영향을 미치는 인구사회학적 요인을 규명함으로써, 사회적 개입의 근거를 제시하고 중년과 노년 1인 가구의 사회자본 증진을 위한 사회정책 및 실천 방안을 모색하고자 한다. 이러한 목적을 가진 본 연구는 아래와 같이 연구문제를 설정하였다.

- 연구문제 1. 중년과 노년 1인 가구의 사회자본(신뢰, 연대성, 네트워크) 잠재계층은 어떻게 유형화되는가?
연구문제 2. 중년 1인 가구와 노년 1인 가구의 인구사회학적 요인이 사회자본 잠재계층에 미치는 영향은 어떠한가?

II. 선행연구 고찰

1. 중년 1인 가구와 노년 1인 가구

1인 가구는 혼인과 무관하게 ‘성인 1인이 단독으로 거주하며 나홀로 생계를 유지관리하고 나홀로 일상생활을 책임지는 가구’이다. 1980년 우리나라의 1인 가구는 4.8%에 불과하였으나 2000년 15.5%로 증가하였고(통계청, 2019), 지속적으로 증가한 결과 2010년 23.9%, 2022년 34.5%로 증가하며(통계청, 2023a), 세 집 건너 한 집이 1인 가구인 시대에 도달하였다. 특히 우리나라의 1인 가구 비중은 세계에서 다섯 손가락 안에 손꼽힌다고 할 수 있으며, OECD 주요국 중 가장 빠른 증가 속도를 보이고 있다(임유진, 박미현, 2018, p. 188).

구체적으로 2000년대 1인 가구는 노인을 중심으로 증가하였다. 이 시기는 고령화와 함께 가족에 대한 인식 및 삶의 가치관 변화로 노년 1인 가구가 전체 1인 가구의 과반(56.6%)을 차지하면서(통계청, 2023b), 1인 가구 시대를 주도하였다. 그 뒤 2015년에는 중년 1인 가구의 비율이 노년 1인 가구를 추월하며 1인 가구의 대표적인 연령집단으로 부상하였다(임유진, 박미현, 2018, p. 188). 이후 노동시장의 변화와 개인주의적 가치관의 확산으로 개인에게는

많은 삶의 선택지가 주어지면서 자발적으로 1인 가구의 삶을 선택하거나, 의도하지 않았지만 1인 가구의 삶을 마지못해 선택하는 상황을 마주하게 되었고(최유정 외, 2016, p. 27), 그 결과 1인 가구의 증가는 더욱 증폭되었다.

이 같은 1인 가구의 증가는 나홀로 생활을 장기간 유지하는 1인 가구의 증가가 더해진 결과이다. 선행연구(정인, 오상엽, 2020)에서도 10년 이상 1인 가구를 유지하는 나홀로 가구의 증가가 지속될 것으로 예견하고 있다(최순화, 2021, p. 152). 한국복지패널(2023) 자료를 살펴보면, 2010년부터 10년 이상 나홀로 생활을 유지한 비율은 청년 14.9%, 중년 59.9%, 노년 45.3%이었으나, 2012년부터 10년 이상 1인 가구를 유지하는 비율은 청년 17.5%, 중년 65.5%, 노년 50.7%로 나홀로 생활을 유지하는 1인 가구가 증가하고 있는 것을 확인할 수 있다. 이에 본 연구는 1인 가구 가운데 나홀로 생활을 오랜 기간 유지하는 중년과 노년 1인 가구에 주목하고, 그들의 특성을 살펴보았다.

먼저 중년 1인 가구를 살펴보면, 1인 가구 형성 원인이 다양하다는 특징이 있다(이민정, 2020, p. 37). 그리고 중년 1인 가구는 다인 가구보다 비교적 소득, 고용, 주거불안정성과 열악한 주거환경, 건강문제 등의 어려움에 노출되어 있다(이소영, 2022, p. 2475). 특히 중년 1인 가구의 경우 다인 가구 대비 사회적 관계에 대한 의존이 높은 것과는 대조적으로 사회적 지지 수준이 낮은 편이며(송나경 외, 2019, p. 134; 정은혜, 2020, p. 8), 중년 1인 가구 10명 중 7명이 사회적 박탈을 경험(71.5%)한 것으로 나타났다(임유진, 박미현, 2018, p. 14). 게다가 사회적 지지와 사회적 박탈감 등 사회자본의 부족은 중년 1인 가구의 삶의 질, 행복감을 낮추는 것으로 알려져 있다(권혁철, 김형용, 2017; 서지원, 이수진, 2021). 이에 생애전환기의 중요한 시기를 보내는 중년 1인 가구에 대한 사회적 관심이 점차 커지고 있지만, 사회의 주요 정책과 지원에서 다른 연령 대비 관심을 받지 못하고 있다.

다음으로 노년 1인 가구는 일반적으로 65세 이상 나홀로 생활하는 독거노인으로 정의되어 왔다. 이러한 노년 1인 가구의 경우 경제, 건강, 소외, 무위라는 노년층의 4고(苦) 영역에서 전체 노인가구가 경험하는 어려움보다 더 많은 고충을 겪는 것으로 알려졌다(정경희, 2015, p. 5). 특히 현대사회 노인의 대표적인 문제로 일컬어지는 빈곤, 소외, 우울 등의 문제가 노년 1인 가구에 집중되어 있다(홍재은, 정민희, 2021, p. 145). 그리고 공식적, 비공식적 지지체계로부터 소외되어 사회적 자원이 부족한 노년 1인 가구는 경제 및 주거, 사회관계, 건강 등 생활 전반에서 다인 가구보다 열악하여 사회적 고립이나 외로움에 노출될 위험이 많다(최유정 외, 2016, p. 31). 이처럼 복잡다단한 문제들은 노년 1인 가구의 삶과 정신건강에 부정적인 결과를 수반할 수 있기에(배다영, 박은빈, 2022, p. 12), 노년 1인 가구에 관한 더 많은 관심과 지원이 필요한 것이다.

2. 사회자본의 구성요소

사회자본은 정치, 사회, 경제 등 다양한 사회문제의 해결방안으로 사회과학 여러 분야에서 주목받았고(김수린 외, 2018, p. 110), 다양한 접근과 관점을 강조하며 사회과학의 대표적인 이론으로 성장하였다. 그 과정을 살펴보면, 먼저 사회자본의 이론적 선구자인 Bourdieu(1986)는 사회자본을 경제적 자원으로 제한하지 않았다. 경제적 자본, 사회자본, 문화적 자본으로 사회자본을 폭넓게 구성하였고, 사회관계 속에서 개인이 갖는 연결망, 그리고 집단 내 구성원 간의 주고받는 다양한 자원을 아우르는 개념으로 사회자본의 가치를 밝혔다(김상준, 2004, p. 69). 이후 합리적 선택이론의 입장에서 사회자본을 바라본 Coleman(1988)은 개인의 합리적 행동을 촉진하도록 하는 모든 사회구조적 자원을 사회자본이라고 지칭하였다(Coleman, 1990, p. 305). 그리고 Putnam(1995)은 연대 기반의 네트워크 측면에서 사회자본을 정의하며, 사회자본은 지역사회 내 협력을 가능하게 함으로써 사회의 효율성을 높일 수 있다고 보았다(Putnam, 2009, p. 167).

그리고 Woolcock(1998)은 사회자본을 연대와 네트워크를 중심으로 정의하며, 지역 내 사회적 연대성, 수평적인 연합 수준, 그리고 시민사회와 국가 간의 관계 특성, 행정제도의 질을 통해 사회자본을 설명하였다. Lin(2008)은 사회적 관계를 통해 사회자본이 창출된다는 점에 초점을 두고, 사회관계에 내포된 신뢰와 네트워크에 기반하는

자원이라고 보았다(Lin, 2008, p. 58). 이밖에 경제협력개발기구(OECD, 2001)는 사회적 상호작용과 신뢰 향상에 기여하는 자원으로서 공유된 규범과 가치, 네트워크에 중점을 두고 사회자본을 정의하였고, 세계은행(World Bank, 2001)은 개인의 사회적 네트워크에 잠재된 신뢰, 호혜성의 가치 및 연대성 등 사회적 연결망으로부터 다양하게 나타날 수 있는 자원을 사회자본으로 보았다.

이상 살펴본 사회자본의 정의를 바탕으로, 신뢰와 연대성, 네트워크를 사회자본의 구성요소로 살펴보고자 한다. 첫째, 신뢰는 사회자본의 초석을 이루는 자원이다(Fukuyama, 1996, p. 26). Coleman(1988)과 Krishna(2000) 또한 신뢰를 사회자본의 핵심 성분으로 정의하였다. 그리고 Woolcock(1998)은 Putnam(2009)과 같이 신뢰가 협력과 상호작용을 촉진하며, 더 나은 사회적 결과를 견인할 수 있는 사회자본이라고 주시하였다(Putnam, 2009, p. 167). 이러한 점에서 선행연구(김혜연, 2020; Bajekal & Purdon, 2001)는 호혜성에 바탕을 둔 신뢰를 사회자본으로 보았고, 인간관계에서 반대급부의 차원이 아닌, 상대의 호의가 전제되지 않더라도 기꺼이 상대에게 호의를 베푸는 것으로 신뢰를 정의하였다(Coleman, 1988, p. 98).

둘째, 연대성은 개인이나 집단이 공유하는 기본적인 가치 체계이다. Coleman(1988)은 상호부조의 규범을 언급하며, 연대성은 집단 내 상호연계를 통해 갖는 자원으로 집단 내 존재하는 문제를 극복할 수 있는 역할을 갖는 자원이라고 정의하였다(박세경 외, 2008, p. 88). 이에 연대성은 개인과 개인, 개인과 집단이 상호작용하는 데 기초가 되는 적절한 행동 방식을 정하는 사회통념이자 암묵적인 사회적 약속으로 정의되며, 미시적으로는 연대 의식, 규범과 관습, 거시적으로는 사회적 가치, 법률과 제도, 제도적 권한, 권력 등의 측면에 포함될 수 있다(Serageldin & Grootaert, 2000, p. 46).

셋째, 네트워크는 사회자본의 기본 원천이자 핵심 가치로서(이보혜, 2019, p. 46), 협력의 바탕이 되는 응집력을 통해 마련되며 상호 간의 이익을 도모할 수 있는 자원이라고 보았다(이광모, 2014, p. 235). 그래서 네트워크를 통해 관계가 형성되고, 상호 간의 신뢰와 협력이 강화되며, 사회문제 해결과 집단적 행동이 가능하게 된다는 점에서(Putnam, 2017, p. 19), 인간관계를 토대로 창출되는 사회적 속성의 자원으로 정의하였다(김준표, 김순은, 2018; 김진현, 2021; Bullen & Onyx, 1998). 이러한 관점에서 Paxton(1999)은 사람들과의 관계 만족과 결합이 높을수록 연대가 높아지고 높은 수준의 사회자본이 존재할 수 있다고 보고, 네트워크를 개인 간의 주관적인 관계 만족에서 시작된다고 보며 관계성에 기반하는 네트워크를 강조하였다(Paxton, 1999, p. 97, 100).

3. 사회자본에 영향을 미치는 요인

사회자본은 사회구성원 간의 관계 형성을 통해 호혜적 관계를 맺고 상호신뢰를 쌓으며, 이 관계가 공동체 가치로 이어져 잠재적인 사회적 이익을 도모할 수 있는 여러 형태로 축적되는 자원이라고 할 수 있다. 이러한 사회자본은 개인이 가진 인구사회학적 요인에 따라 차이를 보이는 것으로 나타났다(백정만, 전상남, 2020; 이숙종 외, 2008). 이에 사회자본 형성에 기초가 되는 인구사회학적 요인이 사회자본의 수준을 넘어 변화에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고자, 선행연구에 근거하여 성별, 나이, 학력, 소득 수준, 건강 수준으로 인구사회학적 요인을 구성하고 중년 1인 가구와 노년 1인 가구의 사회자본 형성 및 변화 유형에 미치는 영향을 확인하고자 하였다.

1) 중년 1인 가구의 사회자본에 미치는 영향

중년 1인 가구의 나이와 사회자본의 관계를 분석한 연구는 찾아보기 어렵다. 생애주기별 사회자본의 차이를 살펴본 연구(최민정, 2015) 결과를 토대로, 청년층보다 중년층의 사회자본이 낮다는 점에서 나이가 많을수록 사회자본이 낮을 것이라고 유추해 볼 수 있다.

마찬가지로 중년 1인 가구의 성별에 따른 사회자본을 살펴본 연구 또한 미흡하다. 성인 전체를 대상으로 한

연구결과(박희봉, 김명환, 2001; 이환수, 이나리, 2014)를 통해 성별과 사회자본의 관계를 추론해보면, 남자는 여자보다 사회에 대한 전반적인 신뢰 수준이 높고, 사회구성원 간의 연계 및 공유 측면에서 사회자본이 높은 것으로 이해할 수 있다. 다른 한편으로 여자가 남자보다 협력적인 모습을 보이며 높은 이타성을 토대로 상호관계를 형성한다는 연구 결과(Molinas, 1998)가 있다. 이는 성별이 사회자본의 구성요소별 다른 특성을 가지는 것으로, 그 차이를 이해할 수 있다.

다음으로 학력이 높은 경우 다양한 조직과 네트워크를 형성하는 기회로 작용할 수 있다는 점에서(장수미, 하형미, 2023, p. 40), 학력이 높을수록 사회자본 형성에 긍정적으로 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 소득 수준 또한 자산이 많거나 소득 수준이 높을수록 사회자본 형성에 정적인 영향을 미치는 것으로 확인되었다(최민정, 2015). 건강 수준은 자신의 건강에 만족하거나(최민정, 2015) 자신의 건강 수준을 긍정적으로 수용하는 경우(Subramanian et al., 2003) 사회자본을 형성하는 데 유리한 것으로 나타났다.

2) 노년 1인 가구의 사회자본에 미치는 영향

노년 1인 가구를 대상으로 사회자본과 나이의 관계를 살펴본 연구는 양립된 결과가 존재한다. 나이가 많을수록 더 많은 사회자본을 형성한다는 것을 규명한 연구(안성호, 곽현근, 2003; 이영균, 최승인, 2016)와 나이가 많을수록 사회자본이 감소하는 경향을 가진다는 것을 밝힌 연구(백정만, 전상남, 2020; 최민정, 2015)가 공존한다. 이러한 상반된 결과에 대해, 선행연구는 다음과 같이 설명한다. 나이와 사회자본의 정적인 관계를 밝힌 연구(안성호, 곽현근, 2003)는 사회적 관계 속에서 형성된 자원을 사회자본이라고 보고, 나이가 많을수록 보다 성숙한 사회관계를 형성할 수 있기에 많은 사회자본을 형성한다고 보았다(안성호, 곽현근, 2003, p. 226). 한편 나이와 사회자본의 부적 관계를 규명한 연구(최민정, 2015)는 나이가 많아지면서 사회적 활동이 줄어들어 사회적 관계가 감소하기 때문에 사회자본을 형성하기 어렵다고 이해하였다.

성별 또한 다른 결과가 존재한다(박희봉, 김명환, 2001; 이환수, 이나리, 2014). 사회자본(사회적 지지)은 성별에 따라 차이가 없다는 결과와 남자가 여자보다 더 낮은 사회자본(네트워크)을 가진다는 결과가 있다(백정만, 전상남, 2020). 이러한 성별에 따른 사회자본의 차이는 네트워크 형성 배경에서 그 원인을 찾고 있다. 사회생활을 중심으로 네트워크를 형성하는 남자의 경우 노년기 사회활동이 줄어들면서 사회자본이 급격히 소멸하지만, 가족을 중심으로 네트워크를 형성하는 여자의 경우 비교적 높은 사회자본을 노년기에도 유지할 수 있다고 보았다.

그리고 학력 역시 상반된 결과가 공존한다. 높은 학력을 가진 경우 신뢰가 높다는 것을 밝힌 연구(한진이, 임왕규, 2015)와 함께, 노인을 포함한 성인 대상의 연구에서 학력이 높을수록 사회자본이 낮다는 결과가 있다(안성호, 곽현근, 2003; 이숙중 외, 2008). 이는 일반적으로 높은 수준의 학력을 가진 경우 성공한 집단에 속할 확률이 높아져 높은 수준의 신뢰와 같은 사회자본을 가질 수 있다는 가설과 상반된 결과이다.

다음으로 소득 수준과 건강 수준 모두 사회자본과 정적인 관계를 갖는 일반적인 결과가 확인되었다. 소득 수준이 높을수록(서지원, 2008; 임우석, 2009), 그리고 자신의 소득을 긍정적으로 평가하는 경우(백정만, 전상남, 2020; 이현주, 2013) 보다 많은 사회자본을 형성하였다. 건강 수준은 자신의 건강을 긍정적으로 인식하거나 만족하는 경우 많은 사회자본을 형성하는 것으로 확인되었다(백정만, 전상남, 2020; 이영균, 최승인, 2016).

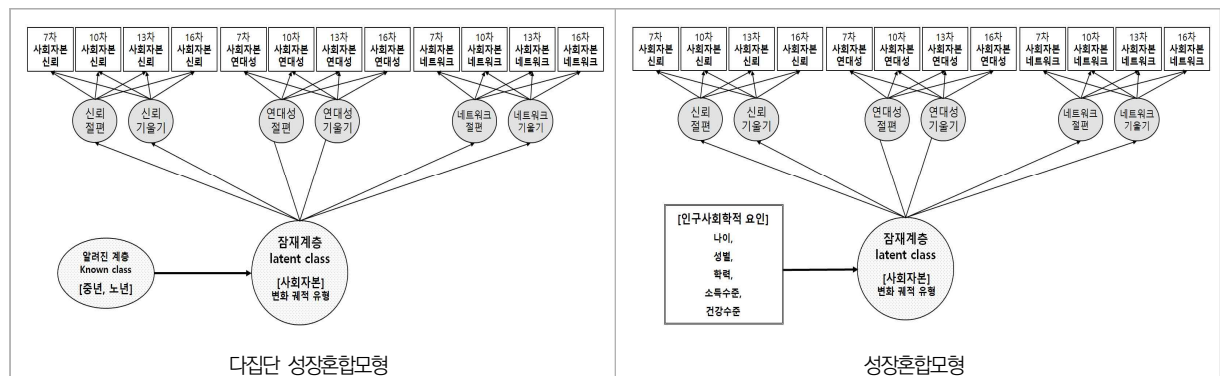
III. 연구 방법

1. 자료 및 연구 대상, 측정 도구

가. 분석 자료 및 연구 대상

본 연구는 중년과 노년 1인 가구의 신뢰, 연대성, 네트워크 변화궤적에 따라 사회자본 잠재계층을 도출하였다. 그리고 중년 1인 가구와 노년 1인 가구의 사회자본 잠재계층 형성에 영향을 미치는 인구사회학적 요인을 살펴보았다.

그림 1. 연구 모형



한국복지패널은 연령, 소득계층을 반영한 인구집단별 생활실태와 사회환경을 주기적으로 추적 조사하는 전국 단위의 조사로서 사회현상을 이해하고 개인의 삶을 종단적으로 살펴보기에 유용한 자료이다. 이러한 측면에서 본 연구는 한국복지패널조사를 분석 자료로 선정하였다. 그리고 자료의 최초 분석 시점은 1인 가구가 2010년 이후 급격히 증가한 점(통계청, 2020)과 사회자본 관련 변수가 수집된 조사 시기를 고려하여, 2012년으로 정하였다. 그리고 사회자본 측정지표의 사회환경 인식조사 주기(3년)에 따라 7차(2012년), 10차(2015년), 13차(2018년), 16차(2021년) 자료를 통해 네 시점 모두 1인 가구로 응답한 대상으로 구축한 균형패널 자료를 활용하였다. 연구 대상은 한국복지패널 7차 조사 기준 (연)나이 35세 이상 성인으로, 7차, 10차, 13차, 16차 조사에서 1인 가구로 모두 응답한 980명이다. 이 중 35세부터 64세까지는 중년(268명), 65세 이상은 노년(712명) 1인 가구로 구분하였다.

나. 측정 도구

1) 사회자본

사회자본은 신뢰, 연대성, 네트워크의 네 시점 점수를 활용하여 변화를 살펴보았다. 7차 조사 시점의 점수를 초깃값으로 정하고, 10차, 13차, 16차 점수의 변화(기울기)는 시간의 흐름에 따른 변화 정도를 의미하도록 하였다.

가) 신뢰

신뢰는 개인이 불이익을 감수하면서도 누군가에게 도움이 되는 행동을 해줄 것이라는 주관적 기대와 믿음을 의미한다는 점에서(김진현, 2015, p. 188), 사회구성원 간의 존중에 기반하여 서로 협력할 수 있는 믿음으로 보고(하상근, 2014, p. 140), 사회관계 속 호혜적인 믿음이라고 조작적 정의하였다. 그리고 선행연구(최종렬, 2004)에 기반하

여, 보편적 신뢰 문항(김승현, 2010; 박능후, 장춘명, 2015)과 호혜성 기반의 신뢰 문항(김창일, 2017; 김혜연, 2020)을 통해 신뢰를 측정하였다. 신뢰는 두 문항의 평균값을 활용하였으며, 두 문항의 측정 수준 차이는 호혜성 기반의 신뢰 문항을 3점 척도로 재코딩하는 것으로 보정하였다. 이에 3점 Likert 척도로 점수가 높을수록 신뢰가 높음을 의미한다.

나) 연대성

연대성은 공동체라는 사회적 가치를 위해 지켜야 할 원칙으로 보고(하상근, 2014, p. 141), 공공성에 대한 인식과 규범적 행동 정도로서, 공공성에 대한 공동체 가치 및 시민사회의 규범 측면에서 연대성이라고 조작적 정의하였다. 해당 문항과 유사한 문항으로 사회적 연대를 측정한 선행연구(김태룡, 안희정, 2009)에 따라 연대성 측정 문항을 선정하였다. 이 문항은 5점 Likert 척도로 점수가 높을수록 연대성이 높음을 의미한다.

다) 네트워크

네트워크는 인간관계를 통해 형성되는 사회적 속성의 자원이라는 점에서(Bourdieu, 1986, p. 75) 사회적 지지체 계로 보았다. 그리고 선행연구(Bullen & Onyx, 1998)의 경우 가족, 친구나 이웃, 사회관계를 모두 네트워크로 포함한다는 점에서 가족관계 및 사회적 관계의 만족으로 조작적 정의하였다. 이에 선행연구(김준표, 김순은, 2018; 김진현, 2021)에서 활용되었던 가족관계 만족도와 사회적 친분관계 만족도를 네트워크 측정 문항으로 선정하였다. 네트워크는 두 문항의 평균값을 활용하였으며, 5점 Likert 척도로 점수가 높을수록 네트워크가 높음을 의미한다.

2) 인구사회학적 요인

인구사회학적 요인은 성별, 나이, 학력, 소득 수준, 건강 수준 다섯 가지로 구성하였다. 성별의 경우 ‘남자’ 1, ‘여자’ 0으로 재코딩하였고, 나이는 조사 시점(2012년)에서 출생연도를 빼는 방법으로 (연)나이를 계산하여 변수로 사용하였다. 학력은 ‘초졸’ 1, ‘중졸’ 2, ‘고졸’ 3, ‘대졸(전문대 포함)’ 4, ‘대학원 졸 이상’ 5로 재코딩하여 변수로 활용하였다. 소득 수준은 조사된 연간 가처분소득을 12개월로 나누는 방법으로 월평균 가처분소득을 계산하여, 소득 구간을 ‘50만 원 이하’ 1, ‘51만 원에서 150만 원’ 2, ‘151만 원에서 250만 원’ 3, ‘251만 원 이상’ 4로 재코딩하여 변수로 활용하였다. 건강 수준은 5점 Likert 척도로 측정된 주관적 건강 인식 문항을 사용하였다.

표 1. 변수의 측정

변수	문항	측정수준
사회자본	신뢰 (2문항)	1. 일반적으로 볼 때, 귀하는 대부분의 사람들을 믿을 만하다고 생각하십니까? 2. 귀하는 만약 지역사회 내에서 누군가 위급하게 도움을 필요로 하는 경우 도움을 줄 의향이 있습니까?
		1= 잘 모르겠다 2= 매우 조심해야 한다 3= 대부분의 사람들을 믿을만하다 1= 전혀 그렇지 않다 2= 별로 그렇지 않다 3= 보통이다 4= 대체로 그렇다 5= 매우 그렇다
	연대성 (1문항)	1. 귀하는 지역사회 내에 새롭게 화장시설, 특수학교, 장애인 거주시설 등과 비선택시설을 아들이시겠습니까?
		1= 전혀 그렇지 않다 2= 별로 그렇지 않다 3= 보통이다 4= 대체로 그렇다 5= 매우 그렇다
네트워크	1. 귀하의 가족관계 만족도는 어느 정도입니까?	1= 매우 불만족

변수	문항	측정수준
(2문항) 2. 귀하의 사회적 친분관계 만족도는 어느 정도입니까?		2= 대체로 만족 3= 그저 그렇다 4= 대체로 만족 5= 매우 만족
	성별	1=남자, 0=여자
	나이	조사 연도 - 태어난 연도 = 나이
	학력	1=초등학교 졸업 이하 2=중학교 졸업 3=고등학교 졸업 4=대학(전문대 포함) 졸업 5=대학원 졸업 이상
	인구사회학적 요인	1=50만 원 미만 2=51만~150만 원 3=151만~250만 원 4=251만 원 이상
건강 수준	소득 수준	1=건강이 아주 안 좋다 2=건강하지 않은 편이다 3=보통이다 4=건강한 편이다 5=아주 건강하다
	건강 수준	

2. 분석 방법

본 연구는 중년 1인 가구와 노년 1인 가구의 생애주기 특성 차이를 고려하여 신뢰, 연대성, 네트워크의 변화에 따른 잠재계층을 분류하기 위해 잠재계층 성장분석 기반의 다집단 성장혼합모형(GMM with known classes)을 실시하였고, 인구사회학적 요인의 잠재계층유형별 차이를 살펴보고자 성장혼합모형(growth mixture model, GMM)을 적용하였다. 먼저 성장혼합모형은 종단 자료 분석 방법의 일종인 잠재성장모형(latent growth model, LGM)의 혼합 확장(mixture extension) 모형이다(McArdle, 1986; Meredith & Tisak, 1990). 성장혼합모형은 모집단에 존재하는 개인의 이질성을 고려하여 잠재성장모형을 통해 추정되는 성장궤적(growth trajectory)에 따라 개인을 상이한 특성의 여러 하위집단(latent class)으로 분류한다. 이러한 점에서 성장혼합모형은 여러 변수의 변화패턴을 종합적으로 연구하는 데 유용한 분석 방법이다(Wang & Wang, 2020). 그리고 하나의 집단을 대상으로 잠재계층을 도출하는 성장혼합모형은 본 연구처럼 두 개의 집단(중년, 노년) 변수가 있는 경우 명백한 집단의 차이를 반영하는 다집단 성장혼합모형으로 확장할 수 있다.

다집단 성장혼합모형은 성별과 같이 명백한 집단 변수(manifest group variable)가 자료 안에 존재하는 경우 성장혼합모형을 추정하고자 할 때 적용할 수 있는 모형이다(Kim et al., 2014). 이 모형에는 다른 두 가지의 범주형 잠재변수(categorical latent variable)가 존재하는데, 하나는 알려진 계층 변수(known class variable)로 이미 값이 정해져 있는 변수, 그리고 모형에서 추정을 통해 형성되는 잠재계층 변수(latent class variable)이다. 본 연구 모형에 적용하면, 중년과 노년이라는 이미 값이 정해져 있는 계층 변수로 집단변수가 있고, 모형에서 추정되는 사회자본 잠재계층 변수가 n 개라고 가정하면, 총 $2 \times n$ 개의 잠재계층이 존재하게 된다.

그리고 성장혼합모형을 통해 도출된 잠재계층에 대한 인구사회학적 변수의 영향을 분석하고자 성장혼합모형 3단계 접근법을 사용하였다. 3단계 접근법은 대다수의 혼합 모형을 이용할 때 제안되는 대표적인 방법이다(Asparouhov & Muthén, 2014; Vermunt, 2010). 1단계에서 다집단 성장혼합모형을 적용하여 최적의 잠재계층 수를 결정한다. 이 과정에서 중년과 노년 집단에 대하여 네 번의 조사 시점에 걸쳐 수집된 신뢰, 연대성, 네트워크 변수를 가지고 병렬과정 잠재성장모형(parallel process LGM)을 통해 연구대상자의 성장궤적을 추정하고, 추정된 성장궤적에 따른

잠재계층의 수를 결정하게 된다. 여기서 본 연구는 추정의 안정성에 도움을 주는 방안으로, 성장요인(growth factors)의 분산을 모두 0으로 제약하는 잠재계층성장분석(latent class growth analysis, LCGA)을 적용한다(Muthén & Muthén, 2000; Nagin, 1999). 즉, 잠재계층성장분석 기반의 다집단 성장혼합모형을 통해 중년과 노년 1인 가구의 사회자본 잠재계층의 개수를 결정하는 것이다. 2단계는 1단계에서 도출된 잠재계층의 사후분포확률(posterior probability)을 토대로 최적의 잠재계층 변수(most likely latent class variable)를 형성한다. 마지막 3단계에서는 중년과 노년 1인 가구 집단 각각에 대해 성장혼합모형을 이용하여 잠재계층에 대한 인구사회학적 변수의 영향을 분석한다. 이때 Mplus가 제공하는 다집단 성장혼합모형은 최적의 잠재계층 변수를 이용하는 변수의 영향 검정을 제공하지 않으므로, 다집단 성장혼합모형의 결과 추정치를 저장하여 성장혼합모형에서 모든 추정치를 제약하는 방식으로 3단계를 진행한다. 이상의 분석은 SPSS 25.0과 Mplus 8.8 프로그램을 사용하였고, Mplus 8.8 가이드에 따라(Muthén, & Muthén, 1998~2023) 완전정보 최대우도 추정 방법을 사용하였다. 성장혼합모형의 모든 추정과정에서 초깃값은 총 1,000개를 사용하였으며, 그 가운데 200개의 결과에 대해서는 최적화 2단계 추정을 진행하여 결과를 도출하였다.

IV. 연구 결과

1. 연구 대상의 일반적 특성

본 연구 대상의 일반적 특성은 7차 조사 시점(2012년)을 기준으로 연구 대상의 연 나이를 계산하여 중년은 35~64세, 노년은 65세 이상으로 구분하였고, 중년과 노년 집단에 따른 성별, 나이, 학력, 소득 수준, 건강 수준의 차이를 살펴보았다. 먼저 성별을 살펴보면, 중년 1인 가구는 총 268명(27.3%)으로 여자가(64.9%, $n=174$) 남자보다(35.1%, $n=94$) 약 1.9배 많았고, 노년 1인 가구는 총 712명(72.7%)으로 여자가(86.9%, $n=619$) 남자보다(13.1%, $n=93$) 약 6.7배 많았다. 이를 통해 나이가 많을수록 여자 1인 가구의 비율이 높다는 것을 확인하였고, 중년과 노년 1인 가구의 집단 간 성비 차이가 확인되었다($t = 6.918$, $p < .001$). 중년 1인 가구의 평균 나이는 55.09($SD=7.886$)세 이었으며, 노년 1인 가구의 평균 나이는 73.62($SD=4.930$)세였다.

다음으로 학력의 경우 노년 1인 가구의 학력 수준의 차이가 중년 1인 가구의 학력 수준의 차이보다 큰 것이 통계적으로 확인되었다($F = 13.526$, $p < .001$). 중년 1인 가구는 초졸 44.0%(118명), 고졸 23.5%(63명), 중졸 19.8%(53명), 대졸 11.2%(30명), 대학원 졸 이상 1.5%(4명)로 나타났다. 한편 노년 1인 가구는 초졸 84.0%(598명)로 대다수의 노년 1인 가구가 이에 해당하였고, 중졸 7.9%(56명), 고졸 6.0%(43명) 순으로 나타났으며, 대졸과 대학원 졸 이상은 2.1%(15명)로 나타났다. 이는 노년의 경우 중년보다 중졸(15.6%p)과 고졸(13.8%p)이 적었으나, 초졸(40.0%p)은 많은 결과로서, 우리 사회의 교육수준이 시대가 변화하면서 향상된 결과라고 이해할 수 있다.

그리고 소득 수준의 경우 중년 1인 가구(53.7%, $n=144$)와 노년 1인 가구(68.4%, $n=469$) 모두 월평균 가처분소득 51만 원에서 150만 원 구간에 과반이 분포하는 것으로 나타났다. 다음으로 중년(17.6%, $n=43$)과 노년(26.2%, $n=180$) 1인 가구는 50만 원 미만에 많이 분포하였다. 151만 원 이상 250만 원 이하는 중년 1인 가구의 12.2%(30명), 노년 1인 가구의 3.6%(25명)가 해당하였고, 251만 원 이상은 중년 1인 가구의 11.4%(28명), 노년 1인 가구의 1.7%(12명)가 분포하였다. 이러한 중년과 노년 1인 가구의 소득 수준 격차는 통계적으로 차이가 있었다($F = 7.453$, $p < .001$). 이는 노년 1인 가구가 중년 1인 가구보다 소득 수준이 열악하고, 노년의 소득 수준 차이가 중년보다 크다는 1인 가구 통계 자료(통계청, 2023a)와 일치하는 결과이다.

마지막으로 중년과 노년 1인 가구의 건강 수준 차이가 통계적으로 확인되었다($F = 6.020$, $p < .001$). 자세히 살펴보면, 노년(44.6%, $n=314$)이 중년(31.8%, $n=85$)보다 12.8%p 더 자신의 건강을 부정적으로 평가하는 것으로

나타났다. 또한 노년의 경우 절반에 가까운 42.8%(305명)가 자신의 건강을 건강하지 않은 편으로 평가하였던 것과는 달리, 중년은 건강한 편으로 평가한 경우가(37.3%) 가장 많았다는 점에서, 나이가 증가함에 따라 자신의 건강을 부정적으로 평가하게 된다는 일반적인 인식이 반영된 결과로 생각해 볼 수 있다.

표 2. 중년 1인 가구와 노년 1인 가구의 인구사회학적 요인

변수		중년 1인 가구, N(%)	노년 1인 가구, N(%)	t / F
나이		268 (27.3%)	712 (72.7%)	-35.919***
		Mean (SD) = 55.09 (7.886)	Mean (SD) = 73.62 (4.930)	
성별	남자	94 (35.1)	93 (13.1)	6.918***
	여자	174 (64.9)	619 (86.9)	
학력	초졸 이하	118(44.0)	598 (84.0)	13.526***
	중졸	53 (19.8)	56 (7.9)	
	고졸	63 (23.5)	43 (6.0)	
	대졸	30 (11.2)	13 (1.8)	
	대학원 졸 이상	4 (1.5)	2 (0.3)	
소득 수준	50만 원 미만	43 (17.6)	180 (26.2)	7.453***
	51만~150만 원	144 (53.7)	469 (68.4)	
	151만~250만 원	30 (12.2)	25 (3.6)	
	251만 원 이상	28 (11.4)	12 (1.7)	
건강 수준	건강이 아주 안 좋다	5 (1.9)	9 (1.3)	6.020***
	건강하지 않은 편이다	80 (29.9)	305 (42.8)	
	보통이다	67 (25.0)	241 (33.8)	
	건강한 편이다	100 (37.3)	148 (20.8)	
	아주 건강하다	16 (6.0)	9 (1.3)	

* $p<0.5$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$.

2. 사회자본 유형화

성장혼합모형 분석에서 지표변수로 사용되는 변수들은 정규성을 만족해야 한다. 성장혼합모형에서 사용되는 지표 변수의 왜도와 첨도를 확인한 결과, 왜도는 -1.170~1.244였고, 첨도는 -1.012~1.540이었다. 이는 Curran 외(1996)의 정규성 조건에 모두 부합하는 결과이다¹⁾. 즉, 전체적으로 성장혼합모형 분석의 지표변수로 쓰이기에는 문제가 없는 것으로 판단하였으며, 인구사회학적 변수 역시 정규성 가정 조건을 모두 만족한 것을 확인하였다.

1) 잠재계층 개수의 결정

잠재계층 개수의 결정은 잠재계층의 해석 가능성과 통계적 모형적합도, 잠재계층의 비율 등을 종합적으로 고려하여 결정하는 것이 일반적인 방법이다(Bauer & Curran, 2003; Jung & Wickrama, 2008; Muthén, 2003). 본 연구는 Mplus가 제공하는 다집단 성장혼합모형을 통해 2×1모형(중년과 노년 집단별 1개의 잠재계층이 있는 모형)부터 2×5모형(중년과 노년 집단별 5개의 잠재계층이 있는 모형)까지 추정하였다.

그리고 잠재계층의 개수를 결정하는 통계적인 방법으로 먼저 정보지수(information criterion, IC)인 AIC(Akaike, 1974), BIC(Schwarz, 1978), SABIC(Sclove, 1987)를 살펴보았다. 분석결과 계층의 수가 늘어날수록 AIC, BIC,

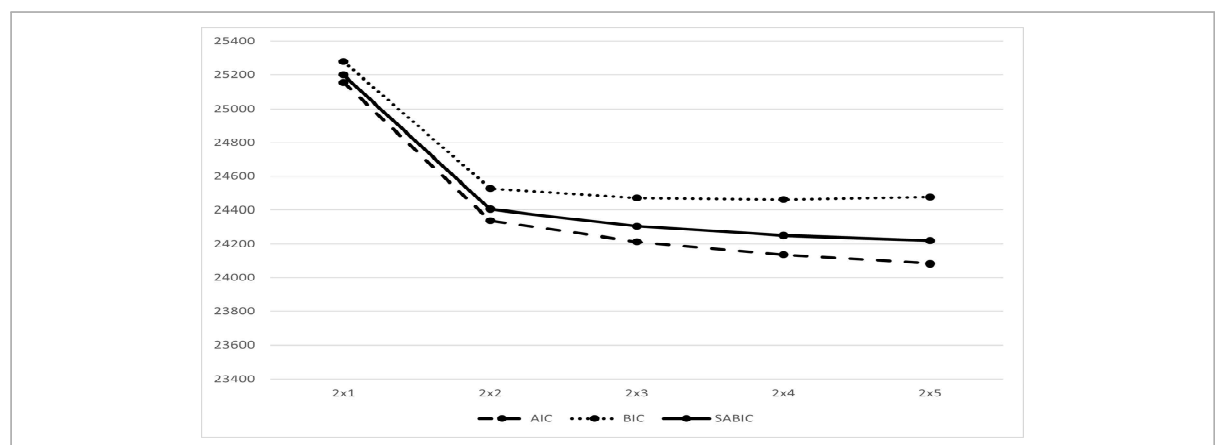
1) Curran, West, & Finch. (1996). 정규성 가정: 왜도의 절댓값이 2를 넘지 않고, 첨도의 절댓값이 7을 넘지 않아야 한다.

SABIC는 계속해서 감소하여 모형이 자료에 더욱 적합해졌으나, BIC가 2×4 모형에서 2×5 모형으로 계층의 수가 증가할 때 다소 높아지는 모습을 보였다. 다음으로 분류의 질을 나타내는 entropy를 확인하였다. 분류의 질을 나타내는 entropy의 경우 Clark(2010)가 제시한 기준에 따르면²⁾ 중간 또는 높은 수준(0.638-0.836)이었다. 다음으로 모든 잠재계층의 집단비율을 살펴본 결과 2×4 모형과 2×5 모형에서 5% 미만의 계층이 관찰되었으나, 4.9%와 4.5%로서 5%에 근접한 것으로 확인되어 Jung과 Wickrama(2008)가 제시한 기준에 따라³⁾ 각 집단의 크기는 최소 집단 크기를 충족한 것으로 판단하였다. 마지막으로 2×1 모형부터 2×5 모형의 모든 잠재계층별 신뢰, 연대성, 네트워크의 절편 평균 추정치와 기울기 평균 추정치의 통계적 유의성을 살펴보며 해석 가능성을 확인하였다. 이상의 통계적 지수와 이론적인 측면, 해석 가능성을 모두 고려하여 2×4 모형이 가장 적합하다고 최종결정하였다.

표 3. 다집단 성장혼합모형의 잠재계층 수에 따른 분석 결과

지표		2 × 1	2 × 2	2 × 3	2 × 4	2 × 5	
정보지수	AIC	25157	24338	24213	24135	24082	
	BIC	25280	24529	24472	24462	24478	
	SABIC	25200	24405	24304	24249	24221	
분류의 질	Entropy	-	0.836	0.658	0.670	0.638	
집단비율	중년 1인 가구	1개 집단	100	64.9	57.5	4.9	39.2
		2개 집단		35.1	36.6	20.9	4.5
		3개 집단			6.0	40.3	10.8
		4개 집단				34.0	20.5
		5개 집단					25.0
	노년 1인 가구	1개 집단	100	83.7	17.4	32.2	26.3
		2개 집단		16.3	49.4	8.7	35.5
		3개 집단			33.1	10.5	9.0
		4개 집단				48.6	7.6
		5개 집단					21.6

그림 2. 잠재계층 수에 따른 정보지수의 변화



2) Clark. (2010). 분류의 질 기준: entropy 0.8 이상 높은 수준, entropy 0.6 정도 중간 수준, entropy 0.4 정도 낮은 수준.
3) Jung & Wickrama. (2008). 집단비율 기준: 모든 잠재계층이 최소한 5% 이상이 되어야 한다.

2) 사회자본 잠재계층 유형화

최종 모형으로 결정된 2×4모형의 추정 결과를 토대로 각각의 잠재계층을 살펴보았다. 전체적으로 모든 잠재계층에서 절편은 통계적으로 유의하였던 ($p < .001$) 반면, 기울기는 전반적으로 변화가 없었고 일부 잠재계층에서만 부적으로 유의한 경우가 존재하였다. 본 연구는 사회자본 각각의 잠재계층을 명명하기 위해 신뢰, 연대성, 네트워크의 평균을 기준으로 ‘중’이라 하고, 평균보다 높은 경우 ‘고’, 평균보다 낮은 경우 ‘자’로 정하였다. 더불어 시간이 지남에 따라 변화하는지 확인하였다. 중년 1인 가구의 경우, 계층 I은 중년 1인 가구 내 평균 수준의 신뢰, 중년 1인 가구 내 가장 높은 수준의 연대성과 가장 낮은 수준의 네트워크 특성을 보였고, 신뢰, 연대성, 네트워크가 시간의 흐름에도 변화 없이 유지하는 속성을 가진 것으로 확인되어 “중신뢰·고연대성·저네트워크 유지집단”으로 명명하였다. 다음으로 계층 II는 중년 1인 가구 내 다른 사회자본 잠재계층보다 연대성이 낮은 수준이었지만, 신뢰와 네트워크는 높은 수준으로 나타났다. 특히 연대성은 시간이 지날수록 감소하는 경향을 보였다 ($p < .05$). 이러한 특성을 토대로 “고신뢰·고네트워크 유지 및 중연대성 감소집단”으로 명명하였다. 계층 III은 중년 1인 가구 내 비교적 높은 수준의 신뢰, 연대성, 네트워크가 유지되는 계층이라는 점에서, “고신뢰·고연대성·고네트워크 유지집단”이라고 정하였다. 그리고 계층 IV는 신뢰와 연대성이 중년 1인 가구의 평균 수준이었으나 네트워크는 중년 1인 가구의 평균보다 낮은 수준이었고, 신뢰, 연대성, 네트워크가 변화 없이 유지되는 경향을 보였다. 이와 같은 잠재계층의 특성에 기반하여 “중신뢰·중연대성·저네트워크 유지집단”이라고 명명하였다.

다음으로 노년 1인 가구의 계층 I은 신뢰와 네트워크가 노년 1인 가구 내 가장 높은 수준을 보였고 연대성 또한 높은 수준이었다. 신뢰, 연대성, 네트워크가 시간이 지남에도 높은 수준으로 유지되는 계층이라는 점에서, “고신뢰·고연대성·고네트워크 유지집단”으로 명명하였다. 계층 II는 신뢰와 네트워크가 노년 1인 가구 내 가장 낮은 수준이었고, 연대성은 평균 수준이었다. 신뢰의 경우 시간이 지남에 따라 감소하는 것으로 나타났지만 ($p < .01$), 연대성과 네트워크는 시간이 지남에도 변화 없이 유지되는 특성을 보였다. 이러한 특성에 기반하여, “중연대성·저네트워크 유지 및 저신뢰 감소집단”으로 정하였다. 그리고 계층 III은 높은 수준의 신뢰 ($p < .01$)와 평균 수준의 네트워크 ($p < .001$)가 시간의 흐름에 따라 감소하는 모습을 보였고, 높은 수준의 연대성이 변화 없이 유지되는 계층으로 나타나, “고연대성 유지 및 고신뢰·중네트워크 감소집단”으로 명명하였다. 마지막으로 계층 IV는 노년 1인 가구 내 상대적으로 낮은 수준의 신뢰와 연대성, 높은 수준의 네트워크가 변화 없이 유지되는 형태가 확인되어, “저신뢰·저연대성·고네트워크 유지집단”이라고 명명하였다.

표 4. 사회자본(신뢰, 연대성, 네트워크)의 잠재계층별 성장궤적 추정치

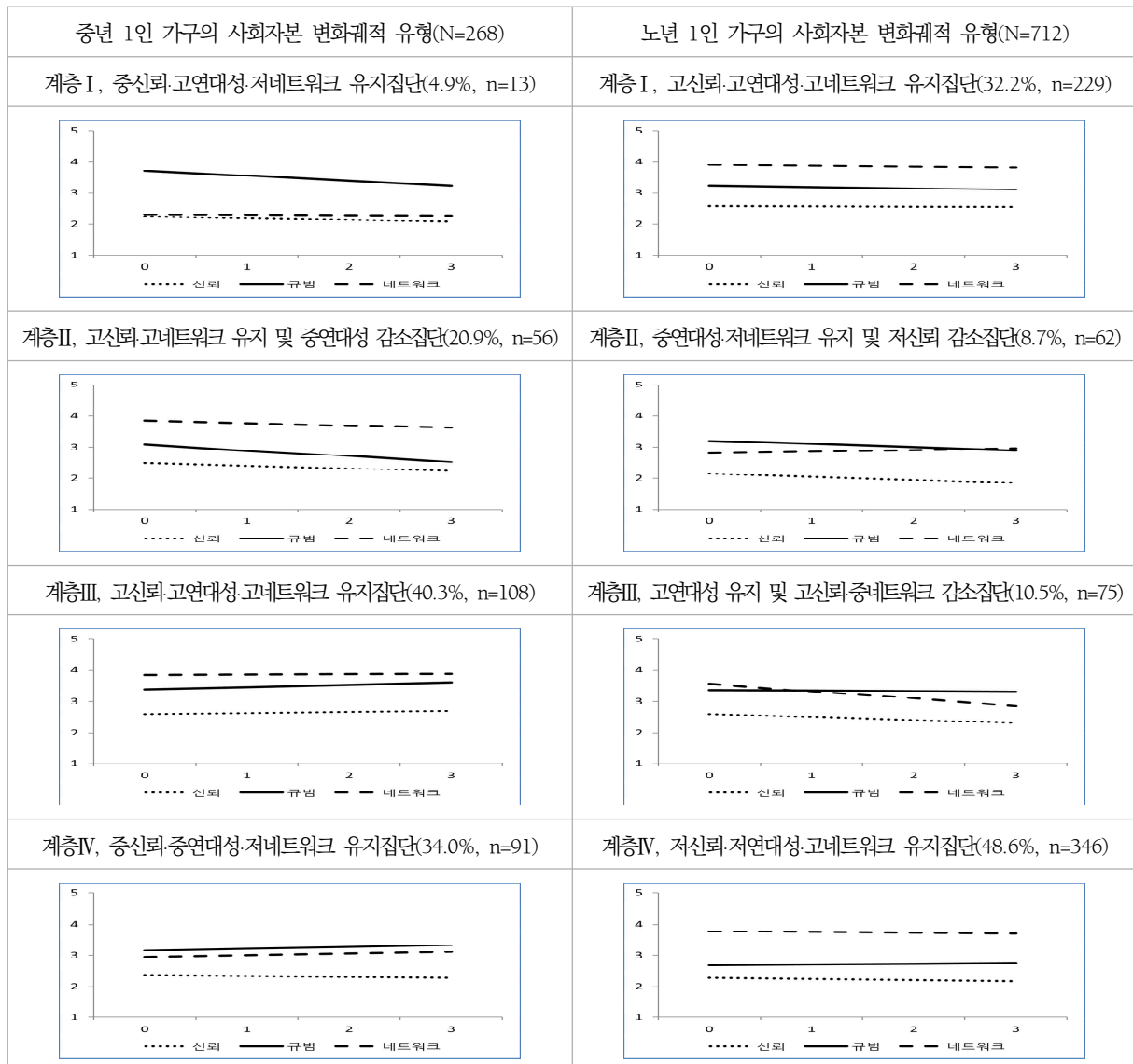
중년 1인 가구의 사회자본 잠재계층(N=268)			노년 1인 가구의 사회자본 잠재계층(N=712)	
계층 I	중신뢰·고연대성·저네트워크 유지집단 (4.9%, n=13)		고신뢰·고연대성·고네트워크 유지집단 (32.2%, n=229)	
	intercept	slope	intercept	slope
신뢰	2.238*** (0.156)	-0.055 (0.065)	2.587*** (0.035)	-0.009 (0.037)
연대성	3.697*** (0.328)	-0.151 (0.164)	3.246*** (0.134)	-0.042 (0.067)
네트워크	2.301*** (0.124)	-0.015 (0.139)	3.904*** (0.038)	-0.029 (0.016)
계층 II	고신뢰·고네트워크 유지 및 중연대성 감소집단 (20.9%, n=56)		중연대성·저네트워크 유지 및 저신뢰 감소집단 (8.7%, n=62)	
	intercept	slope	intercept	slope
신뢰	2.489*** (0.087)	-0.083 (0.043)	2.136*** (0.066)	-0.094** (0.034)
연대성	3.078*** (0.125)	-0.185* (0.086)	3.198*** (0.105)	-0.097 (0.058)
네트워크	3.848*** (0.087)	-0.074 (0.045)	2.827*** (0.130)	0.046 (0.045)

중년 1인 가구의 사회자본 잠재계층(N=268)			노년 1인 가구의 사회자본 잠재계층(N=712)		
계층 III	고신뢰·고연대성·고네트워크 유지집단 (40.3%, n=108)		고연대성 유지 및 고신뢰·중네트워크 감소집단(10.5%, n=75)		
	intercept	slope	intercept	slope	
	신뢰	2.583*** (0.038)	0.034 (0.018)	2.585*** (0.073)	-0.095** (0.035)
계층 IV	중신뢰·중연대성·저네트워크 유지집단 (34.0%, n=91)		저신뢰·저연대성·고네트워크 유지집단(48.6%, n=346)		
	intercept	slope	intercept	slope	
	신뢰	2.347*** (0.058)	-0.026 (0.028)	2.268*** (0.100)	-0.031 (0.029)
계층 I	고신뢰·고연대성·고네트워크 유지집단 (40.3%, n=108)		고연대성 유지 및 고신뢰·중네트워크 감소집단(10.5%, n=75)		
	intercept	slope	intercept	slope	
	신뢰	2.583*** (0.038)	0.034 (0.018)	2.585*** (0.073)	-0.095** (0.035)
계층 II	중신뢰·중연대성·저네트워크 유지집단 (34.0%, n=91)		저신뢰·저연대성·고네트워크 유지집단(48.6%, n=346)		
	intercept	slope	intercept	slope	
	신뢰	2.347*** (0.058)	-0.026 (0.028)	2.268*** (0.100)	-0.031 (0.029)
계층 III	고신뢰·고연대성·고네트워크 유지집단 (40.3%, n=108)		고연대성 유지 및 고신뢰·중네트워크 감소집단(10.5%, n=75)		
	intercept	slope	intercept	slope	
	신뢰	2.583*** (0.038)	0.034 (0.018)	2.585*** (0.073)	-0.095** (0.035)
계층 IV	중신뢰·중연대성·저네트워크 유지집단 (34.0%, n=91)		저신뢰·저연대성·고네트워크 유지집단(48.6%, n=346)		
	intercept	slope	intercept	slope	
	신뢰	2.347*** (0.058)	-0.026 (0.028)	2.268*** (0.100)	-0.031 (0.029)
계층 I	고신뢰·고연대성·고네트워크 유지집단 (40.3%, n=108)		고연대성 유지 및 고신뢰·중네트워크 감소집단(10.5%, n=75)		
	intercept	slope	intercept	slope	
	신뢰	2.583*** (0.038)	0.034 (0.018)	2.585*** (0.073)	-0.095** (0.035)
계층 II	중신뢰·중연대성·저네트워크 유지집단 (34.0%, n=91)		저신뢰·저연대성·고네트워크 유지집단(48.6%, n=346)		
	intercept	slope	intercept	slope	
	신뢰	2.347*** (0.058)	-0.026 (0.028)	2.268*** (0.100)	-0.031 (0.029)
계층 III	고신뢰·고연대성·고네트워크 유지집단 (40.3%, n=108)		고연대성 유지 및 고신뢰·중네트워크 감소집단(10.5%, n=75)		
	intercept	slope	intercept	slope	
	신뢰	2.583*** (0.038)	0.034 (0.018)	2.585*** (0.073)	-0.095** (0.035)
계층 IV	중신뢰·중연대성·저네트워크 유지집단 (34.0%, n=91)		저신뢰·저연대성·고네트워크 유지집단(48.6%, n=346)		
	intercept	slope	intercept	slope	
	신뢰	2.347*** (0.058)	-0.026 (0.028)	2.268*** (0.100)	-0.031 (0.029)

주: 괄호: Standard Error.

* $p<0.5$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$.

그림 3. 사회자본(신뢰, 연대성, 네트워크)의 잠재계층별 변화궤적



3. 사회자본 변화패턴 유형에 미치는 영향요인

사회자본 잠재계층 유형화 이후, Mplus의 R3STEP 옵션을 이용하여 인구사회학적 변수의 잠재계층에 대한 영향을 확인하고자 성장혼합모형에서 다항로지스틱 회귀분석을 실시하였다. 이 과정에서 중년과 노년 1인 가구 각각의 사회자본 잠재계층 4개의 초점집단 vs. 참조집단의 관계로서 계층 I vs. 계층IV, 계층II vs. 계층IV, 계층III vs. 계층IV, 계층 I vs. 계층III, 계층II vs. 계층III, 계층 I vs. 계층II의 총 6가지 경우는 종속변수가 되고, 인구사회학적 변수는 독립변수가 된다. 다시 말해, 중년과 노년 1인 가구 각각 4개의 사회자본 잠재계층의 조합으로 이루어진 잠재계층 비교는 종속변수로, 인구사회학적 변수는 독립변수로 하여 인구사회학적 변수가 사회자본 형성 및 변화에 미치는 영향력을 살펴보았다(표 5, 표 6).

먼저 중년 1인 가구를 살펴보면, 성별의 경우 계층III과 계층IV의 비교에서 성별이 부적으로 유의하였고($B = -1.334$, $p < .05$), 계층 I과 계층III의 비교에서는 성별이 정적으로 유의하였다($B = 2.606$, $p < .01$). 그리고 계층 I과 계층II의 비교에서 성별이 정적으로 유의하였다($p < .01$). 소득 수준의 경우 계층II와 계층IV의 비교에서 소득 수준이 정적으로 유의하였고($B = 1.084$, $p < .01$), 계층III과 계층IV의 비교에서도 소득 수준이 정적으로 유의하였다($B = 1.140$, $p < .01$). 반면 계층 I과 계층III의 비교에서 소득 수준이 부적으로 유의하였다($B = -1.543$, $p < .05$). 그리고 나이와 학력은 중년 1인 가구의 사회자본 형성 및 변화에 차이를 미치지 않는 것으로 나타났다. 건강 수준은 계층III과 계층IV의 비교에서 건강 수준이 정적으로 유의하였고($B = 0.726$, $p < .01$), 계층 I과 계층III의 비교에서 건강 수준은 부적으로 유의하였다($B = -1.181$, $p < .05$).

표 5. 중년 1인 가구의 사회자본 잠재계층 형성에 영향을 미치는 인구사회학적 요인

	계층 I vs. 계층IV		계층II vs. 계층IV		계층III vs. 계층IV	
	B	OR	B	OR	B	OR
성별(남자=1, 여자=0)	1.221	3.392	-2.170	0.114	-1.384*	0.250
나이	0.035	1.036	0.067	1.069	0.054	1.055
학력	-0.784	0.457	-0.454	0.635	0.074	1.077
소득 수준	-0.403	0.669	1.084**	2.956	1.140***	3.126
건강 수준	-0.455	0.634	0.539	1.715	0.726**	2.066
	계층 I vs. 계층III		계층II vs. 계층III		계층 I vs. 계층II	
	B	OR	B	OR	B	OR
성별(남자=1, 여자=0)	2.606**	13.542	-0.786	0.456	3.391**	29.710
나이	-0.019	0.981	0.013	1.013	-0.032	0.969
학력	-0.857	0.424	-0.527	0.590	-0.330	0.719
소득 수준	-1.543*	0.214	-0.056	0.945	-1.486*	0.226
건강 수준	-1.181*	0.307	-0.186	0.830	-0.994	0.370

주: 1) 계층 I vs. 계층IV: 중신뢰·고연대성·저네트워크 유지집단 vs. 중신뢰·중연대성·저네트워크 유지집단
 2) 계층II vs. 계층IV: 고신뢰·고네트워크 유지 및 중연대성 감소집단 vs. 중신뢰·중연대성·저네트워크 유지집단
 3) 계층III vs. 계층IV: 고신뢰·고연대성·고네트워크 유지집단 vs. 중신뢰·중연대성·저네트워크 유지집단
 4) 계층 I vs. 계층III: 중신뢰·고연대성·저네트워크 유지집단 vs. 고신뢰·고연대성·고네트워크 유지집단
 5) 계층II vs. 계층III: 고신뢰·고네트워크 유지 및 중연대성 감소집단 vs. 고신뢰·고연대성·고네트워크 유지집단
 6) 계층 I vs. 계층II: 중신뢰·고연대성·저네트워크 유지집단 vs. 고신뢰·고네트워크 유지 및 중연대성 감소집단

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$. OR(odds ratio)= $\text{Exp}(B)$.

이는 남자의 경우 계층III에 비하여 계층 I, 계층II에 비하여 계층 I의 사회자본 특성을 형성할 확률이 여자보다 높은 반면, 계층IV보다 계층III의 사회자본 유형에 속할 확률이 남자는 여자보다 낮다는 것이다. 그리고 소득 수준이 높을수록 계층IV보다 계층II, 계층IV에 비하여 계층III의 사회자본 유형에 포함될 확률이 높았으나, 소득 수준이 높은 경우 계층III에

비하여 계층 I의 사회자본 유형에 속할 확률이 낮다는 것을 의미한다. 건강 수준을 긍정적으로 평가할수록 계층 IV에 비하여 계층 III에 속할 확률이 높았고, 계층 III에 비하여 계층 I의 사회자본 특성을 형성할 확률이 낮다는 것이다.

노년 1인 가구를 살펴보면, 성별의 경우 계층 II와 계층 IV의 비교에서 정적으로 유의하였고($B = 1.331$, $p < .05$), 계층 III과 계층 IV의 비교에서도 정적으로 유의하였다($B = 1.509$, $p < .01$). 한편 계층 I과 계층 II($B = -1.175$, $p < .05$), 계층 I과 계층 III($B = -1.353$, $p < .01$)의 비교에서는 부적으로 유의하였다. 나이는 계층 III과 계층 IV의 비교에서만 부적으로 유의하였고($B = -0.134$, $p < .01$), 학력은 계층 II와 계층 IV의 비교에서만 정적으로 유의하였다($B = 0.774$, $p < .05$). 소득 수준의 경우 계층 II와 계층 IV($B = -1.314$, $p < .01$), 계층 III과 계층 IV($B = -1.260$, $p < .01$)의 비교에서 부적으로 유의하였으나, 계층 I과 계층 III($B = 1.916$, $p < .001$), 계층 I과 계층 II($B = 1.970$, $p < .001$)의 비교에서는 정적으로 유의하였다. 마지막으로 건강 수준은 계층 II와 계층 IV($B = -0.834$, $p < .01$), 계층 II와 계층 III($B = -0.979$, $p < .05$)의 비교에서 부적으로 유의하였고, 계층 I과 계층 II의 비교에서는 정적으로 유의하였다($B = 1.048$, $p < .01$).

표 6. 노년 1인 가구의 사회자본 잠재계층 형성에 영향을 미치는 인구사회학적 요인

	계층 I vs. 계층 IV		계층 II vs. 계층 IV		계층 III vs. 계층 IV	
	B	OR	B	OR	B	OR
성별(남자=1, 여자=0)	0.156	1.169	1.331*	3.785	1.509**	4.524
나이	-0.052	0.949	-0.053	0.948	-0.134**	0.875
학력	0.358	1.430	0.774*	2.619	0.594	1.812
소득 수준	0.657	1.928	-1.314**	0.269	-1.260**	0.284
건강 수준	0.214	1.239	-0.834**	0.435	0.146	1.157

	계층 I vs. 계층 III		계층 II vs. 계층 III		계층 I vs. 계층 II	
	B	OR	B	OR	B	OR
성별(남자=1, 여자=0)	-1.353**	0.258	-0.178	0.837	-1.175*	0.309
나이	0.081	1.085	0.080	1.084	0.001	1.001
학력	-0.236	0.789	0.180	1.197	-0.416	0.659
소득 수준	1.916***	6.796	-0.054	0.948	1.970***	7.172
건강 수준	0.068	1.071	-0.979*	0.376	1.048**	2.851

주: 1) 계층 I vs. 계층 IV: 고신뢰·고연대성·고네트워크 유지집단 vs. 저신뢰·저연대성·고네트워크 유지집단
2) 계층 II vs. 계층 IV: 중연대성·저네트워크 유지 및 저신뢰 감소집단 vs. 저신뢰·저연대성·고네트워크 유지집단
3) 계층 III vs. 계층 IV: 고연대성 유지 및 고신뢰·중네트워크 감소집단 vs. 저신뢰·저연대성·고네트워크 유지집단
4) 계층 I vs. 계층 III: 고신뢰·고연대성·고네트워크 유지집단 vs. 고연대성 유지 및 고신뢰·중네트워크 감소집단
5) 계층 II vs. 계층 III: 중연대성·저네트워크 유지 및 저신뢰 감소집단 vs. 고연대성 유지 및 고신뢰·중네트워크 감소집단
6) 계층 I vs. 계층 II: 고신뢰·고연대성·고네트워크 유지집단 vs. 중연대성·저네트워크 유지 및 저신뢰 감소집단

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$. OR(odds ratio)= $\text{Exp}(B)$.

이러한 결과는 남자의 경우 계층 IV보다 계층 II, 계층 IV보다 계층 III의 사회자본 특성을 형성할 확률이 여자보다 더 높다는 것이고, 계층 I 대비 계층 II, 계층 I 대비 계층 III의 사회자본 유형에 속할 확률이 남자는 여자보다 낮다는 것이다. 그리고 나이가 많을수록 계층 IV보다 계층 III에 속할 확률이 낮다는 것이고, 학력이 높을수록 계층 IV보다 계층 II의 사회자본 특성을 형성할 수 있다는 것을 의미한다. 다음으로 소득 수준이 높을수록 계층 IV보다 계층 II, 계층 IV보다 계층 III의 사회자본 특성을 형성할 확률이 낮다는 것이고, 계층 III보다 계층 I, 계층 II보다 계층 I의 사회자본 유형에 속할 확률이 더 높다는 것이다. 건강 수준은 자신의 건강을 긍정적으로 인식하는 경우 계층 IV보다 계층 II, 계층 II보다 계층 III의 사회자본 특성을 형성할 확률이 낮다는 것이고, 계층 I보다 계층 II의 사회자본 유형에 속할 확률이 높다는 것을 의미한다.

V. 결론

1. 결론

본 연구는 중년과 노년 1인 가구의 삶에 있어 중요한 사회자본에 주목하고, 사회자본 형성 및 변화에 영향을 미칠 수 있는 요인을 살펴보았다. 먼저, 중년과 노년 1인 가구의 신뢰, 연대성, 네트워크는 각각의 구성요소별 상이한 수준 차이와 시간의 흐름 속에서 나타나는 변화의 차이를 토대로 중년과 노년 집단별 4개의 사회자본 잠재계층으로 유형화되었다. 중년 1인 가구의 경우 계층Ⅱ(고신뢰·고네트워크 유지 및 중연대성 감소집단)와 같이 시간이 지날수록 평균 수준의 연대성이 감소하는 특성을 보인 사회자본 잠재계층이 나타났다. 노년 1인 가구의 경우 계층Ⅱ(중연대성·저네트워크 유지 및 저신뢰 감소집단)와 같이 연대성과 네트워크는 시간이 지남에도 변화 없이 낮은 수준을 유지하였지만, 신뢰는 시간이 지남에 따라 낮은 수준이 더 낮아지는 사회자본 잠재계층이 확인되었다. 이는 사회자본 신뢰, 연대성, 네트워크 간의 수준 차이와 함께 시간이 지남에 따라 나타나는 변화에 차이가 있음을 시사하는 것이다.

다음으로 중년과 노년 1인 가구의 사회자본 형성 및 변화에 미치는 인구사회학적 요인의 차이를 확인하였다. 중년 1인 가구의 성별, 소득 수준, 건강 수준이 사회자본 잠재계층 유형화에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 노년 1인 가구의 성별, 나이, 학력, 소득 수준, 건강 수준이 사회자본 잠재계층 유형화에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 첫째, 성별의 경우 남자는 여자보다 낮은 수준의 네트워크를 시간이 지남에도 유지하는 잠재계층을 형성하는 반면, 여자는 남성보다 낮은 수준의 연대성을 유지하는 사회자본 잠재계층을 형성하는 것으로 확인되었다. 구체적으로 중년 1인 가구는 남자가 여자보다 비교적 낮은 수준의 신뢰, 높은 수준의 연대성, 낮은 수준의 네트워크가 시간이 지남에도 유지되는 특성을 가진 잠재계층을 형성하는 것으로 나타났다. 노년 1인 가구는 남자가 여자보다 비교적 낮은 수준의 네트워크를 유지하거나, 시간의 흐름에 따라 더 낮아지는 네트워크 특성을 가진 사회자본 잠재계층을 형성하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 사회자본의 소유 정도가 성별에 따른 사회관계의 차이로 나타난다고 밝힌 연구(Bebbington, 2004)와 같은 맥락에서, 여자가 남자보다 사회자본의 형성하고 유지하는 데 상대적으로 어려움을 갖고 있지만(Lin, 1999; Neuhauser, 1995), 여자는 남자보다 상호관계의 협력적인 측면에서 사회자본을 형성할 수 있는 것이다(Molinas, 1998).

둘째, 소득 수준은 중년과 노년 1인 가구의 사회자본 잠재계층 형성에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 구체적으로 중년 1인 가구는 소득 수준이 높을수록 상대적으로 높은 수준의 신뢰와 연대성, 네트워크가 유지되는 특성을 보이는 잠재계층을 형성하는 것으로 확인되었다. 노년 1인 가구 역시 소득 수준이 높을수록 높은 수준의 신뢰와 네트워크가 시간이 지남에도 유지되는 속성을 가진 사회자본을 형성하는 것으로 나타났다. 이는 선행연구(백정만, 전상남, 2020; 임우석, 2009; Balanda & Wilde, 2003; Putnam, 2017)와 일치하는 결과로서, 높은 소득 수준은 사회참여 기회의 확대로 이어져 많은 유대관계를 쌓고 사회적 지지를 얻어 사회적 관계를 공고하게 함으로써 사회자본을 형성하게 된다는 것으로 이해할 수 있다.

셋째, 자신의 건강 수준을 긍정적으로 인식하는 경우 중년 1인 가구는 비교적 높은 수준의 신뢰와 연대성, 네트워크가 시간의 흐름에도 변화 없이 유지되는 잠재계층을 형성하는 것으로 나타났다. 그리고 노년 1인 가구는 자신의 건강을 긍정적으로 평가할수록 높은 수준의 신뢰와 네트워크가 유지되는 특성의 사회자본 잠재계층을 형성하는 것으로 나타났다. 이는 자신의 건강을 긍정적으로 인식하는 것이 사회자본에 긍정적인 영향을 미친다고 밝힌 연구(이소영, 2022; 임정은, 이현주, 2022; Subramanian et al., 2003)결과를 지지하는 것으로, 중년과 노년 1인 가구의 건강 수준을 긍정적으로 변화시키는 것은 결국 높은 수준의 사회자본을 형성하는 길이라고 볼 수 있다.

넷째, 나이는 노년 1인 가구에 한하여 사회자본 잠재계층 형성에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 노년 1인 가구는 나이가 많을수록 신뢰와 연대성은 낮고 네트워크는 높은 수준의 사회자본을 형성하기보다 비교적 신뢰와 연대성

은 높지만, 시간이 지남에 따라 높은 수준의 신뢰, 평균 수준의 네트워크가 감소하는 특성의 사회자본을 형성하기 어렵다는 것이다. 이는 노년기 특성상 나이가 많을수록 신체기능 약화와 사회활동 축소로 기존의 사회자본을 유지하거나 새롭게 형성하는데 어려움을 얻게 된다는 점에서, 노년 1인 가구에 있어 사회적 관계 유지 및 증가를 통한 성숙한 사회적 관계를 형성하도록 지원하는 것이 중요하다 하겠다.

다섯째, 노년 1인 가구의 경우 학력이 높을수록 낮은 수준의 신뢰가 시간의 흐름에 따라 감소하거나, 네트워크가 낮은 수준으로 유지되는 특성을 가진 사회자본 잠재계층을 형성한다는 것으로 나타났다. 이는 학력이 높을수록 신뢰와 네트워크가 낮다는 것을 밝힌 연구(안성호, 곽현근, 2003; 홍영란 외, 2008)와 같은 맥락에서 이해할 수 있다.

2. 함의 및 제언

본 연구결과를 바탕으로 사회복지 개입의 근거를 마련하고 1인 가구의 생애주기별, 사회자본 유형별 차별화된 접근의 필요성을 피력하고자, 다음과 같이 제언하였다. 첫째, 중년과 노년 1인 가구가 꾸준히 증가하고 있고, 중년과 노년의 사회자본 변화궤적의 차이와 중년 집단 내, 노년 집단 내 사회자본의 변화궤적의 차이가 확인된 사항을 고려할 때, 사회자본 특성을 반영한 차별화된 중·장기적 개입이 필요하다. 이를 위해 1인 가구 지원을 위한 사회적 환경조성의 기틀로서, 1인 가구의 사회자본 잠재계층의 특성을 고려한 개입을 할 수 있는 1인 가구 전담 기구(조직)의 확대 및 장기적인 개입을 위한 전달체계가 확보되어야 한다. 현행 1인 가구 지원계획을 살펴보면(경기도 1인가구 포털, 2024; 싱글병글 서울 1인가구 포털, 2024), 대부분의 1인 가구 정책이 부처별 분절적으로 추진되고 있다는 점에서, 신뢰, 연대성, 네트워크의 상이한 수준과 변화에 대응하며 시간의 흐름에 따라 감소하는 사회자본의 특성에 대해 종합적으로 개입하는 것은 제한적이다. 물론 서울시, 경기도를 비롯한 전국 143개 지자체는 1인 가구 지원 조례를 제정하고 1인 가구의 사회적 고립, 고독사 등의 문제에 개입하고 있지만(법제처, 2024), 1인 가구의 사회적 관계망을 확대하여 사회적 고립을 예방하고 그들의 삶을 지원하기 위한 1인가구지원센터를 마련하여 통합적이고 전문적인 개입을 추진하는 곳은 전국 226개 기초자치단체 중 27개 지자체뿐이다(경기도 1인가구 포털, 2024; 싱글병글 서울 1인가구 포털, 2024). 이러한 상황에서 1인 가구 정책이 제안되더라도 실효성을 거두기 어려울 것으로 판단되며, 중·장기적인 시각에서 1인 가구의 개별적인 특성을 반영한 개입 역시 어려울 것으로 예측된다. 따라서 1인 가구 정책을 추진할 수 있는 동력으로 1인가구지원센터가 확대되어야 한다. 서울시와 같이 건강가정지원센터(가족센터) 내 부설센터를 마련하거나 1인 가구 전담 조직을 상시조직으로 구성하는 방법, 또는 사회복지관과 같은 지역 내 사회복지기관을 통해 1인가구지원센터를 위탁 운영하는 방안이나 농어촌과 같이 지역사회 복지기관이 부족한 경우 행정복지센터를 활용해 1인 가구 지원 전달체계를 구축하는 방안으로 개인의 인구사회학적 특성과 사회자본을 고려한 차별화된 중·장기적 개입이 이루어질 필요가 있다.

둘째, 성별은 중년 1인 가구와 노년 1인 가구의 사회자본 잠재계층 형성에 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 구체적으로 남자는 여자보다 낮은 수준의 네트워크를 시간이 지남에도 유지하는 잠재계층을 형성하는 반면, 여자는 남성보다 낮은 수준의 연대성을 유지하는 사회자본 잠재계층을 형성하는 것으로 나타났다. 따라서 중년과 노년 남성 1인 가구를 대상으로 지역사회 관계망 형성에 중점을 둔 개입 방향이 필요하고, 중년과 노년 여성 1인 가구의 경우 공동체 및 연대 의식을 함양하는 인식개선에 바탕을 둔 차별화된 개입이 요구된다.

셋째, 중년과 노년 1인 가구는 소득 수준이 높을수록 상대적으로 높은 수준의 신뢰와 연대성, 네트워크가 유지되는 속성을 가진 사회자본을 형성하는 것으로 나타났다. 이에 중년과 노년 1인 가구의 사회자본 증진을 도모하는 소득보장정책으로 1인 가구를 위한 사회자본 기반의 소득보장제도를 마련해야 한다. 예를 들어 중년 1인 가구를 대상으로 연대성 강화 및 네트워크 증진을 목적으로 하는 소득 보전 방안으로 사회적 가치있는 활동에 참여하며 공동체의 가치를 높이는 동시에 소득을 보전받는 참여소득 정책을 생각해 볼 수 있다. 그리고 노년 1인 가구가 신뢰와 네트워크

형성에 취약하다는 점에 기인하여 그들이 신뢰와 네트워크를 형성할 수 있도록 사회·여가활동의 기회를 보장하도록 소득을 지원하는 것이다. 사회·여가활동은 노인에게 사회적 지지체계 형성 등 네트워크 형성에 도움을 주고(장은영, 2020), 더 나아가 사회참여를 통해 지역사회의 구성원으로서 자리할 수 있도록 한다는 점에서(박근수, 2011), 노년 1인 가구의 사회적 관계망을 통해 사회자본을 형성하고 확대하는 효과적인 접근이 될 수 있다.

넷째, 중년과 노년 1인 가구는 건강상의 어려움에 차이가 있을 수 있지만, 모두 자신의 건강을 긍정적으로 인식하는 경우 높은 수준의 사회자본을 형성하는 것으로 확인되었다. 따라서 중년 1인 가구와 노년 1인 가구의 사회자본 증진방안으로 건강정보 공유 및 자기돌봄 프로그램 등을 통해 네트워크를 기반으로 건강정보를 공유하고 사회적 지지체계를 통해 자신의 건강을 돌보고 서로의 돌봄을 지원하는 것은 적절한 대안이 될 수 있다. 특히 자신의 건강을 잘 유지 관리하는 경우 건강을 긍정적으로 인식할 수 있다는 점에서(하주영, 최은영, 2013), 그들이 자기돌봄 역량을 함양하고 건강한 생활을 유지하도록 돕는 방안이 마련되어야 한다.

다섯째, 나이와 학력은 노년 1인 가구에 한하여 사회자본 잠재계층 형성에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 먼저 나이가 많을수록 기존의 사회자본을 유지하거나 새로이 사회자본을 형성하는 것은 어렵다. 이러한 점에서 사회적 관계 유지 및 증가를 통해 성숙한 사회적 관계를 형성하도록 지원하는 것이 필요하다. 그리고 학력이 높을수록 낮은 수준의 신뢰가 시간의 흐름에 따라 감소하거나, 네트워크가 낮은 수준으로 유지되는 특성을 가진 사회자본 잠재계층을 형성한다는 것으로 나타났다. 이에 학력이 높은 노년 1인 가구를 대상으로 공통의 관심이나 취미를 공유하고 자조 모임 형태의 커뮤니티 프로그램이나 공동의 목표가 있는 프로그램을 통해 연대성에 기반한 네트워크 향상을 높이는 방향의 개입이 필요하다.

본 연구는 중년과 노년 1인 가구를 대상으로 신뢰, 연대성, 네트워크의 수준과 이질적인 변화에 따라 사회자본을 유형화하고, 장기적인 관점에서 중년 1인 가구와 노년 1인 가구의 사회자본 형성 및 변화에 영향을 미치는 인구사회학적 요인을 규명함으로써, 중년 1인 가구와 노년 1인 가구의 사회자본 형성 및 향상을 위한 방안을 제시하였다는 점에서 사회적으로 의미가 있다. 하지만 분석 자료와 연구 방법의 측면에서 몇 가지 한계를 내포하고 있다. 첫째, 본 연구는 전국 단위의 대표적인 종단 자료로서 한국복지패널 자료를 활용하여 대표성을 확보하였지만, 자료의 특성상 저소득층을 과대 표집한 자료라는 점에서 연구 결과의 일반화에 제한이 있다. 또한 사회자본 구성요소 신뢰, 연대성, 네트워크 개념을 선행연구에 기반하여 단일 문항 또는 두 문항으로 측정하여 정밀한 측정이 이루어지지 못하였고, 포괄적인 사회자본의 의미를 담아내지 못한 한계가 있다. 이에 후속 연구에서는 포괄적인 사회자본의 개념을 담고 있는 척도를 활용하여, 정밀하게 사회자본을 살펴볼 필요가 있다. 둘째, 본 연구는 개인 수준에서 측정된 사회자본을 살펴보았다는 점에서 한계가 있다. 사회자본의 경우 개인 수준을 넘어 지역사회, 거시적 수준의 사회자본을 함께 살펴봐야 하지만(Campbell et al., 1999), 본 연구는 연구 모형의 한계로 이를 다 담아내지 못하였다. 셋째, 본 연구는 성장혼합모형을 적용하기 위한 자료의 요건을 충족시키고자 중년을 35세에서 64세, 노년을 65세 이상으로 폭넓게 설정하여 살펴보았다. 이는 생애주기별 특성을 반영하는데 제한점을 가진다. 따라서 후속 연구에서는 표본 수가 충분히 확보된 데이터를 활용하여, 개인을 비롯한 지역사회, 거시적인 측면의 사회자본을 살펴볼 필요가 있으며, 지역 수준의 객관적인 맥락 변수를 반영하여 사회구조적인 사회자본을 함께 고찰하는 연구가 필요하다.

신서우는 경기대학교에서 사회복지학 석사, 박사학위를 취득하였다. 주요 관심 분야는 1인 가구, 노인, 장애인 그리고 지역사회, 주거환경, 건강 등이다.

(E-mail: aldo112986@naver.com)

참고문헌

- 경기도 1인가구 포털. (2024). 센터 현황 및 지원사업 소개. <https://www.gg.go.kr/lingg/main.do>
- 쌍글빙글 서울 1인가구 포털. (2024). 1인가구 지원맵 및 지원사업. <https://lin.seoul.go.kr/front/user/main.do>
- 김상준. (2004). 부르디외, 콜만, 퍼트남의 사회적 자본 개념 비판. *한국사회학*, 38(6), 63-95.
- 김수린, 주경희, 정순돌. (2018). 소득이 고령층의 우울에 미치는 영향: 사회적 자본의 조절효과를 중심으로. *한국지역사회복지학*, 65, 103-136.
- 김수영, 강명주, 나수빈. (2022). Bourdieu의 다차원적 자본 관점으로 바라본 1인 가구 사회자본과 문화자본의 중요성에 관하여. *비판사회정책*, 75, 171-216.
- 김승현. (2010). 가치의 측정과 사회적 소망성 편향: 사회적 신뢰의 예. *한국행정학회보*, 44(2), 23-40.
- 김이레, 권진아, 김영주. (2022). 코로나 19가 개인의 정신건강에 미치는 영향: 생애주기별 비교를 중심으로. *비판사회정책*, 74, 7-37.
- 김준표, 김순은. (2018). 독거노인의 사회자본과 삶의 만족: 우울과 공적연금 수급의 지역차를 중심으로. *사회과학연구*, 29(3), 267-284.
- 김진현. (2015). 노년기 사회자본의 차이가 우울궤적에 미치는 영향. *한국사회복지학*, 67(3), 181-201.
- 김진현. (2021). 청년이 인식하는 소득불평등이 우울에 미치는 영향: 사회자본의 매개효과. *보건사회연구*, 41(2), 83-100.
- 김창일. (2017). 사회적 자본이 지역주민 삶의 만족에 미치는 영향 분석: 경기도 거주 지역주민을 중심으로. *GRI 연구논총*, 19(3), 89-115.
- 김태룡. (2006). 시민단체가 사회자본의 형성에 미치는 영향에 관한 연구. *한국행정학회보*, 40(3), 27-51.
- 김태룡, 안희정. (2009). 자원봉사의 활성화에 미치는 사회자본의 영향 분석: 자원봉사센터를 중심으로. *한국정책연구*, 9(3), 197-218.
- 김혜연. (2020). 사회적 자본이 주관적 삶의 질에 미치는 영향에 관한 연구. *한국사회복지행정학*, 22(3), 41-68.
- 김희삼. (2018). 저신뢰 각자도생 사회의 치유를 위한 교육의 방향. *KDI FOCUS*, 91, 1-9.
- 권혁철, 김형용. (2017). 홀로 살아야 행복한, 중년 남성의 삶: 4050 세대 1인 남성 가구의 사회적 관계와 주관적 행복감을 중심으로. *사회과학연구*, 24(3), 267-290.
- 문필동. (2017). 고령 장애인의 사회적 자본과 삶의 만족도의 관계: 우울과 자아존중감의 매개효과를 중심으로 [박사학위논문, 전남대학교]. <http://www.dcollection.net/handler/jnu/000000055687>
- 박근수. (2011). 잠재집단분석방법을 활용한 노인여가유형별 특성 분석. *노인복지연구*, 53, 83-100.
- 박능후, 장춘명. (2015). 중고령자의 사회적 자본이 주관적 배제감에 미치는 영향. *한국사회연구*, 18, 99-140.
- 박세경, 강혜규, 김형용, 박소현. (2008). 지역복지 활성화를 위한 사회자본형성의 실태와 과제. 세종: 한국보건사회연구원.
- 박준범, 권병구, 김민기, 박홍민, 오경석. (2019). 중장년층 남성 1인 가구 특성 및 사회적 문제에 대한 융복합적 해결방안. 서울: 서울시50플러스재단.
- 박희봉, 김명환. (2001). 우리나라 지역사회의 사회자본 증진에 관한 연구: 사회자본 측정과 분석을 위한 시도. *한국정치학회보*, 34(4), 219-237.
- 배다영, 박은빈. (2022). 1인 가구 중고령자의 일상생활수행능력(ADL, IADL) 및 우울감의 변화궤적과 삶의 만족도 병렬과정 잠재성장모형의 적용. *가정과삶의질연구*, 40(1), 11-25.
- 백정만, 전상남. (2020). 노인의 주관적 건강과 사회적 지지가 사회적 자본 형성에 미치는 영향. *한국학교지역보건교육학회지*, 21(2), 1-14.
- 법제처. (2024). 청년기본법, 노인복지법, 1인 가구 지원 조례. <https://www.law.go.kr/>.
- 서지원. (2008). 노년기 경제적 복지를 위한 사회투자정책의 방향: 인적자본 및 사회자본의 활용을 중심으로. *한국가족자원경영학회지*, 12(2), 31-55.

- 서지원, 이수진. (2021). 중년 무배우 남성의 생활만족도에 대한 인적자본과 사회자본의 효과분석: 1인가구와 다인가구의 비교를 중심으로. *가족자원경영과정*, 25(4), 87-99.
- 소진광. (2004). 사회적 자본의 측정지표에 관한 연구. *한국지역개발학회지*, 16(1), 89-117.
- 송나경, 박향경, 노재성. (2019). 1인 가구의 연령계층별 자살 생각 비교연구. *한국사회복지조사연구*, 61, 133-164.
- 송진영. (2015). 사회적 자본이 우울에 미치는 영향: 가족관계만족도의 매개효과를 중심으로. *보건사회연구*, 35(2), 164-192.
- 안성호, 곽현근. (2003). 동네 수준의 사회자본에 관한 탐색적 연구. *지방정부연구*, 6(4), 205-231.
- 안현찬, 김승연, 변금선, 김성아, 남원석, 박은숙, 최현임, 박민진, 문진영, 박지선. (2022). 서울시 1인가구 실태조사 및 제도개선 연구용역. 서울: 서울연구원.
- 이광모. (2014). 지역공동체의 사회자본 형성에 관한 유교적 관점: 사회자본 형성에 주는 시사점을 중심으로. *한국사회복지학*, 66(2), 231-253.
- 이민정. (2020). 한국 1인 가구의 행복 요인에 관한 연구 [박사학위논문, 고려대학교]. <https://doi.org/10.23186/korea.000000127909.11009.0000954>
- 이보혜. (2019). 청소년의 정신건강에 대한 개인과 지역요인 연구: 다수준 분석 [박사학위논문, 고려대학교]. <https://doi.org/10.23186/korea.000000082435.11009.0000897>
- 이소영. (2022). 중장년 1인가구의 주거와 건강이 자살생각에 미치는 영향. *인문사회21*, 13(2), 2473-2488.
- 이숙중, 최준규, 유희정. (2008). 사회적 특성과 행위 변수가 사회자본에 미치는 영향: 종로구 사례를 중심으로. *지방행정연구*, 22(4), 101-132.
- 이영균, 최승인. (2016). 노인사회활동 참여 노인의 사회적 자본과 삶의 질의 관계. *한국정책과학학회보*, 20(2), 151-180.
- 이현주. (2013). 노년기 우울의 중단적 변화: 연령집단별 차이와 위험요인. *노인복지연구*, 61, 291-318.
- 이환수, 이나리. (2014). 온라인 커뮤니티 활동이 사회적 자본에 미치는 영향. *한국콘텐츠학회논문지*, 14(9), 153-163.
- 임경은, 이현주. (2022). 농촌 여성독거노인의 건강상태와 우울의 관계에서 사회적 자본의 조절효과: 정신건강과 사회복지, 50(3), 100-122.
- 임연옥, 문정화. (2020). 지역의 생활환경에 대한 인식이 삶의 질에 미치는 영향: 고양시 사례를 중심으로. *사회과학연구*, 36(3), 77-99.
- 임우석. (2009). 사회적 자본과 노인 생활만족도의 관계에 관한 연구: 서울특별시를 중심으로 [박사학위논문, 서울시립대학교]. <http://www.dcollection.net/handler/uos/000000015979>
- 임유진, 박미현. (2018). 1인 가구 중년의 사회경제적 박탈이 우울에 미치는 영향. *사회과학연구*, 34(1), 187-206.
- 장수미, 하형미. (2023). 중년기 농촌 주민의 인적 자본과 우울의 관계: 사회적 자본의 다중병렬매개효과. *보건교육건강증진학회지*, 40(1), 33-44.
- 장명준. (2023). 1인 가구의 사회적 자본과 삶의 만족도 관계연구: 대구광역시 사회조사를 중심으로. *한국지역개발학회지*, 35(4), 1-18.
- 장은영. (2020). 한국 남녀 노인의 여가활동 참여와 인지기능의 관계. *한국노년학*, 40(3), 443-458.
- 정경희. (2015). 노년기 독거 현황과 정책적 대응 전략. *Health Welfare Issue & Focus*, 300, 1-8.
- 정민화. (2018). 청소년의 지역사회 사회적 자본이 학교적응에 미치는 영향: 정서적 역량의 매개효과 확인과 빈곤과 지역변수의 조절효과 확인을 중심으로 [박사학위논문, 숭실대학교]. <http://www.dcollection.net/handler/oasis/200000103151>
- 정은혜. (2020). 장애인의 가족 및 지역사회자본이 의사소통 능력에 미치는 영향: 심리적 자본의 매개효과 [박사학위논문, 전북대학교]. <http://www.dcollection.net/handler/jbnu/000000051924>
- 정인, 오상엽. (2020). 2020 한국 1인가구 보고서. 서울: KB금융지주 경영연구소.
- 조병재. (2017). SNS의 지속이용이 온라인 사회자본과 우울감에 미치는 영향에 관한 종단연구. [박사학위논문, 중앙대학교]. <https://dcollection.cau.ac.kr/srch/srchDetail/000000213268>
- 최민정. (2015). 중고령 여성의 사회적 자본과 경제적 자본의 관계에 관한 연구: 연령대별 비교. *보건사회연구*, 35(2), 124-163.

- 최순화. (2021). 1인 가구의 사회관계망이 전사·공연 관람, 삶의 만족에 미치는 영향. *사회적경제와 정책연구*, 11(4), 25-50.
- 최유정, 이명진, 최선헌. (2016). 가구형태와 사회적 관계의 객관적·주관적 측면이 우울에 미치는 영향: 1인 가구와 다인 가구의 비교를 중심으로. *한국가족관계학회지*, 21(2), 25-51.
- 최은영, 엄사랑. (2019). 중·고령층의 사회적 관계와 우울의 중단적 상호인과관계: 자기회귀교차지연모형 검증과 연령집단별 분석. *보건사회연구*, 39(4), 109-144.
- 최종렬. (2004). 신뢰와 호혜성의 통합의 관점에서 바라본 사회자본: 사회자본 개념의 이념형적 구성. 사회자본 개념의 이념형적 구성. *한국사회학*, 38(6), 97-132.
- 통계청. (2019. 9. 18). *장래가구특별추계: 2017~2047년*. 2022. 10. 16. 검색, https://kostat.go.kr/board.es?mid=a10301010000&bid=207&tag=&act=view&list_no=377540&ref_bid.
- 통계청. (2020). *인구주택 총조사*. 2022. 10. 16. 검색, <https://kostat.go.kr/board.es?mid=a10301020200&bid=203>.
- 통계청 (2023a). *2023 통계로 보는 1인 가구*. 2023. 2. 11. 검색, https://kostat.go.kr/board.es?mid=a10301010000&bid=10820&list_no=428414&act=view&mainXml=Y
- 통계청 (2023b). *인구추계*. 2023. 2. 11. 검색, <https://kosis.kr/search/search.do?query=1%EC%9D%B8%EA%B0%80%EA%B5%AC>
- 하상근. (2014). 사회적 자본이 정책불응에 미치는 영향에 관한 연구: 국민연금정책을 중심으로. *한국정책과학학회보*, 18(1), 131-157.
- 하주영, 최은영. (2013). 노인의 건강지각과 건강관심도 및 건강증진행위. *노인간호학회지*, 15(3), 277-285.
- 한국보건사회연구원. (2023). *한국복지패널 [데이터 세트]*. <https://www.moleg.go.kr/>
- 한진이, 임왕규. (2015). 노인 자원봉사활동 참여동기 수준이 사회적 자본의 융복합 형성에 미치는 영향. *디지털융복합연구*, 13(6), 39-53.
- 홍영란 외. (2008). *사회적 자본 형성을 위한 교육투자 방안: 경제 인문사회연구회 협동연구총서 08-15-03 (주관 연구기관: 한국보건사회연구원, 협력 연구기관: 한국교육개발원, 한국노동연구원, 산업연구원, 한국조세연구원)*. 서울: 한국보건사회연구원.
- 홍재은, 정민희. (2021). 1인 가구 노인의 우울 영향요인에 관한 연구. *노년교육연구*, 7(1), 145-162.
- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716-723.
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2014). Auxiliary variables in mixture modeling: Three-step approaches using Mplus. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21, 329-341.
- Bajekal, M., & Purdon, S. (2001). *Social capital and social exclusion: development of a condensed module for the Health Survey for England*. Social capital/social exclusion condensed module. London: National Center for Social Research 35.
- Bassett, E., & Moore, S. (2013). Mental health and social capital: Social capital as a promising initiative to improving the mental health of communities. In *Current topics in public health*. IntechOpen.
- Bauer, D. J., & Curran, P. J. (2003). Distributional assumptions of growth mixture models: Implications for overextraction of latent trajectory classes. *Psychological Methods*, 8, 384-393.
- Bebbington, A. (2004). Social capital and development studies 1: critique, debate, progress?. *Progress in Development Studies*, 4(4), 343-349.
- Balanda, K. P., & Wilde, J. (2003). *Inequalities in perceived health: A report on the All-Ireland social capital & health survey*. Ireland: Institute of Public Health in Ireland.
- Bourdieu, P. (1986). *The forms of capital*. *Handbook of theory and research for the sociology of education*. New York: Greenwood Press.
- Bullen, P. & J. Onyx (1998). Measuring social capital in five communities in New South Wales, Working paper series, No. 41, Sydney, Australia, University of Technology, Center for Australian Community Organizations and Management (CACOM).

- Campbell, C., Wood, R., & Kelly, M. (1999). *Social capital and health*. London: Health Education Authority century progress and 21st century prospects. *Journal of Health and Social Behavior*, 43(2), 125-142.
- Clark, S. L. (2010). *Mixture modeling with behavioral data (Unpublished doctoral dissertation)*. LA, CA: University of California.
- Coleman, J. (1988). Social capital in the creation of human capital. *American Journal of Sociology*, 94, 95-120.
- Coleman, J. (1990). *Foundations of Social Theory*. Cambridge: Belknap Press of Harvard University Press.
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1(1), 16-29.
- Folland, S., & Iversen, T. (2014). Chapter 5: How Does Social Capital Arise in Populations?. In *The Economics of Social Capital and Health: A Conceptual and Empirical Road map*, 45-66.
- Fukuyama, F. (1996). *Trust: The social virtues and the creation of prosperity*. New York: Simon and Schuster.
- Hall, P. A. (1999). Social capital in Britain. *British Journal of Political Science*, 29(3), 417-461.
- Jung, T., & Wickrama, K. A. S. (2008). An introduction to latent class growth analysis and growth mixture modeling. *Social and Personality Psychology Compass*, 2(1), 302-307.
- Kawachi, I., Kennedy, B. P., Lochner, K., & Prothrow-Stith, D. (1997). Social capital, income inequality, and mortality. *American Journal of Public Health*, 87(9), 1491-1498.
- Kim, S.-Y., Mun, E.-Y., & Smith, S. (2014). Using mixture models with known class membership to address incomplete covariance structure in multiple-group growth models. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 67, 94-116.
- Krishna, A. (2000). *Creating and harnessing social capital*. Social capital: A multifaceted perspective/World Bank.
- Lin, N. (1999). Building a network theory of social capital. *Connections*, 22(1), 28-51.
- Lin, N. (2008). *사회자본: 사회자본 이론의 배경과 발전 과정, 연구 의제 총정리* (김동윤, 오소현, 역). 서울: 커뮤니케이션북스 (Original work published 2001)
- Marmot (2004). *The status syndrome: how social standing affect our health and longevity*. NY: Henry Holt and Company
- Marmot, M., & Wilkinson, R. (2005). *Social determinants of health*. UK: Oxford University Press.
- McArdle, J. J. (1986). Latent variable growth within behavior genetic models. *Behavior Genetics*, 16, 163-200.
- Meredith, W., & Tisak, J. (1990). Latent curve analysis. *Psychometrika*, 55(1), 107-122.
- Molinas, J. (1998). The impact of inequality, gender, external assistance and social capital on local-level cooperation. *World Development*, 26(3), 413-431.
- Muthén, B., & Muthén, L. (2000). Integrating person-centered and variable-centered analyses: Growth mixture modeling with latent trajectory classes. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 24(6), 882-891.
- Muthén, B. (2003). Statistical and substantive checking in growth mixture modeling: Comment on Bauer and Curran. *Psychological Methods*, 8, 369-377.
- Muthén, L., & Muthén, B. (1998-2023). *Mplus: Statistical analysis with latent variables user's guide 8.8*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Nagin, D. S. (1999). Analyzing developmental trajectories: A semi-parametric group-based approach. *Psychological Methods*, 4, 139-157.
- Neuhouser, K. (1995). "WORSE THAN MEN" Gendered Mobilization in an Urban Brazilian Squatter Settlement, 1971-91. *Gender & Society*, 9(1), 38-59.
- OECD. (2001). OECD Annual Report. 2023. 2. 11. 검색, https://www.oecd-ilibrary.org/economics/oecd-annual-report-2001_annrep-2001-en.
- Paxton, P. (1999). Is social capital declining in the United States? A multiple indicator assessment. *American Journal of*

- Sociology*, 105(1), 88-127.
- Putnam, R. (1995). Bowling alone: America's declining social capital. *Journal of Democracy*, 6(1), 65-78.
- Putnam, R. (2009). *사회적 자본과 민주주의* (안청시, 장훈, 강원택, 김학노, 김하영, 유석진, 백창재, 역). 서울: 박영사. (Original work published 1993)
- Putnam, R. (2017). *나홀로 bowling* (정승현, 역). 서울: 페이퍼로드. (Original work published 2000)
- Schwarz, G. E. (1978). Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, 6(2), 461-464.
- Sclove, L. (1987). Application of model-selection criteria to some problems in multivariate analysis. *Psychometrika*, 52, 333-343.
- Serageldin, I., & Grootaert, C. (2017). Defining social capital: an integrating view 1. In *Evaluation and Development* (pp. 201-217). Routledge.
- Subramanian, S. V., Lochner, K. A., & Kawachi, I. (2003). Neighborhood differences in social capital: a compositional artifact or a contextual construct? *Health & Place*, 9(1), 33-44.
- Tisenkopfs, T., Lace, I., & Mierina, I. (2008). *Social Capital en Unfolding Webs: The Dynamics of Regional Rural Development*. Van Gorcum: Los Países Bajos.
- Vermunt, J. K. (2010). Latent class modeling with covariates: Two improved three-step approaches. *Political Analysis*, 18, 450-469.
- Wang, J., & Wang, X. (2020). *Structural equation modeling: Applications using Mplus*. Hoboken, NJ, USA: John Wiley & Sons Ltd.
- Wilkinson, R. (2008). *평등해야 건강하다: 불평등은 어떻게 사회를 병들게 하는가* (김홍수영, 역). 서울: 후마니타스. (Original work published 2005)
- Woolcock, M. (1998). Social capital and economic development: Toward a theoretical synthesis and policy framework. *Theory and Society*, 27(2), 151-208.
- World Bank. (2001). Social capital: a multifaceted perspective. 2023. 2. 11. 검색, <https://documents.worldbank.org/en/publication/documents-reports/documentdetail/663341468174869302/social-capital-a-multifaceted-perspective>

Factors Influencing Social Capital in Middle-Aged and Elderly Single-Person Households:

Focus on the Latent Class of Social Capital, Based on the Trajectories of Trust, Solidarity, and Networks

Shin, Seo-Woo¹

¹ Kyonggi University

| Abstract |

The purpose of this study is to examine the formation and trajectory of social capital in middle-aged and elderly single-person households, along with the socio-demographic factors that influence it. To this end, a multi-group growth mixture model was applied to identify types of social capital based on the levels and trajectories of trust, solidarity, and networks among these households. The model also assessed the socio-demographic factors influencing each type. The data were drawn from the 7th, 10th, 13th, and 16th Korean Welfare Panel, including a total of 980 middle-aged (268) and elderly (712) single-person households.

The analysis revealed that middle-aged single-person households could be categorized into four latent classes of social capital (Class I through Class IV), and that gender, income level, and health level had different effects on social capital formation and change. Also, elderly single-person households could be categorized into four latent classes of social capital (Class I through Class IV), and that gender, age, education, income level and health level had different effects on the social capital latent class. Based on these findings, social policies and practices are proposed to enhance the social capital of middle-aged and elderly single-person households.

Keywords: Middle-Aged Single-Person Household, Elderly Single-Person Household, Social Capital, Multi-Group Growth Mixture Model, Growth Mixture Model (R3STEP)