

한국 중·고령 성인의 사회적 고립이 외로움 변화에 미치는 종단적 영향: 자기통제력의 역할*

Received: April 29 2026
Revised: June 25 2026
Accepted: August 19 2026

교신저자: 노수림
충남대학교 심리학과,
대전시 유성구 대학로99

E-MAIL: srnoh@cnu.ac.kr

* 해당 논문은 2025년
한국발달심리학회 연차
학술대회에 포스터로 발표한
내용을 수정 보완한 것임.
* 본 연구는 교육부의 재원으로
한국연구재단의 연구비를
지원받아 수행되었음(No.
NRF-2020S1A3A2A02103899).



© Copyright 2026. The Korean Journal of
Developmental Psychology.
All Rights Reserved.
This is an Open Access article distributed
under the terms of the Creative Commons
Attribution Non-Commercial License(<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)
which permits unrestricted
non-commercial use, distribution, and
reproduction in any medium, provided the
original work is properly cited.

이승철¹, 서수정², 최원일³, 노수림⁴
충남대학교 심리학과/ 박사과정¹, 충남대학교 심리학과/ 석사과정²
광주과학기술원 인문사회과학부/ 교수³, 충남대학교 심리학과/ 교수⁴

Longitudinal Effects of Social Isolation on Changes in Loneliness Among Korean Middle-Aged and Older Adults: The Role of Self-Control

Seung Chul Lee¹, So Jeong Seo², Wonil Choi³, Soo Rim Noh⁴
Department of Psychology, Chungnam National University/ Doctoral Student¹
Department of Psychology, Chungnam National University/ Master's Student²
Division of Liberal Arts and Sciences, Gwangju Institute of Science and Technology/ Professor³
Department of Psychology, Chungnam National University/ Professor⁴

ABSTRACT

본 연구는 한국 중·고령 성인의 사회적 고립과 외로움의 횡단 및 종단적 관련성을 검토하고, 자기통제력의 역할과 연령집단 차이를 살펴보았다. 전국 단위 온라인 패널 만 40~83세 성인 299명을 대상으로 1년간 약 6개월 간격으로 3회 자료를 수집하였다. 분석 결과, 기저선에서 자기통제력은 사회적 고립과 외로움의 관계를 부분 매개하는 동시에 완충하는 조절효과를 나타냈다. 종단 분석에서 외로움은 1년간 증가하였고, 기저선 사회적 고립 수준이 높을수록 외로움의 증가율이 더 컸다. 반면 자기통제력이 외로움 변화를 직접 예측하거나 종단적 관련성을 조절한다는 근거는 확인되지 않았다. 연령 집단별로는 중년 집단이 고령 집단보다 사회적 고립과 외로움 수준이 높고 자기통제력은 낮았다. 자기통제력의 횡단 매개효과는 중년층에서만 유의하였으나, 사회적 고립과 외로움 변화의 종단적 관련성은 두 연령층 모두에서 나타났다. 본 연구는 사회적 고립이 중·고령기 외로움의 종단적 위험 요인인 반면 자기통제력의 조절효과는 횡단 수준에 국한됨을 확인하였고, 이는 단기적 자기통제력 강화와 장기적 고립 해소를 병행하는 개입이 필요하며 그 핵심 대상에 중년층이 포괄되어야 함을 시사한다.

주요어 : 사회적 고립, 외로움, 자기통제력, 중·고령 성인, 종단 연구

한국 사회는 전 세계적으로 유례없이 빠른 고령화 추세에 따라 2025년 초고령사회에 진입하였다(저출산고령사회위원회, 2025). 이러한 인구구조 변화와 더불어 중·고령 성인의 사회적 관계망이 재편되면서, 사회적 고립과 외로움은 해당 연령층의 적응과 정신건강을 이해하는 핵심적인 발달 및 사회적 변인으로 대두되었다. 실제로 2023년 기준 60세 이상 성인의 사회적 고립도는 40.7%에 달하였으며(국가데이터처, 2024), 2024년 고독사 사망자의 약 63%가 50-60대에 집중되었다(보건복지부, 2025). 더욱이 사회적 고립과 외로움은 우울, 인지기능 저하, 심혈관질환 위험, 조기 사망 등 광범위한 건강 문제를 유발하는 핵심 위험 요인으로 작용하며(Cacioppo et al., 2010; Holt-Lunstad et al., 2015), 세계보건기구(World Health Organization, WHO) 또한 이를 심각한 공중보건 문제로 규정하였다(WHO, 2025). 특히 중·고령기는 은퇴, 건강 변화, 관계 역할의 재편과 같은 생애 전환 사건이 중첩되는 시기이다(Infurna et al., 2020). 따라서 이 시기의 성공적인 적응 여부는 생애 후반기 전반의 삶의 질 및 정신건강과 밀접하게 관련된다(Lachman et al., 2015). 이러한 맥락에서, 중·고령 성인의 사회적 고립과 외로움이 시간의 흐름에 따라 어떠한 변화 양상을 보이는지 그 상호관련성을 검토하고, 그 기저의 심리적 기전을 규명하는 연구는 학술 및 사회적 측면 모두에서 중요하다.

사회적 고립과 외로움은 일상적으로 혼용되는 경향이 있으나, 이론적으로는 뚜렷이 구분되는 개념이다(Cacioppo & Cacioppo, 2014; Cornwell & Waite, 2009; Perlman & Peplau, 1982). 외로움은 개인이 기대하는 사회적 관계와 실제 경험하는 관계 간의 불일치에서 비롯되는 주관적 정서

경험으로 정의된다(Cacioppo & Cacioppo, 2014; Perlman & Peplau, 1982). 반면, 사회적 고립은 사회적 관계망의 크기, 접촉 빈도, 구조 등 객관적인 관계망의 결핍을 지칭한다(Cornwell & Waite, 2009; Newall & Menec, 2019). 두 개념의 변별성은 실증적 수준에서도 일관되게 지지된다. 캐나다 종단 노화연구(Canadian Longitudinal Study on Aging, CLSA) 자료에 따르면, 고립되어 있으나 외롭지 않은 집단과 고립되지 않았음에도 외로움을 호소하는 집단이 공존하였으며, 이들은 사회적 지지 수준뿐만 아니라 우울과 불안을 포괄하는 심리적 고통(psychological distress)의 발현에서도 상이한 양상을 나타냈다(Menec et al., 2020). 또한 객관적 고립 수준에 따라 외로움과 일상적 사회적 상호작용의 관련성이 달라진다는 점(Lee & Ko, 2018)과, 국내 성인 표본 연구에서도 두 변인의 유병률과 선행 요인이 일치하지 않는다는 연구 결과(Kim et al., 2021) 역시 이러한 독립성을 뒷받침한다. 그러나 두 개념의 이론적 구분이 양자의 완전한 독립성을 의미하지는 않는다. 지각된 사회적 배제와 외로움을 구분한 종단 연구에서 두 구성개념은 높은 관련성 속에서도 서로 다른 예측 경로를 보이며 시간의 흐름에 따라 유기적으로 연결되어 있었다(Huxhold et al., 2022). 즉 사회적 고립과 외로움은 구분되면서도 종단적으로 밀접하게 상호작용하는 개념이며, 두 변인의 관계는 발달 맥락과 시간적 흐름에 따라 역동적으로 전개될 수 있다(Newall & Menec, 2019).

중·고령기에는 사회적 관계를 향한 동기적 변화가 두드러지며, 이로 인해 객관적인 사회적 고립이 주관적 외로움으로 심화되거나 고착화될 위험이 크다. 사회정서적 선택이론(Socioemotional Selectivity Theory, SST)에 따르면, 연령이 증가

할수록 개인은 삶의 남은 시간을 유한한 것으로 인식한다. 이에 따라 정보 탐색이나 새로운 관계망의 확장보다는 정서적으로 의미 있는 기존 관계의 유지와 친밀감 경험에 더 큰 가치를 부여한다(Carstensen, 1993, 2021; Carstensen et al., 1999). 이러한 동기적 발달 궤적을 고려할 때, 중·고령기에는 주변적 관계의 감소 자체보다 배우자, 가까운 친구, 가족과 같은 핵심 관계의 상실이나 기능 저하가 개인이 기대하는 관계와 실제 경험 사이의 불일치를 더욱 악화시킨다(Tiilikainen & Seppänen, 2017). 실제로 이 시기에는 관계의 양적 측면보다 질적 수준이 외로움을 더 잘 예측한다는 결과가 일관되게 보고된다(Norlin et al., 2025). 나이가 은퇴, 사별, 신체적 건강 및 기능 저하, 사회활동 축소로 대변되는 역할 전환과 자원 손실은 사회적 고립을 유발할 뿐만 아니라 외로움으로의 전이를 가속한다(Infurna et al., 2020). 한국 노인 대상의 종단 연구 역시 독거와 사별이 외로움을 유의하게 심화하는 생활사건임을 실증하였다(Han & Rudolf, 2026). 따라서 중·고령기의 사회적 고립은 단순한 물리적 대인 접촉의 빈곤을 넘어서는 함의를 지닌다. 이 시기의 고립은 곧 정서적 의미를 지닌 핵심 관계의 결손을 의미하며, 이는 외로움에 대한 발달적 취약성을 가중하는 주요 요인으로 작용할 수 있다(Carstensen, 2021; Carstensen et al., 1999).

사회적 고립과 외로움의 관계는 특정 시점에 국한된 단편적 현상에 머무르지 않고, 시간의 흐름 속에서 형성, 유지, 심화되는 연속적인 상호과정으로 이해할 필요가 있다. 진화론적 외로움 모델(Evolutionary Theory of Loneliness, ETL; Cacioppo & Cacioppo, 2018)에 따르면, 본래 외로움은 사회적 결핍을 알리고 재연결 행동을

촉진하는 적응적 신호로 기능한다(Cacioppo & Cacioppo, 2018; Qualter et al., 2015). 그러나 이러한 외로움이 만성화될 경우, 타인의 의도를 부정적으로 해석하고 사회적 상황을 위협적으로 지각하는 인지적 편향을 강화하여 결과적으로 대인관계 위축과 사회적 회피를 유발할 수 있다(Cacioppo & Cacioppo, 2014; Hawkley & Cacioppo, 2010). 이는 곧 사회적 접촉 기회와 관계의 질 저하로 이어져, 종국에는 사회적 고립과 외로움이 서로를 심화하는 악순환을 형성할 수 있다(Cacioppo & Cacioppo, 2014; Hawkley & Cacioppo, 2010). 이처럼 두 변인은 서로 영향을 주고받는 양방향적 순환 구조를 지니지만, 본 연구는 그중에서도 사회적 고립이 외로움의 수준과 이후의 변화 양상에 미치는 종단적 영향에 초점을 두었다.

이처럼 사회적 고립과 외로움이 시간에 걸쳐 서로를 강화하는 동적 과정임에도, 기존 연구는 대부분 한 시점의 횡단적 관련성에 머물러 있으며(Emerson et al., 2021; Shiovitz-Ezra & Leitsch, 2010), 사회적 고립이 외로움 변화에 미치는 종단적 영향을 다룬 연구는 제한적이다(Hawkley & Kocherginsky, 2018; Petersen et al., 2016). 특히 중·고령기에서 기저선 사회적 고립이 외로움의 초기 수준과 변화율에 미치는 영향은 아직 충분히 밝혀지지 않았다. 이러한 점은 두 변인의 횡단적 연관성과 종단적 영향을 함께 검토할 필요성을 보여준다.

더욱이 중·고령기 두 변인 간의 관계는 최근 COVID-19 팬데믹과 그 회복기를 거치며 더욱 복잡한 양상으로 전개되었다. 팬데믹 기간 동안 외로움은 전반적으로 소폭이나마 유의하게 증가하였다(Ernst et al., 2022). 이러한 변화 양상은 국가, 시기, 집단에 따라 다양하게 관찰되었으며(Kotwal

et al., 2021; Luchetti et al., 2020), 특히 지역사회 거주 고령자 중 상당수는 외로움의 심화를 경험하였다(Kotwal et al., 2021). 한편 한국은 전면 봉쇄(lockdown) 없이 유행 상황에 따라 사회적 거리두기 단계를 격상 또는 완화하는 방역체계를 유지하였다는 점에서 서구권과 차이를 보인다. 본 연구의 자료 수집 기간인 2022년 2월부터 2023년 2월까지, 오미크론 변이 확산에 따른 사적 모임 인원 제한 등 거리두기가 시행되던 시기부터 2022년 4월 거리두기 전면 해제 이후의 단계적 일상 회복 기까지를 모두 포괄한다(질병관리청, 2022). 그러나 이러한 회복기에 중·고령 성인의 외로움이 어떠한 변화 추이를 보이는지는 아직 충분히 규명되지 않았다. 이에 팬데믹 회복기라는 특수한 맥락에서 중·고령 성인의 사회적 고립과 외로움의 관계, 그리고 이 관계를 매개하거나 조절하는 심리적 자원을 함께 살펴볼 필요가 있다.

외로움의 연령별 양상은 생애과정에 따라 비선형적으로 전개되며, 문화권에 따라서도 상이하게 나타날 수 있다(Luhmann & Hawkey, 2016). Richardson 등(2025)은 29개국 50-90세 성인 64,324명을 분석하여 외로움의 연령별 분포가 국가마다 다르다는 점을 규명하였다. 해당 연구는 중년과 고령을 표본 내 상대적 연령 위치로 정의하였다. 분석 결과, 대부분의 국가에서는 고령 성인의 외로움 수준이 높았으나, 미국과 네덜란드에서는 오히려 중년 성인의 외로움이 더 높은 역전 현상이 관찰되었다. 외로움 불평등(격차)을 설명하는 주요 요인은 미취업, 미혼 상태, 우울, 건강 저하로 확인되었다. 그러나 요인별 기여도는 국가마다 차이를 보였고, 특히 중년기에서는 설명되지 않은 변량이 크게 남아 있었다(Richardson et al., 2025). 국내에서도 Choi 등(2025)은 3년간의 종단 분석을 통

해 40대 이상 중·고령 성인의 사회적 고립과 외로움 기저 수준이 타 연령집단보다 높게 형성되어 있음을 실증하였다. 이는 중·고령기라는 생애 단계 안에서도 사회적 고립과 외로움의 발현 양상이 동질적이지 않으며, 중년층과 고령층이 외로움 수준과 심리 및 사회적 자원에서 서로 상이한 특성을 지닐 가능성을 시사한다. 따라서 중·고령 성인을 하나의 동질적 집단으로 다루기보다, 해당 발달 시기 내의 연령 집단별 차이와 공통성을 함께 통합적으로 검토할 필요가 있다.

사회적 고립과 외로움의 관계는 개인이 보유한 심리적 자원에 따라 차별적으로 전개될 수 있다. 이에 본 연구는 해당 과정에 개입하는 핵심 변인으로서 자기통제력(self-control)에 주목하였다. 자기통제력은 개인이 즉각적인 충동이나 자기중심적 반응을 억제하고, 장기적 목표와 사회적 규범에 부합하도록 자신의 행동과 정서 반응을 조절하는 능력을 지칭한다(Baumeister et al., 1998; Tangney et al., 2004). 본 연구는 자기통제력을 시간의 흐름에도 비교적 안정적인 기질적 특성으로 전제한다(Bleidorn et al., 2022; Roberts & DelVecchio, 2000; Tangney et al., 2004). 다만 기질적인 안정성과는 별개로, 특정 상황에서 실제로 발현되는 자기통제력의 기능 수준은 주어진 사회 맥락에 따라 일시적으로 변동할 수 있다(Baumeister et al., 2005; Stavrova et al., 2022). 관련 선행연구들은 이처럼 안정적인 특성(trait) 수준과 상황에 따라 가변적인 상태(state) 수준을 구분하되, 이를 통합적으로 이해해야 함을 꾸준히 강조해왔다(de Ridder et al., 2018; Milyavskaya et al., 2019). 자기통제력의 본질에 관한 이론적 논쟁 역시 이러한 관점과 궤를 같이한다. 자기고갈이론은 기능 수준의 변동을 지속적 요구에 따른 제한된 소

진으로 설명하는 반면(Baumeister et al., 1998; Baumeister & Vohs, 2007), 비자원 모형은 이를 동기와 주의 배분을 포함한 심리 과정의 역동적 변화로 해석한다(Inzlicht et al., 2021). 두 관점은 구체적인 작용 기제에 대한 입장은 다르지만, 기질적 특성과 가변적 상태를 분리하여 접근해야 한다는 점에서는 합의를 이룬다. 이러한 다차원적 구분에 기초할 때, 자기통제력은 사회적 고립과 외로움의 관계에 매개와 조절이라는 서로 다른 두 경로로 개입할 수 있다.

첫째, 사회적 고립이 자기통제력의 기능을 일시적으로 약화시켜 외로움으로 이어지는 매개 경로이다. 자기통제력은 충동적 반응을 조절하고 타인의 관점을 고려한 상호작용을 촉진함으로써(Gross, 2015; Tangney et al., 2004), 성공적인 대인관계와 사회적 적응을 돕는다(Baumeister et al., 2005; Tangney et al., 2004). 반대로 낮은 자기통제력은 충동 및 공격적 행동이나 사회 규범 위반과 연관되어 대인 갈등과 관계 단절의 위험을 높일 수 있으며(Denson et al., 2012), 이러한 대인관계의 어려움은 외로움 경험의 누적과 관련된다(Stavrova et al., 2022). 한편 사회적 배제나 관계 자원의 결핍은 사회적 통증과 관련된 신경 회로를 활성화하고 인지적 부담을 가중하여 자기조절 기능을 떨어뜨릴 수 있으며(Baumeister et al., 2005; Cacioppo & Hawkley, 2009; Eisenberger, 2012), 이렇게 저하된 자기통제력은 결국 외로움을 더욱 심화시킬 수 있다. 이러한 관련성은 경험적으로도 뒷받침된다. 노수림 등(2024)은 한국 중·고령 성인을 대상으로 자기통제력이 사회적 배제와 좌절된 소속감을 매개로 외로움과 연결되는 경로를 보고하였다. Stavrova 등(2022) 역시 자기통제 실패가 배제 경험을 매개로 외로움

증가를 예측함을 제시하였다. 그러나 기존 연구들은 대체로 자기통제력을 선행 변인으로만 설정하였다는 점에서, 사회적 고립이 자기통제력을 거쳐 외로움으로 이어지는 구체적인 경로는 아직 충분히 검토되지 않았다.

둘째, 안정적인 기질적 특성으로서의 자기통제력 개인차는 사회적 고립이 외로움으로 전이되는 강도를 완충하는 조절 경로로 작용할 수 있다. 자기통제력이 높은 개인은 고립 상황에서도 부정적 정서와 반추적 인지를 통제하고, 사회적으로 적절한 상호작용을 유지한다. 이를 통해 동일한 수준의 관계 결핍을 경험하더라도 그것이 외로움으로 이어지는 정도를 낮출 수 있다(Gross, 2015; Tangney et al., 2004). 특히, 자기통제력이 시간의 흐름에도 비교적 안정적이라는 점은(Bleidorn et al., 2022; Roberts & DelVecchio, 2000) 기저선 자기통제력을 외로움의 초기 수준뿐만 아니라 이후 변화율에 대한 조절 변인으로 설정할 수 있는 주요 근거가 된다. 실제로 Tu와 Yang(2016)은 고령 성인을 대상으로 한 연구에서 자기통제력이 사회적 지지와 주관적 안녕감의 관계를 매개하는 동시에 조절하는 이중 역할을 담당함을 보고하였다. 또한 Li 등(2024)은 종단 설계를 통해, 회복탄력성과 같은 심리적 자원이 사회적 고립이 외로움과 우울의 초기 수준 및 변화에 미치는 부정적 영향을 완충할 수 있음을 제시하였다. 그러나 자기통제력이 사회적 고립과 외로움의 중단적 관계를 직접적으로 조절하는지, 그리고 그 양상이 중년층과 고령층에서 차별적으로 나타나는지에 대한 경험적 증거는 여전히 제한적이다.

이처럼 자기통제력은 매개와 조절이라는 두 경로로 사회적 고립과 외로움의 관계에 개입할 수 있다. 그러나 이를 중·고령기 표본을 대상으로 횡단

및 종단 설계를 포괄하여 통합적으로 검토한 연구는 여전히 부족하다. 이에 본 연구는 한국 중·고령 성인의 1년간 단기 종단 자료를 활용하여, 사회적 고립과 외로움의 관계에서 나타나는 자기통제력의 횡단적 매개 및 조절 역할, 기저선 사회적 고립이 외로움 변화율에 미치는 종단적 영향, 그리고 자기통제력의 종단적 역할을 차례로 검토하였다. 나아가 이러한 관계가 중년층과 고령층에서 차별적으로 나타나는지를 추가적으로 검토하였다. 본 연구의 연구모형은 그림 1과 그림 2에 제시하였으며, 구체적인 연구문제는 다음과 같다.

연구 문제 1. 기저선 시점에서 중·고령 성인의 사회적 고립과 외로움 간의 관계를 자기통제력은 매개 혹은 조절하는가? (그림 1)

연구 문제 2. 기저선 사회적 고립은 이후 1년간 외로움의 변화율을 예측하는가?

연구 문제 3. 기저선 자기통제력은 외로움 변화율과 어떤 종단적 관련성을 보이며, 사회적 고립과 외로움 변화율 간 관계를 조절하는가? (그림 2)

연구 문제 4. 이러한 횡단 및 종단적 관계는 중년 집단과 고령 집단에서 다르게 나타나는가?

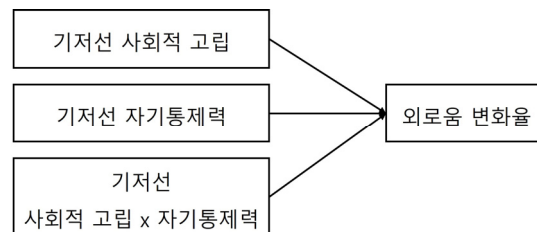


그림 2. 연구 모형 2

방 법

연구대상

본 연구의 대상은 전국 단위 온라인 조사기관인 리얼리서치(Real Research) 패널에 등록된 만 40-83세의 중·고령 성인이었다. 자료는 2022년 2월(T1), 2022년 8월(T2), 2023년 2월(T3)에 약 6개월 간격으로 세 차례 수집되었다. 해당 기간은 COVID-19 팬데믹 장기화 이후 사회적 거리두기가 단계적으로 완화되고 일상 회복이 진행되던 시기에 해당한다. 모집 단계에서는 과거 뇌손상이나 신경학적 장애로 치료 또는 수술을 받은 경험이 있거나, 최근 1년 이내 우울증, 치매 등 정신건강 또는 신경인지 관련 질환으로 치료받은 경험이 있는 경우를 제외하였다.

각 시점의 설문 완료자는 T1 760명, T2 405명, T3 299명이었으며, 본 연구에서는 세 시점 조사를

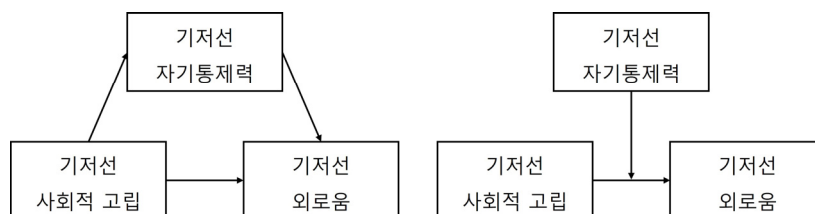


그림 1. 연구 모형 1

모두 완료한 299명을 최종 분석 표본으로 사용하였다. 패널 운영 방침상 세 시점 조사를 모두 완료하지 않은 응답자의 개별 자료는 연구자에게 제공되지 않아, 비완결자와 완결자 간 특성 비교는 수행하지 못하였다. 또한 학력과 월평균 소득, 가구

원 수에서 일부 결측이 확인되어, 해당 변수를 공변인으로 포함한 회귀분석 및 종단 모형 분석에는 297명의 자료가 사용되었다. 연구대상자의 세부 인구통계학적 특성은 표 1에 제시하였다.

표 1. 연구대상자의 인구통계학적 특성($N = 299$)

변인	구분	전체 ($N = 299$)	중년 ($n = 125$)	고령 ($n = 174$)	검정
성별	남성	173 (57.9)	89 (71.2)	84 (48.3)	$\chi^2(1) = 14.75^{***}$
	여성	126 (42.1)	36 (28.8)	90 (51.7)	
연령	$M (SD)$	58.59 (8.46)	50.45 (5.50)	64.44 (4.38)	$t = -23.58^{***}$
학력 ($n = 298$)	중졸 이하	24 (8.1)	3 (2.4)	21 (12.1)	$\chi^2(3) = 25.30^{***}$
	고등학교 졸업	122 (40.9)	40 (32.0)	82 (47.4)	
	전문대 및 대졸	134 (45.0)	76 (60.8)	58 (33.5)	
	대학원 이상	18 (6.0)	6 (4.8)	12 (6.9)	
	없음	7 (2.4)	4 (3.2)	3 (1.7)	
월평균 소득 ($n = 297$)	\$1,000 미만	11 (3.7)	7 (5.6)	4 (2.3)	$\chi^2(7) = 8.29$
	\$1,000-\$2,999	94 (31.6)	33 (26.4)	61 (35.5)	
	\$3,000-\$4,999	104 (35.0)	42 (33.6)	62 (36.0)	
	\$5,000-\$6,999	45 (15.2)	21 (16.8)	24 (14.0)	
	\$7,000-\$8,999	18 (6.1)	11 (8.8)	7 (4.1)	
	\$9,000-\$9,999	4 (1.3)	1 (0.8)	3 (1.7)	
	\$10,000 이상	14 (4.7)	6 (4.8)	8 (4.7)	
결혼 상태	미혼/이혼/사별	77 (25.8)	30 (24.0)	47 (27.0)	$\chi^2(1) = 0.21$
	기혼	222 (74.2)	95 (76.0)	127 (73.0)	
가구원 수 ($n = 298$)	1명	44 (14.8)	15 (12.0)	29 (16.8)	$\chi^2(3) = 73.62^{***}$
	2명	100 (33.6)	22 (17.6)	78 (45.1)	
	3명	73 (24.5)	22 (17.6)	51 (29.5)	
	4명 이상	81 (27.2)	66 (52.8)	15 (8.7)	
주관적 건강상태	$M (SD)$	3.45 (0.75)	3.24 (0.78)	3.59 (0.69)	$t = -4.08^{***}$

주. 학력과 월평균 소득, 가구원 수는 일부 사례에서 결측되었음. $^{***}p < .001$.

연구도구

외로움

외로움은 Russell(1996)이 개발한 UCLA Loneliness Scale Version 3를 진은주와 황석현(2019)이 한국어로 번안 및 타당화한 척도 중 Hughes 등(2004)이 제안한 3문항 단축형에 해당하는 문항으로 측정하였다. 문항은 “얼마나 자주 사람들과의 교제가 부족하다고 느끼십니까?”, “얼마나 자주 혼자 남겨졌다고 느끼십니까?”, “얼마나 자주 다른 사람으로부터 고립되어 있다고 느끼십니까?”로 구성되었다. 각 문항은 4점 Likert 척도(0점: 전혀 그렇지 않다 ~ 3점: 항상 그렇다)로 평정하였으며, 총점 범위는 0-9점이다. 점수가 높을수록 외로움 수준이 높음을 의미한다. 본 연구에서 외로움 척도의 내적합치도(Cronbach's α)는 T1 .78, T2 .90, T3 .88이었다.

사회적 고립

본 연구에서 사회적 고립은 사회적 관계망의 결핍 수준으로 조작적으로 정의하였다. 이를 측정하기 위해 Lubben(1988)이 개발하고 이경우 등(2009)이 번안 및 타당화한 한국판 Lubben Social Network Scale-10(LSNS-10)을 사용하였다. LSNS-10은 가족과 친구 관계를 구분하여 사회적 관계망의 크기와 지지 수준을 평가하는 척도로, 가족 및 친구의 수, 만남의 빈도, 정서적 지지 정도 등을 묻는 총 10문항으로 구성되어 있다. 예시 문항으로는 “한 달에 한 번 이상 연락하거나 만나는 친척의 수는 몇 명입니까?”, “중요한 결정을 할 때 의논할 사람이 있습니까?”가 있다. 각 문항은 응답 범주에 따라 0점에서 5점으로 환산되며, 10문항 총점 범위는 0-50점이다. 원점수는 높을수록 사회적

관계망이 풍부함을 의미하므로, 본 연구에서는 해석 방향을 사회적 고립에 맞추기 위해 총점을 역점수화하여 사용하였다(50 - 원점수). 따라서 변환된 점수가 높을수록 사회적 고립 수준이 높음을 의미한다. 본 연구에서 LSNS-10의 내적합치도(Cronbach's α)는 T1 .77, T2 .79, T3 .80이었다.

자기통제력

자기통제력은 Tangney 등(2004)이 개발한 Brief Self-Control Scale(BSCS)을 홍현기 등(2012)이 번안 및 타당화한 한국판 단축형 자기통제 척도로 측정하였다. 이 척도는 충동적 반응을 억제하고 장기적 목표에 부합하도록 사고와 행동을 조절하는 능력을 평가한다. 한국판 척도는 원척도 13문항 중 국내 표본에 적합하지 않은 2문항을 제외한 총 11문항으로 구성되어 있다. 예시 문항으로는 “나는 유혹에 잘 빠지지 않는다”, “나는 나쁜 습관을 끊기가 어렵다”가 있다. 각 문항은 5점 Likert 척도(1점: 전혀 그렇지 않다 ~ 5점: 매우 그렇다)로 평정하였다. 홍현기 등(2012)의 채점 기준에 따라 9개 문항(문항 2-8, 10, 11)을 역채점한 뒤 총점을 산출하였으며, 총점 범위는 11-55점이다. 점수가 높을수록 자기통제력이 높음을 의미한다. 본 연구에서 자기통제력 척도의 내적합치도(Cronbach's α)는 T1 .87, T2 .87, T3 .85이었다.

통제변인

선행연구에서 외로움과 관련되는 것으로 보고된 인구통계학적 변인과 건강 관련 변인을 통제변인으로 포함하였다(Cacioppo et al., 2010; Han & Rudolf, 2026; Hawkey & Cacioppo, 2010; Victor & Bowling, 2012). 인구통계학적 변인으로

는 연령, 성별, 학력, 월평균 소득, 결혼 상태, 가구원 수를, 건강 관련 변인으로는 주관적 건강 상태를 포함하였다. 연령은 연속 변인으로 투입하여 표본 전체의 선형적 연령 효과를 통제하였고, 발달 시기에 따른 차이는 연령집단별 추가 분석에서 별도로 검토하였다. 주관적 건강 상태는 1문항으로 측정하였으며, 5점 Likert 척도(1점: 매우 나쁘다 ~ 5점: 매우 좋다)로 평정하였다. 또한 부정적 인지 경향에 따른 잠재적 혼입을 통제하기 위해 무망감을 추가 통제변인으로 포함하였다. 무망감은 김성건 등(2015)이 변안 및 타당화한 한국판 Beck Hopelessness Scale(BHS) 중 Kliem 등(2018)이 제안한 4문항 단축형 문항으로 측정하였다. 각 문항은 4점 Likert 척도(0점: 전혀 그렇지 않다 ~ 3점: 항상 그렇다)로 평정하였으며, 총점 범위는 0-12점이다. 점수가 높을수록 무망감 수준이 높음을 의미하며, 본 연구에서 내적합치도(Cronbach's α)는 .88이었다.

연구절차

본 연구는 C대학교 생명윤리위원회의 승인을 받아 수행되었다(IRB No. 202112-SB-252-01). 자료는 각 시점별 온라인 자기보고식 설문을 통해 수집하였다. 설문 시작 전 연구 목적과 절차, 예상 소요 시간, 개인정보 보호, 자발적 참여 및 중도 철회 가능성에 관한 안내문을 제시하였으며, 이에 동의한 경우에만 설문에 참여할 수 있도록 하였다. 외로움, 사회적 고립, 자기통제력은 세 시점에 동일한 문항으로 반복 측정하였고, 인구통계학적 정보, 주관적 건강 상태, 무망감은 T1 시점에서 측정하였다. 응답의 성실성을 확인하기 위해 각 시점 설문에 주의력 점검 문항을 포함하였으며, 해당 문

항에서 탈락한 참가자는 없었다. 설문 완료자에게는 조사기관의 운영 기준에 따라 보상이 제공되었다. 본 연구의 자료는 동일 표본을 활용한 윤소영 등(2026)에서도 분석되었으나, 변인 구성과 분석 모형이 본 연구와 상이하다.

자료분석

본 연구의 자료는 SPSS 29.0과 R 4.5.3을 사용하여 분석하였다. 먼저 예비분석으로 주요 변인의 기술통계, 왜도와 첨도, 내적합치도, Pearson 적률 상관계수를 산출하였고, 연령집단별 평균 차이는 독립표본 t 검정으로 확인하였다. 연령집단은 중년 집단(40-59세)과 고령 집단(60-83세)으로 구분하였다. 본 연구에서는 사회적 고립과 자기통제력이 비교적 안정적인 개인차로 보고되어 왔다는 점을 고려하여(Bleidorn et al., 2022; Roberts & DelVecchio, 2000), 두 변인의 T1 측정치를 주 예측변인으로 활용하였다. 또한 사회적 고립과 외로움의 변별타당성을 확인하기 위하여 두 척도 문항에 대한 확인적 요인분석을 실시하였다.

주 분석은 두 단계로 수행하였다. 첫째, T1 사회적 고립과 외로움의 관계에서 T1 자기통제력의 매개 역할을 횡단 매개분석으로 검토하였다. 둘째, 사회적 고립과 자기통제력이 외로움의 시간적 변화와 관련되는지를 선형혼합모형(linear mixed model, LMM)으로 검토하였다. 종단 자료에서는 개인 간 차이와 개인 내 변화를 구분하여 해석할 필요가 있으며(Chen et al., 2024; Maxwell & Cole, 2007), LMM은 반복 측정으로 인한 의존성을 임의효과로 반영하면서 시간과 예측변인의 고정효과를 함께 추정할 수 있어 본 연구의 세 시점 단기 종단자료에 적합하다(Singer & Willett, 2003).

보완 분석으로 잠재성장 매개모형을 추가로 적용하였다.

모든 주요 분석에는 연령, 성별, 학력, 월평균 소득, 결혼 상태, 가구원 수, 주관적 건강 상태, 무망감을 공변인으로 포함하였다. 학력과 월평균 소득, 가구원 수에서 일부 결측이 확인되어 해당 공변인을 포함한 회귀분석 및 LMM은 완전사레 기준으로 수행하였다. 주요 변수에 대한 Little의 완전무작위 결측(Missing Completely At Random, MCAR) 검정 결과, MCAR 가정은 기각되지 않았다($\chi^2(24) = 18.40, p = .784$). 따라서 학력과 월평균 소득 결측이 관찰변수와 체계적으로 관련되어 있다는 근거는 확인되지 않았다(Enders, 2010; Schafer & Graham, 2002). 추가적으로 주요 변인과 공변인 간 다중공선성을 점검하기 위하여 분산팽창지수(Variance Inflation Factor, VIF)를 산출하였으며, 횡단 회귀모형과 선형혼합모형 고정효과 모두에서 모든 변인의 VIF가 3 미만이었다.

횡단 매개분석에서는 T1 사회적 고립, T1 자기통제력, T1 외로움 간의 직접효과와 간접효과를 회귀분석으로 추정하였다. 간접효과의 유의성은 Monte Carlo 방법(20,000회)으로 산출한 95% 신뢰구간을 기준으로 판단하였다(Preacher & Selig, 2012). 또한 동일 자료에서 사회적 고립과 자기통제력의 상호작용항을 투입한 조절 회귀분석을 실시하였으며, 유의한 상호작용은 단순기울기 분석으로 해석하였다.

LMM에서는 먼저 절편만 포함한 무조건 모형과 시간을 포함한 무조건 성장모형을 비교하여 외로움의 시간적 변화 여부를 확인하였다. 이후 세 시점 자료를 세로형(long form)으로 재구조화하고, 시간은 T1 = 0, T2 = 0.5, T3 = 1로 코딩하였다. 개인별 절편을 임의효과로 포함한 뒤, 사회적 고립 모

형, 자기통제력 모형, 두 변인의 직접효과 모형, 시간 $\times$ 사회적 고립 $\times$ 자기통제력 3원 상호작용 모형을 순차적으로 추정하였다. 모형 비교는 최대우도법(ML)으로 수행하고, 최종 계수는 제한최대우도법(REML)으로 재추정하였으며, 고정효과의 자유도와 유의확률은 Satterthwaite 방법으로 산출하였다.

보완 분석으로는 잠재성장 매개모형을 적용하여 T1 사회적 고립이 T1 자기통제력을 거쳐 외로움 변화율과 연결되는지를 추가로 검토하였다. 외로움의 시간적 변화는 절편 요인과 선형 변화율 요인으로 모형화하였고, 시간 부하량은 LMM과 동일하게 T1 = 0, T2 = 0.5, T3 = 1로 지정하였다. 모수는 완전정보최대우도법(FIML)으로 추정하였으며, 모형 적합도는 χ^2 , CFI, TLI, RMSEA, SRMR을 기준으로 평가하였다(Hu & Bentler, 1999). 간접효과의 유의성은 부트스트래핑(5,000회)으로 산출한 95% 신뢰구간을 기준으로 판단하였다. 잠재성장 모형에서 외로움의 기저선 수준은 절편 요인으로 모형화되므로, T1 외로움 점수를 외생 공변인으로 투입하지 않았다. 매개 경로의 시간적 선행성을 확인하기 위해, 시점을 분리한 종단 매개효과(half-longitudinal mediation)를 회귀분석으로 추가 검토하였다. 구체적으로 T1 사회적 고립이 T2 자기통제력을 거쳐 T3 외로움으로 이어지는 경로를 추정하였으며, 이때 T2 자기통제력과 T3 외로움 예측 모형에 각각 기저선인 T1 자기통제력과 T1 외로움을 통제변인으로 투입하였다. 간접효과의 유의성은 앞선 분석과 마찬가지로 Monte Carlo 방법(20,000회)으로 산출한 95% 신뢰구간을 기준으로 판단하였다.

주 분석 결과의 안정성을 확인하기 위해 임의기울기 모형, 변화점수 모형, 세 시점 평균값 투입

모형, 무망감 제외 모형을 이용한 민감도 분석을 실시하였다. 마지막으로 연령집단 추가 분석에서는 중년 집단과 고령 집단에서 횡단 매개모형과 LMM을 각각 재추정하고, 전체 표본에서는 연령집단을 포함한 상호작용 모형을 통해 주요 변인 간 관련성이 연령집단에 따라 달라지는지 확인하였다.

결 과

주요 변인의 기술통계 및 상관분석

주요 변인의 기술통계와 상관분석 결과는 표 2에 제시하였다. 주요 변인의 왜도와 첨도의 절대값은 모두 1 미만으로 나타나, 정규성 가정을 위배하

지 않는 것으로 판단하였다(Kline, 2015). 외로움, 사회적 고립, 자기통제력은 각각 시점 간 유의한 정적 상관을 보였다. T1 시점에서 외로움은 사회적 고립과 유의한 정적 상관을 보였고($r = .40, p < .001$), 자기통제력과는 유의한 부적 상관을 보였다($r = -.43, p < .001$). 또한 사회적 고립은 자기통제력과 유의한 부적 상관을 보였다($r = -.38, p < .001$).

사회적 고립과 외로움 측정모형 검증

사회적 고립과 외로움이 경험적으로 구별되는 구성개념인지 확인하기 위하여, T1 시점의 LSNS-10 전체 10문항과 UCLA-3 3문항을 바탕으로 CFA를 실시하였다. 구체적으로, 두 변인을 하나의 요인으로

표 2. 주요 변인의 시점별 기술통계 및 상관분석 결과

변인	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. 외로움 T1	-									
2. 외로움 T2	.51***	-								
3. 외로움 T3	.47***	.60***	-							
4. 사회적 고립 T1	.40***	.35***	.40***	-						
5. 사회적 고립 T2	.32***	.33***	.31***	.72***	-					
6. 사회적 고립 T3	.33***	.34***	.37***	.71***	.74***	-				
7. 자기통제력 T1	-.43***	-.29***	-.27***	-.38***	-.36***	-.32***	-			
8. 자기통제력 T2	-.35***	-.35***	-.35***	-.40***	-.37***	-.38***	.69***	-		
9. 자기통제력 T3	-.37***	-.34***	-.36***	-.36***	-.33***	-.34***	.67***	.74***	-	
10. 무망감 T1	.48***	.37***	.37***	.30***	.23***	.27***	-.42***	-.38***	-.37***	-
평균	2.27	2.42	2.63	19.95	20.01	20.75	39.17	38.99	38.72	2.76
표준편차	2.12	2.36	2.32	8.20	8.09	8.69	6.38	5.94	5.63	2.84
왜도	0.77	0.76	0.49	0.09	0.32	0.48	0.44	0.20	0.04	0.83
첨도	-0.15	-0.11	-0.72	-0.19	0.16	0.40	-0.13	0.26	-0.10	-0.15

*** $p < .001$.

로 설정한 단일요인 모형과 각각의 요인으로 설정한 2요인 모형의 적합도를 비교하였다. 최대우도 추정 방법 기준으로 2요인 모형($\chi^2(64) = 379.5$, CFI = .78, TLI = .74, RMSEA = .13, SRMR = .08)은 단일요인 모형($\chi^2(65) = 625.8$, CFI = .62, TLI = .54, RMSEA = .17, SRMR = .11)보다 우수한 적합도를 보였으며, 두 모형의 적합도 차이는 통계적으로 유의하였다($\Delta\chi^2(1) = 246.2$, $p < .001$). 이러한 결과는 강건 최대우도(MLR)와 가중최소제곱 평균 및 분산 조정(WLSMV) 추정법을 적용했을 때도 일관되게 확인되었다. 최종 채택된 2요인 모형에서 두 요인 간 상관은 $\phi = .39$, 95% CI [.24, .54]로 나타났다. 이는 사회적 고립과 외로움이 서로 밀접하게 관련되면서도 독립적으로 구별되는 구성개념임을 지지한다.

자기통제력의 횡단 매개 및 조절효과

T1 자료를 이용하여 사회적 고립과 외로움의 관계에서 자기통제력의 매개효과를 검증하였으며, 결

과는 표 3에 제시하였다. 사회적 고립은 외로움을 유의하게 정적으로 예측하였고($B = 0.06$, $SE = 0.01$, $p < .001$), 자기통제력을 유의하게 부적으로 예측하였다($B = -0.19$, $SE = 0.04$, $p < .001$). 자기통제력은 외로움을 유의하게 부적으로 예측하였으며($B = -0.07$, $SE = 0.02$, $p < .001$), 사회적 고립과 자기통제력을 동시에 투입한 모형에서도 사회적 고립의 직접효과는 유의하였다($B = 0.05$, $SE = 0.01$, $p < .001$). 간접효과의 95% 신뢰구간에 0이 포함되지 않아(effect = 0.012, 95% CI [0.004, 0.023]), 사회적 고립과 외로움의 횡단적 관계에서 자기통제력의 부분매개효과가 나타났다.

또한 동일 자료에서 사회적 고립과 외로움의 관계에서 자기통제력의 조절효과를 확인하였다. 사회적 고립과 자기통제력의 상호작용은 외로움을 유의하게 예측하였다($B = -0.006$, $SE = 0.002$, $p = .001$). 단순기울기 분석 결과, 자기통제력이 낮은 경우(-1SD) 사회적 고립은 외로움을 정적으로 예측하였으나($B = 0.09$, $p < .001$), 자기통제력이 높은 경우(+1SD)에는 유의하지 않았다($B = 0.02$, p

표 3. T1 사회적 고립과 외로움의 관계에서 자기통제력의 횡단 매개 및 조절효과($N = 297$)

구분	경로	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>p</i>	95% <i>CI</i>
총 효과	사회적 고립 → 외로움	0.06	0.01	<.001	-
직접효과	사회적 고립 → 외로움	0.05	0.01	<.001	-
개별 경로	사회적 고립 → 자기통제력	-0.19	0.04	<.001	-
	자기통제력 → 외로움	-0.07	0.02	<.001	-
간접효과	사회적 고립 → 자기통제력 → 외로움	0.012	-	-	[0.004, 0.023]
조절효과	사회적 고립 × 자기통제력	-0.006	0.002	.001	-
	단순기울기(자기통제력, -1SD)	0.09	-	<.001	-
	단순기울기(자기통제력, +1SD)	0.02	-	.289	-

주. 간접효과의 95% 신뢰구간은 Monte Carlo 방법(20,000회)으로 산출함. 모든 계수는 성별, 연령, 학력, 월평균 소득, 결혼 상태, 가구원 수, 주관적 건강 상태, 무망감을 통제한 값임.

= .289). 이는 자기통제력이 높을수록 사회적 고립과 외로움의 관련성이 약화됨을 의미한다.

외로움의 종단 변화에 대한 예비분석

외로움의 시간적 변화를 확인하기 위하여 절편만 포함한 무조건 모형과 시간 효과를 포함한 무조건 성장모형을 비교하였다. 시간 효과를 포함한 모형은 절편만 포함한 모형보다 적합도가 유의하게 우수하였다($\chi^2(1) = 7.86, p = .005$). 무조건 성장모형에서 시간의 고정효과도 유의하여($B = 0.36, SE = 0.13, t(598) = 2.81, p = .005$), 외로움은 시간에 따라 증가하는 경향을 보였다. 반면 사회적 고립과 자기통제력은 세 시점에 걸쳐 비교적 안정적인 양상을 보였다. 사회적 고립의 시점 간 상관은 $r = .71-.74$ 였으며, 자기통제력의 시점 간 상관은 $r = .67-.74$ 였다. 본 분석에서는 두 변인의 기저선(T1) 측정치만을 활용하였으므로, 이들의 시간적 안정성을 보다 엄밀히 검증하고자 급내상관계수(Intraclass Correlation Coefficient, ICC)를 추가로 산출하였다. 그 결과 사회적 고립의 ICC는 .72,

자기통제력의 ICC는 .70으로 산출되어, 두 변인 모두 개인 내 변동보다 개인 간 변량이 더 큰 것으로 확인되었다.

외로움 변화 예측에 대한 종단 분석

외로움의 종단 변화와 예측요인을 확인하기 위하여 선형혼합모형으로 분석하였으며, 결과는 표 4에 제시하였다. 사회적 고립 모형에서는 시간의 주효과와 시간 $\times$ 사회적 고립 상호작용이 모두 유의하였다(시간 주효과: $B = 0.35, SE = 0.12, p = .003$; 시간 $\times$ 사회적 고립 상호작용 효과: $B = 0.07, SE = 0.02, p < .001$). 이는 외로움이 시간에 따라 증가하였으며, T1 사회적 고립 수준이 높을수록 외로움 증가율이 더 큰 것을 의미한다. 자기통제력 모형에서는 시간의 주효과가 유의하였으나, 시간 $\times$ 자기통제력 상호작용은 유의하지 않았다. 사회적 고립과 자기통제력을 함께 투입한 직접효과 모형에서도 시간 $\times$ 사회적 고립 상호작용은 유의하였으나($B = 0.07, SE = 0.02, p < .001$), 시간 $\times$ 자기통제력 상호작용은 유의하지 않았다. 시

표 4. 외로움 변화 예측에 대한 선형혼합모형 분석 결과($N = 297$)

고정효과	사회적 고립모형		자기통제력 모형		직접효과 모형		3원 상호작용 모형	
	$B (SE)$	p	$B (SE)$	p	$B (SE)$	p	$B (SE)$	p
시간	0.35 (0.12)	.003	0.36 (0.12)	.003	0.35 (0.12)	.003	0.41 (0.13)	.001
사회적 고립	0.00 (0.01)	.980	-	-	0.001 (0.012)	.928	-0.002 (0.012)	.892
자기통제력	-	-	0.01 (0.02)	.562	0.01 (0.02)	.729	0.01 (0.02)	.568
시간 $\times$ 사회적 고립	0.07 (0.02)	<.001	-	-	0.07 (0.02)	<.001	0.06 (0.02)	<.001
시간 $\times$ 자기통제력	-	-	-0.02 (0.02)	.238	0.001 (0.021)	.972	0.004 (0.021)	.866
사회적 고립 $\times$ 자기통제력	-	-	-	-	-	-	0.002 (0.002)	.283
시간 $\times$ 사회적 고립 $\times$ 자기통제력	-	-	-	-	-	-	0.003 (0.002)	.150

주. 모든 모형에서 T1 외로움, 성별, 연령, 학력, 월평균 소득, 결혼 상태, 가구원 수, 주관적 건강 상태, 무망감을 통제함. 임의효과는 개인별 절편(random intercept)으로 설정하였음.

표 5. 잠재성장 매개모형을 통한 자기통제력의 종단 매개효과($N = 299$)

구분	경로	B	SE	β	p	95% CI
총 효과	사회적 고립 → 외로움 변화율	0.01	0.02	0.07	.531	[-0.028, 0.055]
직접효과	사회적 고립 → 외로움 변화율	0.02	0.02	0.12	.247	[-0.017, 0.065]
개별 경로	사회적 고립 → 자기통제력	-0.20	0.05	-0.25	<.001	[-0.289, -0.100]
	자기통제력 → 외로움 변화율	0.05	0.03	0.22	.033	[0.003, 0.102]
간접효과	사회적 고립 → 자기통제력 → 외로움 변화율	-0.011	0.01	-0.06	.053	[-0.023, -0.001]
공분산	절편-기울기 간 공분산	-0.30	0.42	-	.483	[-1.020, 0.632]

주. 간접효과와 95% 신뢰구간은 부트스트래핑(5,000회)으로 산출함. 외로움 변화율은 T1, T2, T3 외로움 점수로 추정된 선형 변화율을 의미함. 모든 계수는 성별, 연령, 학력, 월평균 소득, 결혼 상태, 가구원 수, 주관적 건강 상태, 무망감을 통제한 값임. 본 모형에서는 T1 외로움을 공변인으로 투입하지 않았으며, 잠재절편이 기저선 수준을 반영함.

간 × 사회적 고립 × 자기통제력의 3원 상호작용 역시 유의하지 않았다. 종합하면, 사회적 고립 수준이 높을수록 시간이 지남에 따라 외로움이 더 증가하는 양상이 나타났으나, 자기통제력이 외로움 변화율을 직접 예측하거나 사회적 고립과 외로움 변화 간 관련성을 조절하지 않았다.

보완적으로, 자기통제력의 종단 매개 가능성을 확인하기 위해 잠재성장 매개모형을 분석하였으며, 결과는 표 5에 제시하였다. 모형 적합도는 양호하였다($\chi^2(10) = 11.17$, $p = .344$, CFI = 1.00, TLI = .99, RMSEA = .020, 90% CI [.000, .068], SRMR = .014). T1 사회적 고립은 T1 자기통제력을 유의하게 부적으로 예측하였고($B = -0.20$, $SE = 0.05$, $p < .001$), T1 자기통제력은 외로움 변화율을 유의하게 정적으로 예측하였다($B = 0.05$, $SE = 0.03$, $p = .033$). 반면 사회적 고립이 외로움 변화율을 직접 예측하는 경로와 총효과는 유의하지 않았고, 간접효과는 유의하였다(effect = -0.011, 95% CI [-0.023, -0.001]). 이 결과는 직접효과와 총효과가 유의하지 않은 가운데 간접효과가 유의한 형태로, Zhao 등(2010)의 분류에 따르면

indirect-only mediation에 해당한다. 다만 자기통제력이 외로움 변화율을 예측하는 경로가 정적 방향으로 나타났기 때문에, 자기통제력이 외로움 증가를 완충한다는 해석과는 일치하지 않는다. 따라서 잠재성장 매개모형 결과는 LMM 주분석을 보완하는 탐색적 결과로 제한하여 해석할 필요가 있다.

추가적으로, 세 시점 자료를 활용하여 시점을 분리한 종단 매개효과(half-longitudinal mediation)를 추가로 분석하였다. T1 사회적 고립은 T2 자기통제력을 유의하게 부적으로 예측하였으나($B = -0.08$, $p = .026$), T1 외로움을 통제된 상태에서 T2 자기통제력이 T3 외로움을 예측하는 경로는 유의하지 않았고($B = -0.04$, $p = .083$), 간접효과 또한 유의하지 않았다(effect = 0.003, 95% CI [-0.0004, 0.0086]). 반면 T1 사회적 고립이 T3 외로움을 직접 예측하는 경로는 유의하였다($B = 0.05$, $p = .002$). 이를 통해 자기통제력을 매개로 한 종단적 경로가 본 자료에서는 나타나지 않았음을 확인하였다.

민감도 분석

주 분석 결과의 안정성을 확인하기 위해 임의기울기 모형, 변화점수 모형, 세 시점 평균값 투입 모형, 무망감 제외 모형을 추가로 검토하였다. 임의기울기 모형에서는 일부 임의효과와 분산 또는 공분산이 0에 가깝게 추정되어 singular fit 경고를 확인되었으므로, 주요 해석에서는 제외하였다. 변화점수 모형에서는 자기통제력의 종단 조절효과가 확인되지 않아 주 분석 결과와 일치하였다.

세 시점 평균값을 투입한 모형에서는 시간 $\times$ 사회적 고립 평균값 상호작용이 유의하게 유지되었다($B = 0.07$, $SE = 0.02$, $p < .001$). 시간 $\times$ 자기통제력 평균값 상호작용은 자기통제력 단독 모형에서만 유의하였으나($B = -0.07$, $SE = 0.02$, $p = .002$), 사회적 고립 평균값을 함께 투입한 모형에서는 유의하지 않았다. 무망감을 제외한 민감도 분석에서도 시간 $\times$ 사회적 고립 상호작용은 유의하였

고($B = 0.07$, $SE = 0.02$, $p < .001$), 자기통제력의 종단적 직접효과와 조절효과는 확인되지 않았다. 잠재성장 매개모형 역시 주 분석과 같은 방향으로 나타났다.

연령집단 추가 분석

연령집단을 중년 집단(40-59세, $n = 125$)과 고령 집단(60-83세, $n = 174$)으로 구분하여 추가 분석을 실시하였다. T1 시점의 주요 변인을 비교한 결과, 중년 집단은 고령 집단보다 사회적 고립 수준이 유의하게 높았고(중년: $M = 21.75$, $SD = 8.19$; 고령: $M = 18.66$, $SD = 7.99$; $t(297) = 3.27$, $p = .001$), 자기통제력은 유의하게 낮았다(중년: $M = 38.17$, $SD = 6.64$; 고령: $M = 39.89$, $SD = 6.11$; $t(297) = -2.32$, $p = .021$). 또한 중년 집단은 고령 집단보다 T1 외로움 수준이 유의하게 높았으며(중년: $M = 2.63$, $SD = 2.21$; 고령: $M =$

표 6. 연령집단별 모형 재추정 결과($N = 297$)

구분	경로(효과)	중년 집단($n = 125$)		고령 집단($n = 172$)	
		$B (SE)$	p 또는 95% CI	$B (SE)$	p 또는 95% CI
횡단 매개	사회적 고립 $\rightarrow$ 외로움(총효과)	0.09 (0.02)	<.001	0.04 (0.02)	.039
	사회적 고립 $\rightarrow$ 외로움(직접효과)	0.07 (0.02)	.001	0.03 (0.02)	.091
	사회적 고립 $\rightarrow$ 자기통제력	-0.20 (0.07)	.008	-0.19 (0.06)	.002
	자기통제력 $\rightarrow$ 외로움	-0.10 (0.03)	<.001	-0.03 (0.03)	.183
	간접효과(ab)	0.020	[0.004, 0.041]	0.01	[-0.003, 0.019]
종단 LMM	시간 $\times$ 사회적 고립	0.06 (0.02)	.021	0.06 (0.02)	.001
	시간 $\times$ 자기통제력	-0.01 (0.03)	.665	0.01 (0.03)	.627
	시간 $\times$ 사회적 고립 $\times$ 자기통제력	0.004 (0.003)	.133	0.002 (0.003)	.557

주. LMM = linear mixed model. 간접효과의 95% 신뢰구간은 Monte Carlo 방법(20,000회)으로 산출하였음. 모든 모형은 성별, 연령, 학력, 월평균 소득, 결혼 상태, 가구원 수, 주관적 건강 상태, 무망감을 통제하였으며, 종단 LMM에는 T1 외로움을 추가 포함하였음. 종단 LMM의 임의효과는 개인별 임의절편으로 설정하였음.

2.01, $SD = 2.01$; $t(297) = 2.55$, $p = .011$), 이후 시점도 동일한 경향을 보였다($T2$: $t(297) = 3.92$, $p < .001$; $T3$: $t(297) = 3.38$, $p < .001$).

각 집단에서 횡단 매개모형과 선형혼합모형을 재 추정하고, 전체 표본에서는 연령집단 더미변수를 활용하여 연령집단 조절효과를 검토하였다(표 6). 횡단 매개모형 분석 결과, 중년 집단에서는 사회적 고립이 자기통제력을 거쳐 외로움과 연결되는 간접효과가 유의하였다(effect = 0.020, 95% CI [0.004, 0.041]). 반면 고령 집단에서는 $T1$ 사회적 고립이 $T1$ 자기통제력을 유의하게 예측하였으나, $T1$ 자기통제력이 $T1$ 외로움을 예측하지 않았고 간접효과와 신뢰구간도 0을 포함하여 매개효과가 확인되지 않았다.

선형혼합모형 분석에서는 시간 $\times$ 사회적 고립 상호작용이 중년 집단과 고령 집단 모두에서 유의하였다(중년: $B = 0.06$, $SE = 0.02$, $p = .021$; 고령: $B = 0.06$, $SE = 0.02$, $p = .001$). 반면 시간 $\times$ 자기통제력 상호작용과 시간 $\times$ 사회적 고립 $\times$ 자기통제력의 3원 상호작용은 두 집단 모두 유의하지 않았다. 전체 표본에서 연령집단 조절효과를 검토한 결과에서도 시간 $\times$ 사회적 고립 $\times$ 연령집단 상호작용, 시간 $\times$ 자기통제력 $\times$ 연령집단 상호작용, 시간 $\times$ 사회적 고립 $\times$ 자기통제력 $\times$ 연령집단의 4원 상호작용은 모두 유의하지 않았다.

논 의

본 연구는 한국 중·고령 성인을 대상으로 사회적 고립과 외로움의 횡단 및 종단적 관련성을 분석하고, 이 과정에서 자기통제력이 매개와 조절의 두 경로로 어떠한 역할을 하는지 단기 종단 설계를 통

해 검토하였다. 이를 위해 기저선 시점의 횡단 매개 및 조절효과와 외로움의 종단 변화 예측을 주 분석으로 수행하였으며, 잠재성장 매개모형, 시점을 분리한 종단 매개분석, 민감도 분석, 연령집단 추가 분석을 통해 결과의 강건성과 타당성을 다각도로 검증하였다. 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 기저선 시점에서 자기통제력은 사회적 고립과 외로움의 관계에 매개와 조절의 두 경로로 모두 관여하였다. 이 중 매개 경로를 살펴보면, 자기통제력은 사회적 고립과 외로움의 관계를 부분 매개하였다. 구체적으로 사회적 고립 수준이 높을수록 자기통제력은 낮았고, 낮은 자기통제력은 높은 외로움과 관련되었다. 이는 사회적 관계망의 결핍과 외로움의 관계에 자기통제력 저하가 관여할 가능성을 시사한다. 즉, 사회적 배제나 관계적 단절 경험은 개인의 자기조절 자원을 약화시킬 수 있으며(Baumeister et al., 2005; Eisenberger, 2012), 약화된 자기조절은 대인관계에서의 갈등 관리나 부정적 정서 처리의 어려움과 연결되어 결과적으로 외로움 경험과 관련될 수 있다(Denson et al., 2012). 이는 자기통제력의 저하가 사회적 배제 경험을 매개로 외로움과 연결된다는 선행 보고(노수림 등, 2024; Stavrova et al., 2022)의 결과와 맥을 같이한다. 또한, 자기통제력은 사회적 고립과 외로움의 관계를 조절하였다. 횡단 조절분석에서 사회적 고립과 자기통제력의 상호작용항이 유의하게 나타나, 자기통제력이 높은 개인일수록 동일한 수준의 고립 상황에서도 외로움 수준이 상대적으로 낮게 나타나는 완충 양상이 확인되었다. 요컨대 기저선 시점에서 자기통제력은 사회적 고립과 외로움을 잇는 매개 요인인 동시에 그 관계를 완충하는 조절 요인으로 기능하였다. 이러한 이중 역할은 자기통제력을 사회적 맥락에 따라 기능이 변동하는

자원(매개)이자 비교적 안정적인 개인차(조절)로 함께 개념화한 본 연구의 특성-상태 관점과 부합한다. 다만 본 연구는 자기통제력을 특성 수준의 자기보고로 측정하였으므로, 매개 경로가 전제하는 상태 수준의 기능 변동이 직접 관찰된 것은 아니라는 점은 해석 시 유의할 필요가 있다.

둘째, 사회적 고립은 외로움의 초기(기저선) 수준 뿐만 아니라 이후의 변화 양상과도 관련되었다. 선형혼합모형 분석 결과, 시간의 주효과가 유의하게 나타나 대상자들의 외로움은 세 시점에 걸쳐 전반적으로 증가하였고, 시간과 기저선 사회적 고립의 상호작용 역시 유의하였다. 즉 기저선 사회적 고립 수준이 높을수록 시간이 지남에 따라 외로움의 증가율이 상대적으로 더 컸다. 이러한 전반적인 외로움의 증가는 본 연구의 자료 수집 시기인 'COVID-19 팬데믹 회복기'라는 특수한 시대적 맥락과 결부하여 이해할 수 있다. 선행연구에 따르면 팬데믹 기간 외로움은 전반적으로 소폭 증가한 것으로 보고되었다(Ernst et al., 2022). 거리두기가 완화된 회복기에도 외로움이 계속 증가한 본 연구의 결과는, 팬데믹 기간 동안 누적된 외로움이 일상 회복 국면에서도 쉽게 정상화되지 않았을 가능성을 시사한다. 다만 본 연구는 팬데믹 이전의 기저선 자료를 포함하지 않으므로 이러한 증가 추이가 온전한 팬데믹 여파로 단정하기는 어렵다. 따라서 회복기 특유의 관계 재구성 지연이나 누적된 건강 및 경제적 부담이 외로움 증가에 미친 영향은 후속 연구를 통해 면밀히 검토될 필요가 있다. 한편, 기저선 사회적 고립이 외로움 변화율과 유의한 관련을 보인 결과는 진화론적 외로움 모델(ETL; Cacioppo & Cacioppo, 2018)에 근거하여 해석할 수 있다. ETL에 따르면, 외로움이 사회적 위협에 대한 인지적 편향과 사회적 회피 행동을 유발하여

결과적으로 관계 단절을 지속시키는 자기강화적 순환을 형성한다. 기저선 사회적 고립 수준이 높을수록 외로움의 증가율이 더 컸던 본 연구의 결과는 이러한 악순환 기제와 부분적으로 부합한다. 그러나 ETL이 상정하는 순환은 외로움과 사회적 고립 간의 양방향적 과정을 전제하는 반면, 본 연구는 사회적 고립에서 외로움으로 향하는 일방향적 경로만을 검토하였다는 한계가 있다. 더욱이 해당 과정에 개입하는 인지 및 행동적 기제를 직접 측정하지 않았으므로, 본 연구의 결과는 순환 구조 전체를 입증하기보다는 사회적 고립이 외로움을 가중하는 일방향적 경로를 지지하는 수준으로 해석을 제한하고자 한다.

셋째, 자기통제력의 종단적 역할을 검토한 결과, 횡단 분석에서 나타난 자기통제력의 매개 및 조절 효과는 종단적 변화 맥락에서 일관되게 재현되지 않았다. 선형혼합모형을 분석한 결과, 시간과 자기통제력의 2원 상호작용은 물론, 시간 $\times$ 사회적 고립 $\times$ 자기통제력의 3원 상호작용이 모두 유의하지 않았다. 이는 기저선 자기통제력이 외로움의 변화율을 직접 예측하거나, 사회적 고립과 외로움 변화 간의 관계를 조절한다는 근거가 부족함을 시사한다. 측정 시점을 분리한 종단 매개분석에서도 간접 효과가 유의하지 않아, 자기통제력을 경유하는 종단적 매개 경로 역시 지지되지 않았다. 여기서 주목할 점은 횡단 조절분석에서는 자기통제력의 조절 효과가 확인된 반면, 종단 분석에서는 유의하지 않게 나타난 결과의 비대칭성이다. 즉, 자기통제력은 특정 시점(단면)에서 사회적 고립과 외로움의 동시적 관련성을 완충하는 역할은 수행하지만, 시간의 흐름에 따른 외로움의 악화 자체를 방어하는 종단적 보호 요인으로 작동한다는 경험적 증거는 발견되지 않았다.

한편, 보완적으로 실시한 잠재성장 매개모형에서는 자기통제력에서 외로움 변화율로 이어지는 경로가 정(+)적으로 나타나, 당초 가설과 반대로 자기통제력이 높을수록 외로움의 증가 폭이 상대적으로 더 크게 나타나는 역설적인 양상이 관찰되었다. 다만 해당 경로를 포함한 간접효과가 통계적 유의성 경계 수준에 머물렀으므로, 본 결과는 확정적이기보다 탐색적인 차원에서 해석되어야 한다. 이러한 양상은 크게 통계적 측면과 맥락적 측면으로 나누어 고찰할 수 있다. 먼저 통계적 측면에서, 바닥 효과나 평균으로의 회귀가 작용했을 가능성이 있다. 분석 결과 기저선 자기통제력이 높은 집단은 초기 외로움 수준이 현저히 낮았는데(부적 상관), 이처럼 초기 수준이 낮은 집단은 구조적으로 이후 상승할 여지가 더 크기 때문에 외로움의 증가율이 상대적으로 높게 추정되었을 수 있다(절편과 기울기 간의 공분산은 부적 방향이었으나 통계적으로 유의하지는 않았다). 또한, 잠재성장 매개모형과 선형혼합모형은 추정 대상에 근본적인 차이가 있다. 전자는 초기 수준과 변화율 간의 공변 구조를 추정하는 반면, 후자는 공변인을 통제된 상태에서 조건부 평균 변화를 추정하므로 두 모형의 결과가 불일치할 수 있다(Maxwell & Cole, 2007). 따라서 본 연구는 통제 변인이 반영된 선형혼합모형의 결과를 주 분석으로 채택하였으며, 잠재성장 매개모형의 정적 경로는 보조적이고 탐색적인 지표로 한정하여 해석하였다. 맥락적 측면에서, 자기통제력이 높은 개인의 외로움이 회복기에 더 크게 증가한 결과는 팬데믹 회복기만의 시기적 특수성과 맞닿아 있다. 자기통제력이 높은 이들은 사회적 거리두기가 완화된 이후 관계 회복을 위해 적극적으로 재연결을 시도했을 가능성이 크다(Maner et al., 2007; Qualter et al., 2015). 그러나 회복기 특유의 지연

된 관계 재구성 상황에 맞물려, 본인이 기대하는 관계 수준과 실제 상호작용 간의 불일치가 커지면서 결과적으로 외로움이 심화되었을 수 있다(Perlman & Peplau, 1982). 다만 본 연구는 대상자들의 사회적 접근, 관계 회복 노력, 혹은 회피 행동을 직접 측정하지 않았으며 추적 기간 역시 1년으로 짧은 한계를 지닌다. 따라서 이러한 해석은 이론적 개연성을 제기하는 수준에 머무르며, 후속 연구에서 자기통제력을 기질적 특성과 가변적 상태 수준으로 구분하여 측정하고 장기 추적 설계를 도입함으로써 면밀히 재검토할 필요가 있다.

넷째, 연령 집단별 추가 분석 결과, 중년층(40-59세)과 고령층(60-83세)은 주요 변인의 평균 수준과 자기통제력의 횡단 매개효과에서 차별적인 양상을 보였다. 기저선 시점에서 중년층은 고령층에 비해 사회적 고립과 외로움 수준이 유의하게 높았으며, 반대로 자기통제력은 상대적으로 낮게 나타났다. 이는 일부 국가에서 중년 성인의 외로움이 더 심화된 양상으로 나타난다고 보고한 Richardson 등(2025)의 연구와 맥을 같이한다. 또한, 한국 중·고령 성인을 대상으로 사회적 고립과 외로움의 기저 수준이 타 연령집단보다 높게 관찰된 Choi 등(2025)의 결과와도 부합한다. 횡단 매개 경로를 구체적으로 살펴보면, 중년층에서는 사회적 고립이 자기통제력을 거쳐 외로움과 연결되는 간접효과가 유의하였으나, 고령층에서는 자기통제력을 통한 간접효과가 확인되지 않았다. 이는 자기통제력 저하가 사회적 고립과 외로움의 관계에 관여하는 양상이 중년층에서 상대적으로 더 두드러짐을 시사한다. 고령층에서 자기통제력의 매개가 확인되지 않은 결과는 사회정서적 선택이론(SST; Carstensen et al., 1999)의 관점에서 이해할 수 있다. 즉, 고령기에는 인지적 자기조절보다 정서적

으로 의미 있는 관계의 질과 지지 경험이 외로움에 더 중요하게 작용할 가능성을 시사한다. 이러한 해석에는 측정도구의 특성을 함께 고려해야 한다. 본 연구의 사회적 고립 측정도구(LSNS-10)는 관계의 질이 아닌 구조적 결핍을 평가한다. 따라서 이 결과는 고령기에 자기통제력이 무의미함을 뜻한다기 보다는, 구조적 고립과 정서 및 질적 관계 경험이 외로움에 기여하는 방식이 연령에 따라 다를 가능성을 제기하는 수준에서 해석할 필요가 있다. 종단 분석 모형의 경우, 두 연령층 모두에서 사회적 고립 수준이 높을수록 외로움의 증가율이 상대적으로 더 컸으며, 자기통제력의 종단 조절효과는 두 연령층 모두에서 확인되지 않았다.

본 연구의 주요 의의 및 시사점은 크게 이론적 측면과 실천적 측면으로 나누어 살펴볼 수 있다. 이론적 측면에서, 본 연구는 사회적 고립과 외로움이 밀접하게 연결되어 있으나 동일하지 않은 구성 개념(Cacioppo & Cacioppo, 2014)임을 확인적 요인분석을 통해 재확인하였다. 이 두 변인의 관련성은 시간적 맥락과 자기통제력의 개입 여부에 따라 다르게 나타날 수 있음을 실증하였다. 기저선(횡단) 수준에서 매개 및 조절 요인으로 작용했던 자기통제력은 단기 종단 수준에서 안정적인 보호 효과를 보이지 않았다. 이러한 불일치는 자기통제력을 단일하고 고정된 자원으로 보기보다, 비교적 안정적인 특성 수준과 맥락에 따라 변동하는 기능 수준을 함께 지닌 다층적 구성 개념으로 이해할 필요를 제기한다(de Ridder et al., 2018; Inzlicht et al., 2021). 기존 연구들이 중·고령기를 단일한 시기로 다루었던 것과 달리, 본 연구는 중년층과 고령층을 구분함으로써 이 발달 시기 안에 존재하는 이질성을 경험적으로 확인하였다. 이는 중년기를 외로움 연구와 예방 논의에서 더욱 적극적으로

고려할 필요가 있음을 시사한다.

실천적 측면에서, 본 연구는 초기 사회적 고립 수준이 이후 외로움의 변화와 관련된다는 점을 확인하였다. 이는 외로움을 완화하는 데 실제 관계 형성과 사회참여 기회의 중요성을 보여준다. 외로움 완화를 위한 접근은 정서 조절이나 자기통제력 향상과 같은 개인 내적 자원 강화에만 머무르기보다, 실제 사회적 관계망을 형성하고 유지할 수 있는 환경 및 사회적 기회를 함께 제공하는 방향으로 확장될 필요가 있다. 앞서 확인했듯 중년층은 고령층에 비해 사회적 고립과 외로움 수준이 높고 자기통제력은 낮게 나타났다. 이러한 특성을 고려할 때, 외로움 개입의 대상은 고령층에 국한될 것이 아니라 은퇴 전후의 생애 전환기에 놓인 중년층을 예방적 차원에서 우선적으로 포함해야 한다. 구체적인 방안으로 직장 및 지역사회 기반의 관계망 점검과 은퇴 설계 지원, 그리고 접근성이 높은 디지털 기반 심리케어 등 중년기의 고유한 생활 맥락에 맞춘 차별화된 정책적 접근이 고려될 수 있다.

이러한 학술 및 실천적 의의에도 불구하고 본 연구는 몇 가지 제한점을 지닌다. 첫째, 연구 모형 및 변인 측정상의 한계가 있다. 사회적 고립과 자기통제력을 주로 기저선 시점의 자료로 활용하였기 때문에, 두 변인의 시간적 변화가 외로움 변화와 어떻게 연결되는지는 직접 검토하지 못하였다. 특히 본 연구의 잠재성장 매개모형은 기저선(T1) 사회적 고립과 자기통제력을 예측변인으로 하여 외로움의 변화율을 검토한 것으로, 매개변인인 자기통제력의 시간적 변화가 결과의 변화를 매개하는 완전한 종단 매개 모형은 아니다. 1년 세 시점의 단기 자료와 표본 크기를 고려할 때 이러한 모형의 안정적 추정이 어려워 적용하지 않았으며, 이를 설계상의 한계이자 후속 연구 과제로 명시한다. 분석

결과 두 변인은 세 시점 간 상관의 높이에 비교적 안정적인 개인차를 보였으나, 주요 생애 사건에 따라 변동할 가능성도 배제하기 어렵다. 자기통제력 역시 기질적 특성 수준의 자기보고로 측정되어, 사회적 맥락에 따라 변동하는 상태 수준의 기능은 직접 파악하지 못하였다. 나아가 추적 기간이 1년으로 제한되어 외로움의 장기적 변화 양상과 자기통제력의 종단적 역할을 확정적으로 논의하는 데 한계가 있다. 본 연구에서 ‘변화 궤적’보다 ‘변화율’이라는 용어를 한정적으로 사용한 것도 이러한 단기 종단 설계의 특성을 반영한 것이다. 통계적 분석 과정에서 임의기울기 모형에 나타난 특이적합(singular fit) 문제는 개인별 변화 기울기의 분산이 부족했기 때문이라기보다, 기저선 수준이 통제된 상태에서 임의절편의 분산이 0에 가깝게 수렴하고 임의효과 간 공분산 구조가 과대모수화된 데 기인한 것으로 진단되었다. 이에 본 연구는 임의절편(고정기울기) 모형을 주분석으로 채택하였으며, 결과적으로 개인별 변화 기울기의 분산은 직접 검증하지 못하였다는 점에서 해석에 유의할 필요가 있다. 또한 사회적 고립과 외로움이 모두 자기보고식으로 측정되어, 두 변인 간 관련성에 응답자의 주관적 인식과 공통방법편의(common method bias)가 일부 개입했을 가능성을 배제하기 어렵다.

둘째, 표본 대표성과 높은 추적 탈락률(attrition)에서 오는 한계가 있다. 본 연구의 표본은 60대와 전문대 및 대졸 이상 학력자가 상대적으로 많았고, 70대 이상 후기 고령층의 대표성이 제한적이었다. 전국 단위 온라인 패널 자료를 활용한 수집 방식의 특성상, 온라인 조사 접근이 어려운 개인, 극도로 고립된 개인, 시설 거주자 등은 표집에서 누락되었을 가능성이 높다. 종단 설계 측면에서는 1차 조사 참여자 760명 중 세 시점을 모두 완료한 299명을

분석 대상으로 삼아 약 60%의 높은 종단 탈락률을 보였다. 데이터 제공 기관의 패널 운영 방침상 비완결자의 개별 자료가 제공되지 않아 잔류자와 탈락자 간 체계적 특성 비교를 수행하지 못하였다. 통상적으로 정서적으로 취약하거나 사회적으로 더 고립된 개인이 추적 과정에서 상대적으로 많이 이탈하는 경향이 있다. 따라서 본 연구의 결과는 비교적 건강하고 사회적 연결이 유지된 잔존 표본(survivor sample)의 특성으로 편향되었을 가능성이 존재한다. 오히려 이러한 선택적 이탈은 잔존 표본 내 주요 변인의 분포 범위를 축소시켜 변인 간의 통계적 관련성을 약화시키는 방향으로 작용하므로, 본 연구에서 보고된 효과는 실제보다 보수적으로 추정되었을 수 있다. 결과적으로 본 연구의 발견을 전체 중·고령 인구, 특히 후기 고령층이나 저학력층, 고위험 고립 집단으로 일반화하는 데에는 신중한 해석이 요구된다. 향후 연구에서는 종단 조사 유지 방안을 강화하는 동시에, 자료 제공 기관과의 사전 협의를 거쳐 탈락자의 집계 수준(aggregate-level) 정보라도 확보함으로써 선택적 이탈의 영향을 직접 검증할 필요가 있다.

셋째, 연령층 구분과 측정 방식에도 한계가 있다. 본 연구의 연령 절단점은 통계적 검정력을 고려한 실용적 선택으로, Richardson 등(2025)의 중년 대 고령 이분 체계와 개념적으로 부합하지만 한국 노인복지법의 노인 기준인 만 65세 이상과는 차이가 있다. 본 연구의 고령층은 법 및 제도적 의미의 노인 집단이라기보다 60세 이상 초기 고령층을 포괄한 분석 집단으로 해석할 필요가 있다.

넷째, 사회적 고립의 측정 및 조작화 방식에 한계가 있다. 본 연구는 LSNS-10의 총점을 역산하여 사회적 고립을 구조적인 관계망 결핍 수준으로 조작적 정의하였다. 이는 대상자의 객관적 고립 상

태를 파악하는 데는 유용하나, 관계의 질이나 주관적 소외감, 기능적 사회적 지지까지 포괄적으로 반영하지는 못한다. 따라서 본 연구의 결과는 구조적 관계망 결핍의 측면을 중심으로 이해되어야 하며, 관계의 질이나 기능적 사회적 지지를 포함한 외로움의 다면적 양상으로 확대 해석하는 데에는 신중할 필요가 있다. 또한 확인적 요인분석 결과, 2요인 모형의 적합도는 통상적인 권고 기준(CFI 및 $TLI \geq .90$, $RMSEA \leq .08$; Hu & Bentler, 1999; Kline, 2015)을 다소 하회하였다. 이는 가족과 친구 관계망을 포괄하는 LSNS-10의 다차원적 구성 특성과, 문항 간 오차 공분산을 별도로 허용하지 않은 간명함 모형 설정에 기인한 것으로 판단된다. 이 같은 구조적 배경을 감안하여, 본 연구의 변별타당성 결과는 절대적 적합도 충족보다는 단일 요인 대비 2요인 구조의 상대적 우수성을 확인한 수준으로 해석함이 적절하다.

마지막으로, 외로움 척도의 내적합치도는 T1 시점(.78)이 이후 시점(.88-.90)보다 다소 낮았다. 또한 사회적 고립의 T1 신뢰도(.77) 역시 이후 시점(.79-.80)에 비해 낮았으나, 모두 수용 가능한 정도의 수치를 보였다. 측정오차는 변인 간 관련성을 약화시키는 방향으로 작용하므로, T1 측정치가 포함된 추정치는 보수적으로 산출되었을 수 있다. 다만 본 연구의 주요 효과가 유의하게 나타났으며, 잠재성장 매개모형은 외로움의 기저선 수준을 제시점 측정치로 정의되는 잠재 절편으로 다루어 단일 시점의 측정오차 영향을 일부 완화하였다. 실제로 신뢰도를 보정한 상관(disattenuated correlation)에서 사회적 고립과 외로움의 관련성은 .40에서 .51로 증가하였다.

종합하면, 본 연구는 한국 중·고령 성인의 단기 종단자료를 바탕으로 사회적 고립과 외로움의 횡단

및 종단적 관련성과 그 과정에서 자기통제력의 역할을 검토하였다. 사회적 고립과 외로움은 서로 구분되면서도 시간에 걸쳐 밀접하게 관련되는 개념이었으며, 기저선 사회적 고립 수준이 높을수록 외로움의 초기 수준이 높고 이후의 증가 폭도 상대적으로 더 크게 나타났다. 자기통제력은 횡단 수준에서 사회적 고립과 외로움을 잇는 매개 요인이자 그 관계를 완충하는 조절 요인으로 기능하였으나, 시간에 걸친 외로움의 변화를 안정적으로 완충하는 종단적 보호 요인으로 작동한다는 근거는 확인되지 않았다. 이는 자기통제력의 역할이 시간적 맥락에 따라 달라질 수 있으며, 중·고령기의 외로움이 사회적 관계 조건과 개인의 심리적 자원이 함께 관여하는 복합적 과정임을 보여준다. 연령대별 비교에서 중년층이 고령층보다 사회적 고립과 외로움 수준이 높게 나타난 점은, 외로움 예방과 사회적 연결 지원에서 고령층뿐만 아니라 중년층 역시 중요한 대상으로 고려되어야 함을 시사한다.

Conflict of Interest

No potential conflict of interest relevant to this article was reported.

참고문헌

- 국가데이터처 (2024). **국민 삶의 질 2023 보고서**.
https://mods.go.kr/board.es?mid=a90106000000&bid=12316&act=view&list_no=429541
김성건, 이은호, 황순택, 홍상황, 이건설, 김지혜 (2015). 한국판 벡절망척도의 신뢰도 및 타당

- 도 연구. **신경정신의학**, 54(1), 84-90.
<https://doi.org/10.4306/jknpa.2015.54.1.84>
- 노수림, 최원일, 김주현 (2024). 중고령 성인의 자기통제력이 외로움에 미치는 영향: 사회적 배제와 좌절된 소속감의 매개효과. **한국심리학회지: 건강**, 29(1), 127-156.
<https://doi.org/10.17315/kjhp.2024.29.1.007>
- 보건복지부 (2025). **2024년도 고독사 발생 실태조사**.
https://www.mohw.go.kr/board.es?mid=a10503010100&bid=0027&act=view&list_no=1488039
- 윤소영, 이승철, 노수림 (2026). 한국 중·고령 성인의 스트레스, 외로움 및 사회적 관계망 간의 종단적 상호관계: 무선절편 교차지연 패널모형(RI-CLPM) 분석. **스트레스 연구**, 34(2), 81-93.
<https://doi.org/10.17547/kjsr.2026.34.2.81>
- 이경우, 김수영, 정우빈, 황교순, 황인홍 (2009). 한국어판 Lubben Social Network Scale 설문지 개발. **가정의학회지**, 30(5), 352-358.
<https://doi.org/10.4082/kjfm.2009.30.5.352>
- 저출산고령사회위원회 (2025). **한국의 초고령사회 맞이하기!**.
<https://www.betterfuture.go.kr/>
- 진은주, 황석현 (2019). 한국판 UCLA 외로움 척도 3판의 타당화. **청소년학연구**, 26(10), 53-80.
<https://doi.org/10.21509/KJYS.2019.10.26.10.53>
- 질병관리청 (2022). **사회적 거리두기 시행연혁**.
<https://www.data.go.kr/data/15106451/fileData.do>
- 홍현기, 김희송, 김진하, 김종한 (2012). 한국판 단축형 자기통제 척도(BSCS)의 타당화 및 신뢰도 연구. **한국심리학회지: 일반**, 31(4), 1193-1210.
- Baumeister, R. F., Bratslavsky, E., Muraven, M., & Tice, D. M. (1998). Ego depletion: Is the active self a limited resource? *Journal of Personality and Social Psychology*, 74(5), 1252-1265.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.74.5.1252>
- Baumeister, R. F., DeWall, C. N., Ciarocco, N. J., & Twenge, J. M. (2005). Social exclusion impairs self-regulation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 88(4), 589-604.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.88.4.589>
- Baumeister, R. F., & Vohs, K. D. (2007). Self-regulation, ego depletion, and motivation. *Social and Personality Psychology Compass*, 1(1), 115-128.
<https://doi.org/10.1111/j.1751-9004.2007.00001.x>
- Bleidorn, W., Schwaba, T., Zheng, A., Hopwood, C. J., Sosa, S. S., Roberts, B. W., & Briley, D. A. (2022). Personality stability and change: A meta-analysis of longitudinal studies. *Psychological Bulletin*, 148(7-8), 588-619.
<https://doi.org/10.1037/bul0000365>
- Cacioppo, J. T., & Cacioppo, S. (2014). Social relationships and health: The toxic effects of perceived social isolation. *Social and Personality Psychology Compass*, 8(2), 58-72.
<https://doi.org/10.1111/spc3.12087>

- Cacioppo, J. T., & Cacioppo, S. (2018). The growing problem of loneliness. *The Lancet*, 391(10119), 426.
[https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(18\)30142-9](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(18)30142-9)
- Cacioppo, J. T., & Hawkley, L. C. (2009). Perceived social isolation and cognition. *Trends in Cognitive Sciences*, 13(10), 447-454.
<https://doi.org/10.1016/j.tics.2009.06.005>
- Cacioppo, J. T., Hawkley, L. C., & Thisted, R. A. (2010). Perceived social isolation makes me sad: 5-year cross-lagged analyses of loneliness and depressive symptomatology in the Chicago Health, Aging, and Social Relations Study. *Psychology and Aging*, 25(2), 453-463.
<https://doi.org/10.1037/a0017216>
- Carstensen, L. L. (1993). Motivation for social contact across the life span: A theory of socioemotional selectivity. In J. E. Jacobs (Ed.), *Nebraska Symposium on Motivation, 1992: Developmental perspectives on motivation* (pp. 209-254). University of Nebraska Press.
- Carstensen, L. L. (2021). Socioemotional selectivity theory: The role of perceived endings in human motivation. *The Gerontologist*, 61(8), 1188-1196.
<https://doi.org/10.1093/geront/gnab116>
- Carstensen, L. L., Isaacowitz, D. M., & Charles, S. T. (1999). Taking time seriously: A theory of socioemotional selectivity. *American Psychologist*, 54(3), 165-181.
<https://doi.org/10.1037/0003-066X.54.3.165>
- Chen, T., Liu, C., Molenaar, P. C. M., Leve, L. D., Ganiban, J. M., Natsuaki, M. N., Shaw, D. S., & Neiderhiser, J. M. (2024). Examining timing effects in the intergenerational transmission of anxiety and depressive symptoms: A genetically informed study. *Developmental Psychology*, 60(4), 747-763.
<https://doi.org/10.1037/dev0001694>
- Choi, J., Kim, Y.-S., Son, G., Choi, K.-H., Kim, J., & Park, S. (2025). Longitudinal trajectories of social isolation and loneliness across the lifespan during the COVID-19 pandemic in South Korea. *Scientific Reports*, 15, 43337.
<https://doi.org/10.1038/s41598-025-27284-3>
- Cornwell, E. Y., & Waite, L. J. (2009). Social disconnectedness, perceived isolation, and health among older adults. *Journal of Health and Social Behavior*, 50(1), 31-48.
<https://doi.org/10.1177/002214650905000103>
- Denson, T. F., DeWall, C. N., & Finkel, E. J. (2012). Self-control and aggression. *Current Directions in Psychological Science*, 21(1), 20-25.
<https://doi.org/10.1177/0963721411429451>
- de Ridder, D. T. D., Kroese, F. M., &

- Gillebaart, M. (2018). Whatever happened to self-control? A proposal for integrating notions from trait self-control studies into state self-control research. *Motivation Science*, 4(1), 39-49.
<https://doi.org/10.1037/mot0000062>
- Eisenberger, N. I. (2012). The pain of social disconnection: examining the shared neural underpinnings of physical and social pain. *Nature Reviews Neuroscience*, 13(6), 421-434.
<https://doi.org/10.1038/nrn3231>
- Emerson, E., Fortune, N., Llewellyn, G., & Stancliffe, R. (2021). Loneliness, social support, social isolation and wellbeing among working age adults with and without disability: Cross-sectional study. *Disability and Health Journal*, 14(1), 100965.
<https://doi.org/10.1016/j.dhjo.2020.100965>
- Enders, C. K. (2010). *Applied missing data analysis*. The Guilford Press.
- Ernst, M., Niederer, D., Werner, A. M., Czaja, S. J., Mikton, C., Ong, A. D., Rosen, T., Brähler, E., & Beutel, M. E. (2022). Loneliness before and during the COVID-19 pandemic: A systematic review with meta-analysis. *American Psychologist*, 77(5), 660-677.
<https://doi.org/10.1037/amp0001005>
- Gross, J. J. (2015). Emotion regulation: Current status and future prospects. *Psychological Inquiry*, 26(1), 1-26.
<https://doi.org/10.1080/1047840X.2014.940781>
- Han, Y., & Rudolf, R. (2026). Living alone, widowhood, and loneliness among older males and females: longitudinal evidence from South Korea. *Asian Population Studies*, 22(2), 223-239.
<https://doi.org/10.1080/17441730.2025.2588580>
- Hawkley, L. C., & Cacioppo, J. T. (2010). Loneliness matters: A theoretical and empirical review of consequences and mechanisms. *Annals of Behavioral Medicine*, 40(2), 218-227.
<https://doi.org/10.1007/s12160-010-9210-8>
- Hawkley, L. C., & Kocherginsky, M. (2018). Transitions in loneliness among older adults: A 5-year follow-up in the National Social Life, Health, and Aging Project. *Research on Aging*, 40(4), 365-387.
<https://doi.org/10.1177/0164027517698965>
- Holt-Lunstad, J., Smith, T. B., Baker, M., Harris, T., & Stephenson, D. (2015). Loneliness and social isolation as risk factors for mortality. *Perspectives on Psychological Science*, 10(2), 227-237.
<https://doi.org/10.1177/1745691614568352>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary*

- Journal*, 6(1), 1-55.
<https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Hughes, M. E., Waite, L. J., Hawkey, L. C., & Cacioppo, J. T. (2004). A short scale for measuring loneliness in large surveys: Results from two population-based studies. *Research on Aging*, 26(6), 655-672.
<https://doi.org/10.1177/0164027504268574>
- Huxhold, O., Suanet, B., & Wetzell, M. (2022). Perceived social exclusion and loneliness: Two distinct but related phenomena. *Sociological Science*, 9, 430-453.
<https://doi.org/10.15195/v9.a17>
- Infurna, F. J., Gerstorf, D., & Lachman, M. E. (2020). Midlife in the 2020s: Opportunities and challenges. *American Psychologist*, 75(4), 470-485.
<https://doi.org/10.1037/amp0000591>
- Inzlicht, M., Werner, K. M., Briskin, J. L., & Roberts, B. W. (2021). Integrating models of self-regulation. *Annual Review of Psychology*, 72, 319-345.
<https://doi.org/10.1146/annurev-psych-061020-105721>
- Kim, M. H., An, J. H., Lee, H. R., Jeong, S. H., Hwang, S. J., & Hong, J. P. (2021). Social isolation, loneliness and their relationships with mental health status in South Korea. *Psychiatry Investigation*, 18(7), 652-660.
<https://doi.org/10.30773/pi.2021.0067>
- Kliem, S., Lohmann, A., Mößle, T., & Brähler, E. (2018). Psychometric properties and measurement invariance of the Beck Hopelessness Scale (BHS): Results from a German representative population sample. *BMC Psychiatry*, 18, 110.
<https://doi.org/10.1186/s12888-018-1646-6>
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford Press.
- Kotwal, A. A., Holt-Lunstad, J., Newmark, R. L., Cenzer, I., Smith, A. K., Covinsky, K. E., Escueta, D. P., Lee, J. M., & Perissinotto, C. M. (2021). Social isolation and loneliness among San Francisco Bay Area older adults during the COVID-19 shelter-in-place orders. *Journal of the American Geriatrics Society*, 69(1), 20-29.
<https://doi.org/10.1111/jgs.16865>
- Lachman, M. E., Teshale, S., & Agrigoroaei, S. (2015). Midlife as a pivotal period in the life course: Balancing growth and decline at the crossroads of youth and old age. *International Journal of Behavioral Development*, 39(1), 20-31.
<https://doi.org/10.1177/0165025414533223>
- Lee, Y., & Ko, Y.-g. (2018). Feeling lonely when not socially isolated: Social isolation moderates the association between loneliness and daily social interaction. *Journal of Social and Personal Relationships*, 35(10), 1340-1355.
<https://doi.org/10.1177/0265407517712902>
- Li, K., Tang, F., Albert, S. M., Rauktis, M. E.,

- & Ohmer, M. L. (2024). Social isolation, loneliness, and depressive symptoms among older adults: The moderating effect of resilience. *The Gerontologist*, 64(7), gnae056.
<https://doi.org/10.1093/geront/gnae056>
- Lubben, J. E. (1988). Assessing social networks among elderly populations. *Family & Community Health: The Journal of Health Promotion & Maintenance*, 11(3), 42-52.
<https://doi.org/10.1097/00003727-198811000-00008>
- Luchetti, M., Lee, J. H., Aschwanden, D., Sesker, A., Strickhouser, J. E., Terracciano, A., & Sutin, A. R. (2020). The trajectory of loneliness in response to COVID-19. *American Psychologist*, 75(7), 897-908.
<https://doi.org/10.1037/amp0000690>
- Luhmann, M., & Hawkley, L. C. (2016). Age differences in loneliness from late adolescence to oldest old age. *Developmental Psychology*, 52(6), 943-959.
<https://doi.org/10.1037/dev0000117>
- Maner, J. K., DeWall, C. N., Baumeister, R. F., & Schaller, M. (2007). Does social exclusion motivate interpersonal reconnection? Resolving the “porcupine problem.” *Journal of Personality and Social Psychology*, 92(1), 42-55.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.92.1.42>
- Maxwell, S. E., & Cole, D. A. (2007). Bias in cross-sectional analyses of longitudinal mediation. *Psychological Methods*, 12(1), 23-44.
<https://doi.org/10.1037/1082-989X.12.1.23>
- Menec, V. H., Newall, N. E., Mackenzie, C. S., Shooshtari, S., & Nowicki, S. (2020). Examining social isolation and loneliness in combination in relation to social support and psychological distress using Canadian Longitudinal Study of Aging (CLSA) data. *PLOS ONE*, 15(3), e0230673.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0230673>
- Milyavskaya, M., Berkman, E. T., & de Ridder, D. T. D. (2019). The many faces of self-control: Tacit assumptions and recommendations to deal with them. *Motivation Science*, 5(1), 79-85.
<https://doi.org/10.1037/mot0000108>
- Newall, N. E. G., & Menec, V. H. (2019). Loneliness and social isolation of older adults: Why it is important to examine these social aspects together. *Journal of Social and Personal Relationships*, 36(3), 925-939.
<https://doi.org/10.1177/0265407517749045>
- Norlin, J., McKee, K. J., Lennartsson, C., & Dahlberg, L. (2025). Quantity and quality of social relationships and their associations with loneliness in older adults. *Aging & Mental Health*, 29(7), 1198-1208.
<https://doi.org/10.1080/13607863.2025.246>

- 0068
- Perlman, D., & Peplau, L. A. (1982). Theoretical approaches to loneliness. In L. A. Peplau & D. Perlman (Eds.), *Loneliness: A sourcebook of current theory, research and therapy* (pp. 123-134). Wiley.
- Petersen, J., Kaye, J., Jacobs, P. G., Quinones, A., Dodge, H., Arnold, A., & Thielke, S. (2016). Longitudinal relationship between loneliness and social isolation in older adults: Results from the Cardiovascular Health Study. *Journal of Aging and Health, 28*(5), 775-795.
<https://doi.org/10.1177/0898264315611664>
- Preacher, K. J., & Selig, J. P. (2012). Advantages of Monte Carlo confidence intervals for indirect effects. *Communication Methods and Measures, 6*(2), 77-98.
<https://doi.org/10.1080/19312458.2012.679848>
- Qualter, P., Vanhalst, J., Harris, R., Van Roekel, E., Lodder, G., Bangee, M., Maes, M., & Verhagen, M. (2015). Loneliness across the life span. *Perspectives on Psychological Science, 10*(2), 250-264.
<https://doi.org/10.1177/1745691615568999>
- Richardson, R. A., Harper, S., Keyes, K. M., Crowe, C. L., & Calvo, E. (2025). Contributors to age inequalities in loneliness among older adults: a decomposition analysis of 29 countries. *Aging & Mental Health, 29*(7), 1257-1265.
<https://doi.org/10.1080/13607863.2025.2473634>
- Roberts, B. W., & DelVecchio, W. F. (2000). The rank-order consistency of personality traits from childhood to old age: A quantitative review of longitudinal studies. *Psychological Bulletin, 126*(1), 3-25.
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.126.1.3>
- Russell, D. W. (1996). UCLA Loneliness Scale (Version 3): Reliability, validity, and factor structure. *Journal of Personality Assessment, 66*(1), 20-40.
https://doi.org/10.1207/s15327752jpa6601_2
- Schafer, J. L., & Graham, J. W. (2002). Missing data: Our view of the state of the art. *Psychological Methods, 7*(2), 147-177.
<https://doi.org/10.1037/1082-989X.7.2.147>
- Shiovitz-Ezra, S., & Leitsch, S. A. (2010). The role of social relationships in predicting loneliness: The National Social Life, Health, and Aging Project. *Social Work Research, 34*(3), 157-167.
<https://doi.org/10.1093/swr/34.3.157>
- Singer, J. D., & Willett, J. B. (2003). *Applied longitudinal data analysis*. Oxford University Press.
<https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780195152968.001.0001>
- Stavrova, O., Ren, D., & Pronk, T. (2022). Low self-control: A hidden cause of

- loneliness? *Personality and Social Psychology Bulletin*, 40(3), 347-362.
<https://doi.org/10.1177/01461672211007228>
- Tangney, J. P., Baumeister, R. F., & Boone, A. L. (2004). High self-control predicts good adjustment, less pathology, better grades, and interpersonal success. *Journal of Personality*, 72(2), 271-324.
<https://doi.org/10.1111/j.0022-3506.2004.00263.x>
- Tiilikainen, E., & Seppänen, M. (2017). Lost and unfulfilled relationships behind loneliness in old age. *Ageing & Society*, 37(5), 1068-1088.
<https://doi.org/10.1017/S0144686X16000040>
- Tu, Y., & Yang, Z. (2016). Self-control as mediator and moderator of the relationship between social support and subjective well-being among the Chinese elderly. *Social Indicators Research*, 126(2), 813-828.
<https://doi.org/10.1007/s11205-015-0911-z>
- Victor, C. R., & Bowling, A. (2012). A longitudinal analysis of loneliness among older people in Great Britain. *The Journal of Psychology*, 146(3), 313-331.
<https://doi.org/10.1080/00223980.2011.609572>
- World Health Organization. (2025). *From loneliness to social connection: Charting a path to healthier societies*. WHO.
<https://www.who.int/publications/i/item/978240112360>
- Zhao, X., Lynch, J. G., Jr., & Chen, Q. (2010). Reconsidering Baron and Kenny: Myths and truths about mediation analysis. *Journal of Consumer Research*, 37(2), 197-206.
<https://doi.org/10.1086/651257>

Longitudinal Effects of Social Isolation on Changes in Loneliness Among Korean Middle-Aged and Older Adults: The Role of Self-Control

Seung Chul Lee¹ So Jeong Seo² Wonil Choi³ Soo Rim Noh⁴

Department of Psychology, Chungnam National University/ Doctoral Student¹

Department of Psychology, Chungnam National University/ Master's Student²

Division of Liberal Arts and Sciences, Gwangju Institute of Science and Technology/ Professor³

Department of Psychology, Chungnam National University/ Professor⁴

Cross-sectional and longitudinal associations were examined for social isolation, loneliness, and self-control in 299 Korean adults (aged 40 - 83 years) across three waves over one year. At baseline, self-control partially mediated and moderated the isolation - loneliness link. Loneliness increased over time, with higher baseline social isolation predicting a greater increase. However, self-control did not predict longitudinal changes in loneliness. Middle-aged adults reported higher isolation and loneliness and lower self-control than older adults. Mediation was significant only for middle-aged adults, whereas longitudinal effects were observed in both groups. Overall, social isolation longitudinally exacerbates loneliness, and the moderating effect of self-control is cross-sectional. Effective interventions may need to address both short-term self-control and long-term social isolation, extending beyond older adults to include middle-aged adults.

Keywords : Social Isolation, Loneliness, Self-Control, Middle-Aged and Older Adults, Longitudinal Study