

# 중·고령층의 사회적 관계와 우울의 종단적 상호인과관계:

## 자기회귀교차지연모형 검증과 연령집단별 분석

최 은 영\*

(서던캘리포니아대학교)

엄 사 랑

(경희대학교)

본 연구의 목적은 중고령층의 사회적 관계와 우울의 종단적 상호인과관계를 검증하는 것이다. 이를 위해 한국복지패널(Korea Welfare Panel Study: KOWEPS)의 9차(2014년)~12차년도(2017년) 자료를 활용해, 만 55-74세의 중고령층 2,573명을 대상으로 자기회귀교차지연모형(autoregressive cross-lagged modeling)을 실시하였다. 나아가 중년층(55-64세)과 고령층(65-74세) 연령대 집단별로 두 변인의 관계가 상이한지 살펴보았다. 연구결과, 우울과 사회적 관계의 종단적 상호인과관계는 연령집단별로 차이를 보이는 것으로 나타났다. 먼저 ‘사회적 관계(t)→우울(t+1)’은 두 집단에서 모두 유의하였는데, 이전시점의 사회적 관계 수준이 낮을수록 이후시점의 우울이 높았다. 그러나 ‘우울(t)→사회적 관계(t+1)’는 고령층 집단에서만 유의한 결과를 나타냈다. 이는 중년층과는 다르게 고령층의 경우, 우울이 사회적 관계의 저하로 이어질 수 있음을 시사한다. 본 연구는 주로 일방향 모형(unidirectional model)의 관점에서 논의되어 온 중·고령층의 사회적 관계와 우울에 대한 연구를 쌍방향 모형(reciprocal effects model)의 관점으로 확장시켜 살펴보았다는데 의의를 지닌다. 연구결과를 토대로 중고령층의 사회 및 정신적 건강을 위한 실천적, 정책적 방안에 대한 제언이 논의되었다.

주요 용어: 중년층, 고령층, 우울, 사회적 관계, 자기회귀교차지연모형

이 논문은 2018년 한국복지패널 학술대회에서 발표한 논문을 수정·보완한 논문임.

\* 교신저자: 최은영, University of Southern California(choieuny@usc.edu)

■ 투고일: 2019. 7. 30.    ■ 수정일: 2019. 9. 29.    ■ 게재확정일: 2019. 10. 8.

## I. 서론

중·고령층 정신건강 문제는 심각한 사회문제 중 하나이다. 특히 중·노년기는 신체적·정신적 기능이 쇠퇴하고 은퇴와 같은 사건으로 지위와 역할이 축소되며 가족 및 친구의 상실 등 부정적 생애사건을 겪게 되는 시기이기 때문에 우울에 노출되기 쉽다(이민수 등, 2000). 그 예로 우리나라에서는 2000년 초반까지는 노인 5명 중 1명이 우울을 겪고 있는 것으로 나타났으나(신경림, 김정선, 2003), 최근에는 우리나라 노인 중 33.1%, 즉 3명 중 1명이 우울을 겪고 있는 것으로 나타났다(한국보건사회연구원, 2014). 구체적으로 연령대에 따른 우울빈도를 살펴보면, 연령이 높은 집단일수록 우울빈도가 증가하였다. 국민연금관리공단 자료에 따르면 2015년 기준 80대 노인의 38.3%가 우울증상이 있으므로 가장 높은 비율을 차지하였으며, 그 다음으로 70대가 32.3%, 60대가 22.1%, 50대는 15.3% 우울 비율을 가지는 것으로 확인되었다. 이러한 심각성에도 불구하고 노년기 우울은 연령이 증가함에 따라 나타나는 자연스러운 현상으로 치부되어 소홀히 하는 경향이 있다. 하지만 중·고령층의 우울 증상은 자살로 직결되는 위험요인으로(양순미, 임춘식, 2006; Fujisawa et al., 2005) 사회적 문제임을 분명히 인식하고 그에 대한 예방 및 치료를 위해 관련 대비책을 철저히 마련해야 한다. 특히나 중년기에 우울을 경험하게 되면 연령이 증가할수록 우울감이 누적되어 결국 중·고령층 전주기에 걸쳐 지속적으로 우울할 가능성이 높다(이현주, 2013). 그렇기 때문에 우울증상을 경험하는 즉시 즉각적이고 적절한 치료개입이 필요하며, 예방적 차원에서의 접근이 매우 중요하다.

이에 중·고령층의 우울을 예방하기 위해서 우울의 위험요인을 검증하는 연구가 다양하게 진행되고 있다(이정애, 김지미, 2010; Stordal, Mykletun, & Dahl, 2003). 우울의 위험요인으로 사회적 요인, 건강요인, 정서·인지적요인, 인구사회학적요인 등 다양한 영역에서 관련이 있는 것으로 나타났으나(최영, 2008; 이정애, 김지미, 2010; 이혜림 등, 2016; Stordal, Mykletun, & Dahl, 2003; Wu et al., 2015), 그 중 사회적 요인은 직접적으로는 심리사회적 개입대상이 되며 간접적으로는 신체건강에 영향을 줄 수 있기 때문에 매우 중요한 것으로 나타났다(이혜림 등, 2016). 특히, 사회적 관계와 우울은 서로 강력한 공존상태이며, 중·고령층은 다양한 변화로 사회적 관계가 위축되면 우울해지기 쉽고 우울해지면 사회적 관계의 교류를 차단하는 등 역순환적 악의 고리가 형성되고 있다(이주연, 정혜정, 2015; 이혜림 등, 2016; Jensen et al., 2014; Han, Kim, &

Burr, 2017). 그러나 기존 선행연구들은 단순히 두 변수간의 일방적 관계를 밝히는데 초점을 두고 사회적 관계가 우울을 예측하거나(이혜립 등, 2016; Tiedt, 2010; Luppá et al., 2012), 우울이 사회적 관계의 선행요인이 되는지를 검증해왔다(Matt, & Dean, 1993; Achterberg et al., 2003).

최근 일각에서는 두 개념의 상보적 인과관계에 주목하여 몇몇 연구들이 진행되고 있는데(전근성, 2017; Rosenquist et al., 2011), Rosenquist, Fowler와 Christakis(2011)는 우울 증상과 사회적 관계와의 연관성을 연구한 결과, 우울증상이 사회적 유대감에 영향을 끼쳐 사회적 관계를 축소시키며 그 인과관계가 역전되어 축소된 사회적 관계로 인해 우울증상이 더욱 악화됨을 확인하였다. 국내 연구에서도 초기 노년층의 우울과 사회적 관계가 상호인과관계가 있음을 확인하여 선행연구를 지지하였다(전근성, 2017).

그러나 아직까지 우울과 사회적 관계의 상호인과성을 종단적이고 체계적으로 검증한 연구는 매우 부족하며, 특히 한국적 특성을 반영하여 중·고령층을 대상으로 사회적 관계와 우울의 상호 영향관계를 검증한 연구는 존재하고 있지 않은 실정이다. 또한 기존 선행연구들은 우울과 사회적 관계망 모두 시간의 흐름에 따라 변화하는 존재(김주희, 2011; 이현주, 2013; 김진현, 2015)임을 간과하여, 각 시점별 우울과 사회적 관계의 상호인과성을 제시하지 못하였다(전근성, 2017). 즉, 사회적 관계와 우울은 시간에 따라 변화하므로 그 미치는 효과가 시간에 따라 변화할 수 있기 때문에 우울과 사회적 관계의 시간효과를 고려한 연구가 필요하다. 따라서 본 연구에서는 기존의 단편적인 접근을 뛰어넘어 중·고령층 연령집단을 세분화하여 우울과 사회적 관계의 상호 연관성을 종단적이고 구체적으로 고찰하고자 한다.

## II. 이론적 배경 및 선행연구 고찰

### 1. 이론적 배경: 사회정서적 선택 이론

사회정서적 선택이론(Socioemotional Selectivity Theory)은 중·고령층의 대인 관계에 대해 설명해주는 대표적인 이론이다. Carstensen(1992)이 처음 제안한 사회정서적

선택이론은 발달적 관점에서 연령이 높을수록 정서적으로 의미 있는 목표에 더 많은 활동과 자원을 투자한다는 이론이다. 즉, 해당 이론에서는 삶의 동기와 목표가 ‘시간에 따라 다르다고 보고 있다(정영숙, 최진희, 2016). 젊은 사람들은 ‘앞으로 생이 많이 남았다고 생각하는 개방적 미래시간조망을 가지게 되고 장기적 목표인 지식관련 목표를 중요하게 생각한다(Carstensen, 1992). 따라서 삶의 시간이 많이 남겨져 있다고 생각하는 젊은 사람들은 정서적 만족감보다는 지식관련 목표를 추구하여 새로운 것에 도전하는 경험을 우선적으로 선택한다. 반면 중·고령층들은 ‘남은 생이 얼마 남지 않았다고 생각하는 제한적 미래시간조망을 가지게 되어 단기적 목표인 정서적 목표를 중요하게 생각한다(Carstensen, 1992). 즉, 중·고령층은 젊은 사람들에 비하여 가족 및 친인척, 친구 등 친근하고 편안한 관계 속에서 정서적 만족감을 우선적으로 선택하여 정서적 안녕감을 누리려고 한다. 이와 같이 사회정서적 선택이론의 주요 개념인 삶에 대한 사회적 동기가 생애발달 주기에 따라 변화하는 양상은 [그림 1]과 같이 나타난다 (Carstensen, Isaacowitz, & Charles, 1999).

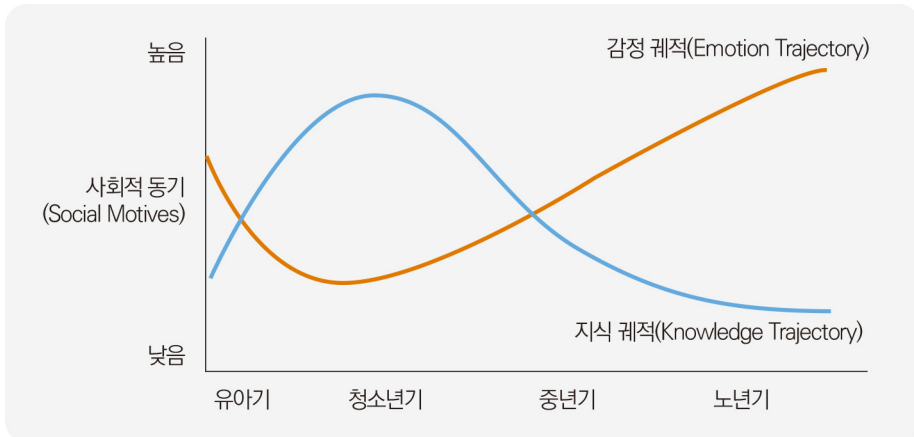
표 1. 사회정서적 선택이론의 주요 개념

연령대	미래에 대한 관점	지향하는 삶의 목표	추구하는 행동
성인기	개방적 미래시간 조망	(장기적 목표) 지식관련 목표	지식습득, 경력계획, 새로운 사회적 관계망, 미래성과를 위한 노력
중·고령층	제한적 미래시간 조망	(단기적 목표) 정서적 목표	만족스러운 사회적 관계, 감정조절, 현재 실현될 수 있는 노력

중·고령층은 정서적 안녕감, 친밀감 등과 같이 긍정적 정서경험을 쉽게 얻기 위해 이미 친밀한 관계를 유지하고 있는 가족 및 친인척, 친구와의 교류를 하는 것을 선호한다(유경, 민경환, 2003). 특히, 중·고령층의 인간관계 중 가장 중요한 관계는 가족이라고 보고되고 있는데(김영범, 박준식, 2004; 정여진, 안정신, 2010; 정영숙 등, 2012; Nguyen et al., 2016), 그 이유는 가족이 노인들에게 돌봄 및 경제적 지원을 가장 많이 제공하고 있으며, 삶의 만족, 자아존중감, 행복감 등 긍정적 정서를 경험하게 하는 중요한 요인이기 때문이다(Antonucci & Jackson, 1990; Nguyen et al., 2016). 일례로 Nguyen과 그의 동료들(2016)은 가족과 친구들의 사회적 지원이 아프리카 계 미국 노인

의 건강에 미치는 영향을 연구한 결과, 가족 및 친구와의 친밀감이 건강 증진에 기여하며 삶의 만족, 자아존중감, 행복감에 중요한 상호작용이 있는 것으로 나타났다. 또한, 정여진과 안정신(2010)은 남성노인이 성공적으로 고령층을 보내기 위해 가족관계가 중요한 요인임을 확인하였다. 이와 같은 결과는 사회정서적 선택이론의 가정을 지지하고 있으며, 본 연구에서도 사회정서적 선택이론의 가정에 기반하여 중·고령층의 가족 및 친구들을 포함한 사회적 관계와 정서적 안녕감인 우울과의 상호 인과관계를 살펴보고자 한다.

그림 1. 사회정서적 선택이론 사회적 동기 변화 궤적



자료: 정효채 등. (2013). p.74 재인용.

## 2. 중·고령층 우울과 사회적 관계 간의 종단적 상호관계 확인 필요성

우울은 은퇴, 신체적·정신적 기능의 쇠퇴, 지위 및 역할 축소, 가족 및 친구의 상실 등과 같은 부정적 생애사건을 겪게 되는 중·노년기에 노출되기 쉬운 질환 중 하나이다 (이민수 등, 2000). 중·고령층의 우울 증상은 자살까지 이르게 하는 위험요인으로(양순미, 임춘식, 2006; Fujisawa et al., 2005), 예방 및 치료에 대한 중요성이 더욱 부각되고 있다. 중·고령층의 우울에 대한 연구들은 크게 사회적 관계와 사회적지지 등을 포함하는 사회적 요인(이혜림 등, 2016; Wu et al., 2015), 주관적 건강상태, 만성질환 등과

같은 건강요인(이정애, 김지미, 2010; Unsar & Sut, 2010), 인지기능 등과 같은 정서·인지적 요인(Mehta et al., 2003; Sachs-Ericsson et al., 2005), 성별, 연령, 소득수준 등과 같은 인구사회학적 요인들(최영, 2008; 김미점, 2015; Stordal, Mykletun, & Dahl, 2003)과 관련이 있는 것으로 나타났다. 각 요인들 모두 중·고령층의 우울을 이해하는데 중요하나, 그 중에서도 사회적 요인은 직접적으로는 심리사회적 개입대상이 되며 간접적으로는 신체건강에 영향을 줄 수 있기 때문에 무엇보다 중요하게 연구해야 할 영역이다(이혜림 등, 2016).

국내외에서 중·고령층의 우울과 사회적 관계를 살펴본 연구는 적지 않게 진행되어 왔다(이주연, 정혜정, 2015; 이혜림 등, 2016; Jensen et al., 2014; Han, Kim, & Burr, 2017). 구체적으로 살펴보면 유정현과 성혜영(2009)은 고령층 우울에 대해 부부관계 만족도의 증대효과를 검증한 결과 부부관계 만족도가 우울에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이주연과 정혜정(2015)은 고령층 부부관계 만족도와 우울이 부적 상관관계를 가지는 것을 종단적으로 확인하였다. 가족과의 관계 뿐 아니라 친구와의 관계도 중·고령층 우울을 감소시키는데 효과적으로 나타났는데(Han, Kim, & Burr, 2017), Jensen과 그의 동료들(2014)은 고령층 사회적 관계망 유형 중 친구의 지지가 우울 증상을 감소시키는 것으로 보고하였다. 그 뿐 아니라 Han과 그의 동료들(2017)은 친구와의 사회적 상호작용이 우울한 증상을 감소시키는 것으로 확인함으로 친구와의 사회적 관계가 고령층 정신건강에 중요한 기여를 하는 것을 확인하였다. 또한 가족과 친구와의 관계 등을 모두 포함하는 사회적 관계와 우울과의 관계를 살펴본 연구도 몇몇 있는 것으로 확인하였다(이혜림 등, 2016; Tiedt, 2010; Luppá et al., 2012). Tiedt(2010)의 연구에 따르면 빈약한 사회적 네트워크를 가지고 있고 사회적 교류가 부족한 노인들은 우울 위험성에 노출될 가능성이 높은 것으로 나타났으며, 이혜림, 명재석, 오설아와 최승원(2016)은 사회연결망이 고령층 우울에 미치는 영향을 연구한 결과 상호친밀 연결망 수준이 높을수록 우울이 감소하는 것으로 나타났다.

반면 몇몇 연구들에서는 우울이 사회적 관계를 축소시키는 역방향성에 대해 보고하였다(Matt & Dean, 1993; Achterberg et al., 2003). 구체적으로 살펴보면 Matt와 Dean(1993)은 중고령자가 우울과 같은 정서적 불안을 경험할수록 친구의 지지가 감소하는 것으로 보고하였으며, Achterberg과 그의 동료들(2003)은 낮은 사회적 참여에 대해 우울이 독립적인 위험인자로 작용함을 확인하였다. 이와 같은 기존 선행연구는 단순

히 두 변수간의 일방적 관계를 밝히는데 초점을 두고 사회적 관계가 우울을 예측하거나 (이해림 등, 2016; Tiedt, 2010; Luppá et al., 2012), 혹은 우울이 사회적 관계의 선행요인이 되는지를 검증하여 왔다(Matt, & Dean, 1993; Achterberg et al., 2003).

그러나 최근 두 개념의 상보적 인과관계를 고려한 연구들이 진행되고 있다(전근성, 2017; Rosenquist et al., 2011). 구체적으로 Rosenquist, Fowler와 Christakis(2011)는 32년간 수집한 코호트 데이터를 기반으로 우울 증상과 사회적 관계와의 연관성을 연구한 결과, 우울증상이 사회적 유대감에 영향을 끼쳐 사회적 관계를 축소시키며 그 인과관계가 역전되어 축소된 사회적 관계로 인해 우울증상이 더욱 악화됨을 확인하였다. 국내 연구인 전근성(2017)의 연구에서도 초기 노년층의 우울과 사회적 관계가 상호인과관계가 있음을 확인하여 선행연구를 지지하였다. 하지만 아직까지 우울과 사회적 관계의 상호인과성을 검증한 연구는 매우 부족하며, 특히 한국의 중·고령층을 대상으로 사회적 관계와 우울의 상호 영향관계를 검증한 연구는 존재하고 있지 않은 실정이다. 따라서 본 연구는 기존의 단편적인 접근을 뛰어 넘어 중·고령층의 사회적 관계와 우울과의 상호 인과관계를 장기적이고 구체적으로 파악하고자 한다.

표 2. 국내외 중·고령층 우울과 사회적 관계에 대한 선행연구

연구주제	관계성	국가	연구대상자	분석자료	저자(연도)
노년기 우울에 대한 가족관계 만족도의 중재효과	부부관계 만족도 → 우울	한국	65세 이상 노인	고령자패널	유정현, 성혜영 (2009)
중년여성의 부부친밀감, 우울과 갱년기 증상의 관계	부부친밀감 → 우울	한국	40세 - 65세 중년층	자체 설문지	김수진, 김세영 (2013)
노년기의 부부관계 만족도와 우울의 종단적 상호관계 -성별과 연령집단에 따른 차이를 중심으로-	부부 관계 → 우울	한국	만 55세 이상 중·고령층	한국복지패널 5, 6, 7, 8차 자료	이주연, 정혜정 (2015)
Social support, depression, and physical disability: age and diagnostic group effects	친구 지지 → 우울	미국	18세 이상 성인	자체 설문조사	Jensen et al. (2014)
Friendship and depression among couples in later life: The moderating effects of marital quality	친구 관계 → 우울	미국	51세 이상 중·고령층	Health and Retirement Study (2004-2012)	Han et al. (2017)

연구주제	관계성	국가	연구대상자	분석자료	저자(연도)
사회연결망이 노년기 우울에 미치는 영향	사회연결망 → 우울	한국	60세 이상 노인	한국인의 삶, 건강과 노화에 대한 조사 (KSHAP) 1차 자료	이혜림 등 (2016)
Prevalence and risk factors for depressive symptoms among community dwelling elders in Taiwan	사회적 관계 → 우울	대만	65세 이상 노인	자체 설문조사	Tasi et al. (2005)
The gender gap in depressive symptoms among Japanese elders: evaluating social support and health as mediating factors	사회적 관계 → 우울	일본	65세 이상 노인	Nihon University Japanese Longitudinal Study of Aging	Tiedt (2010)
Prevalence and risk factors of depressive symptoms in latest life—results of the Leipzig Longitudinal Study of the Aged (LEILA 75+)	사회적 관계 → 우울	독일	75세 이상 노인	Leipzig Longitudinal Study of the Aged(LEILA 75+)	Luppa et al. (2012)
The Effect of Depression on Social Engagement in Newly Admitted Dutch Nursing Home Residents	우울 → 사회참여	네덜란드	65개 양로원 입소자	자체 설문조사	Achterberg et al. (2003)
초기 노년기 우울의 변화와 사회적 관계의 시간효과	우울 ↔ 사회적 관계	한국	만 65-69세 노인	한국복지패널 2, 5, 8, 11차 자료	전근성 (2017)
Social support from friends and psychological distress among elderly persons: Moderator effects of age	우울 ↔ 사회적 관계	미국	50세 이상 중·고령층	자체 인터뷰	Matt, Dean (1993)
Social network determinants of depression	우울 ↔ 사회적 관계	미국	1983년 - 2001년 코호트 참가자	Framingham Heart Study (FHS)	Rosenquist et al. (2011)

### 3. 우울과 사회적 관계: 연령집단별 차이

최근 중·고령층 우울을 주제로 한 연구 중 우울이 시간의 흐름에 따라 변화하는 양상을 중점으로 하는 연구들이 일부 보고되었다(이현주, 2013; 김진현, 2015). 이와 같이 우울 변화궤적에 대해 관심을 가지게 된 이유는 중·고령층 우울이 시간의 흐름에 따라



변화하는 양상을 파악함으로써 우울의 특성을 구체적으로 살펴볼 수 있으며, 연령대별 우울의 변화를 비교함으로써 우울양상이 연령대별로 어떻게 변화하는지 정확히 확인할 수 있기 때문이다(전근성, 2017). 또한 그 변화하는 궤적 속 영향요인을 파악하여 적절한 시기에 우울 감소 및 예방을 할 수 있는 실증적인 방안을 제시할 수 있다는 점에서 그 의의가 크다(전근성, 2017). 이와 관련된 선행연구로 Pålsson, Östling과 Skoog(2001)는 노년기 연령층에 따라 우울 발병률을 연구한 결과 고연령 집단 일수록 우울증 유병률과 발생률이 높은 것으로 나타났다. 또한 이현주(2013)는 노년기 연령층에 따른 우울의 변화 양상에 대해 종단적으로 분석한 결과, 연령과 함께 노년기 우울 증상이 증가하는 것을 확인하였다. 구체적으로는 50대에 비해 60대 집단이 우울증상이 더 크게 증가하였으며, 60대 집단보다 70대 집단의 우울증상이 더 높게 증가하는 것으로 확인하였다. 즉, 연령이 증가할수록 우울증상도 높아짐과 동시에, 변화속도 또한 급격하게 증가하여 고연령이 될수록 우울할 가능성이 급격히 높아지는 것으로 나타났다. 이와 같이 우울은 연령집단별 차이를 가지고 있었으며, 고연령 집단 일수록 우울증상이 증가하는 것으로 나타났다.

이와 같은 양상은 사회적 관계망에서도 동일하게 나타났다(김주희, 2011; 장수지, 2011). 즉, 그동안 시불변 존재로 간주되어온 사회적 관계에서 벗어나, 죽음, 이사 등과 같은 사건으로 사회적 관계원이 축소되거나 이를 대체하기 위해 추가하는 등의 사회적 관계 변화양상을 주목한 연구가 보고되어 지고 있다(장수지, 2011). 구체적으로 살펴보면 고연령 집단 일수록 사회적 관계가 축소될 가능성이 증가하는데, 그 이유는 연령이 증가할수록 배우자, 친인척, 친구 등 유지해온 사회적 관계가 사망을 경험하기 때문이다(Rogers, 1996). 그 외 Fung, Carstensen과 Lang(2001)의 연구에서는 사회정서적 선택 이론에 기반하여 연령집단에 따른 사회적 관계를 연구한 결과 노년층은 감정적으로 가까운 사회적 관계를 맺으려고 하는 경향이 있었으며, 김주희(2011)는 농촌여성의 30년간 변화된 사회적 관계 양상에 대해 연구한 결과 사회적 관계가 농촌 마을 안에서 마을 밖으로 확대되었으며 과거 중요했던 이웃관계가 현저히 약화되었다는 것을 확인하였다.

기존 선행연구들을 종합한 결과 우울과 사회적 관계망 모두 시간의 흐름에 따라 변화하는 존재이며 연령집단별 차이가 존재하기 때문에, 연령집단별로 우울과 사회적 관계의 상호 인과성을 종단적으로 검증할 필요가 있다. 따라서 본 연구는 고령화 현상으로 확대된 중·고령층은 연령집단별 특성 차이가 분명히 존재하기 때문에 연령집단을 구분

하여 특성 차이를 비교 분석하고자 한다.

### III. 연구방법

#### 1. 연구문제

본 연구는 중·고령층의 우울 및 사회적 관계의 변화를 파악하고, 우울과 사회적 관계가 종단적 상호 인과관계를 지니는지 검증하고자 하며, 이러한 관계가 연령대별(중년층, 고령층)로 다르게 나타나는지 확인하는데 그 목적이 있다. 연구의 이론적 틀로는 연령에 따른 인간의 사회적 동기변화를 설명한 Carstensen의 사회정서적 선택 이론(Socioemotional Selectivity Theory)(1991)을 설정하였으며, 구체적인 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 중·고령층의 우울 및 사회적 관계는 시간의 흐름에 따라 안정적으로 유지되는가? 시간의 변화에 따른 우울과 사회적 관계 변화 양상에 있어 연령대 간 차이가 존재하는가?

연구문제 2. 중·고령층의 우울과 사회적 관계 간 상보적 인과관계는 시간의 흐름에 따라 어떻게 나타나는가? 이 관계에 있어 연령대 간 차이가 존재하는가?

#### 2. 분석자료 및 연구대상

본 연구에서는 한국보건사회연구원에서 수집하는 한국복지패널(Korean Welfare Panel Study) 자료를 활용하였다. 한국복지패널은 2005년 인구주택센서스 총 조사를 표집 틀(sampling frame)로 1차로 517개 조사구를 추출한 뒤, 층화이중추출방식을 통해 일반가구와 저소득가구를 각각 3,500가구씩 총 7,072개 가구를 재추출하였다. 본 패널 자료는 서울 등 7개 광역시와 제주도 등 9개도에 거주하는 14,469명의 가구원을 대상으로 2006년 1차 조사를 실시한 뒤 매년 자료를 수집하여, 현재 2017년 12차년도 자료까

지 구축되어 있다. 한국복지패널은 표본의 대표성뿐만 아니라 본 연구의 주요 변수인 우울과 사회적 관계에 대한 변수의 종단 자료를 포함하고 있어 본 연구의 목적을 달성하기 위한 분석자료로 적합하다. 본 연구에서는 가장 최근 자료인 12차년도(2017년)부터 9차년도(2014년)까지 총 4년간의 종단자료를 활용하였다. 본 연구의 연구모형을 검증하기 위하여 전체응답자 중 2014년인 9차년도 기준으로 당시 연령이 만 55~74세에 해당하는 1940년~1959년도에 태어난 중·고령자를 대상으로 선정하였다. 총 연구대상자 2,573명 중 중년층(55~64세)은 1,147명(44.6%)이며, 고령층(65~74세)은 1,426명(55.4%)이다. 본 연구에서는 고령층의 연령을 74세까지로 한정하였다. 이는 첫째, 두 집단의 연령범위를 동일하게 하고자 하기 위함이며 둘째, 고령층도 연령대(연소노인: 65~74세, 고령노인: 75~85세, 초고령노인: 85세 이상)에 따라 인구사회학적 및 정서적 요인에서 상이한 특성을 지니기 때문이다(전해숙, 강상경, 2012).

### 3. 측정도구

#### 가. 사회적 관계

본 연구에서 사회적 관계를 측정하기 위해 주관적으로 생각하는 가족관계 만족도와 사회적 친분관계 만족도로 나누어 분석하였다. 각 문항은 단일 문항으로 응답범위는 Likert 5점 척도로 ① 매우 불만족, ② 대체로 불만족, ③ 그저 그렇다, ④ 대체로 만족, ⑤ 매우 만족 이다. 즉, 점수가 높을수록 사회적 관계 만족도가 높다는 것을 의미한다.

#### 나. 우울감

본 연구에서 우울은 한국복지패널에서 사용하고 있는 축약형 CES-D 척도(Suthers et al., 2004)를 활용하였다. 이 척도는 20개 문항으로 구성된 Radloff(1977)가 개발한 CES-D(Center for Epidemiological Studies Depression) 척도를 다문항의 조사 참여자나 문항 이해에 어려움이 있는 노인 등의 사람을 위해 축약한 것으로 선행연구에서 타당도가 입증되었다(Kohout, Berkman, Evans, & Cornoni-Huntley, 1993). 지난 한주간의 우울증상의 빈도를 측정하는 11개 문항으로 이루어져 있으며, 응답범위는 Likert 4점

척도로 '① 극히 드물다, ② 가끔 있었다, ③ 종종 있었다, ④ 대부분 그랬다' 이다. 이 척도는 우울감정(3문항), 긍정감정(2문항), 신체행동둔화(4문항), 대인관계(2문항) 4개의 하위척도로 구성되어 있다. 분석 시에는 변수 값을 0점에서 3점으로 리코딩하여 각 하위 척도별로 문항을 합산한 점수를 활용하였으며, 긍정감정 2개의 문항은 역코딩 처리하였다. 하위척도별 점수범위는 신체행동둔화가 0~12점, 우울감정이 0~9점, 긍정감정과 대인관계가 0~6점이며, 점수가 높을수록 높은 우울 수준을 의미한다. Cronbach's  $\alpha$  값은 9차년도인 경우 .856, 10차년도는 .885, 11차년도는 .886, 그리고 12차년도에서는 .886으로 나타났다.

#### 4. 자료 분석방법

우선 연구대상자의 일반적 특성 및 주요 변수에 대한 기술통계분석을 실시하였다. 빈도, 평균, 표준편차, 왜도, 첨도 값을 통해 자료의 이상치 확인 및 정규성을 검토하였다. 다음으로 본 연구의 주요목적인 중·고령층의 사회적 관계와 우울의 종단적 상호인과관계를 검증하기 위해서 자기회귀교차지연모델(ARCL: autoregressive cross-lagged modeling)을 적용하였다. 마지막으로 인과적 관계에 있어서 연령대별 차이를 검증하기 위해 다집단 분석(multi-group analysis)을 활용하였다. 이와 같은 분석을 진행하기 위하여 구조방정식 모형분석 프로그램인 Amos와 SPSS 23.0 프로그램을 사용하였다.

#### 가. 자기회귀교차지연모델(ARCL: autoregressive cross-lagged modeling)

자기회귀모델(autoregressive modeling)이란  $t$ 시점의 변수의 값이  $t-1$ 시점의 동일한 변수의 값을 통해 설명하는 모델을 의미한다(Chen, Bollen, Paxton, Curran, & Kirby, 2001). 자기회귀교차지연모델(ARCL: autoregressive cross-lagged modeling)은 이러한 자기회귀모델을 다변량 모델로 확장시켜 두 변인 간의 교차지연효과(cross-lagged effect)도 검증할 수 있게 한 모형이다(홍세희, 박민선, 김원정, 2007). ARCL을 통해  $t$ 시점의 한 변수의 값이 동일변수의 이전시점( $t-1$ )의 값으로부터 예측하여 얻어진 자기회귀 계수와  $t$ 시점의 한 변수의 값이  $t-1$ 시점의 다른 변수의 값으로부터 예측하여 얻어

진 교차지연계수를 통합적으로 산출할 수 있다(홍세희, 2008). 따라서 ARCL은 각 변수 간의 상호인과적 관계(non-recursive)를 종단적으로 검증하는데 유용한 방법이다(Selig & Little, 2012). 또한 ARCL은 대부분 선행연구가 사용하는 일면적 분석방법(unilateral relationship)의 한계점을 극복하고 다면적(multi-lateral)으로 검증함으로써 두 변수의 명확한 인과관계를 도출할 수 있다는 장점을 지닌다. 즉, 이론 및 논리로 정해진 방향성을 토대로 연구결과에 따라 두 변수의 관계를 추정하는 기존 연구들과는 달리, 두 변인 간의 관계를 경험적으로 명확히 도출할 수 있다(홍세희, 박민선, 김원정, 2007). 본 연구의 사회적 관계와 우울 간의 ARCL에 대한 회귀식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\text{식 (1)} \quad SR_i[t] = \gamma_0[t] + \gamma_1 SR_i[t-1] + \gamma_2 DP_i[t-1] + \epsilon_i[t]$$

식 (1)에서  $SR_i[t]$ 는 t시점에서 대한 중·고령층 사회적 관계의 측정값을,  $\gamma_0[t]$ 는 [t]시점에서의 절편을,  $\gamma_1$ 은 [t-1]시점의 사회적 관계가 [t]시점의 사회적 관계에 영향을 미치는 회귀계수를,  $SR_i[t-1]$ 은 [t-1]시점에 대한 사회적 관계의 측정값을,  $\gamma_2$ 는 [t-1]시점의 우울이 [t]시점의 사회적 관계에 영향을 미치는 지연계수를,  $DP_i[t-1]$ 은 [t-1]시점에 대한 우울의 측정값을,  $\epsilon_i[t]$ 은 [t]시점의 오차를 의미한다. 식 (1)의 좌측의 두 번째 항은 사회적 관계의 자기회귀효과를, 세 번째 항은 우울의 사회적 관계에 대한 교차지연효과를 나타낸다.

$$\text{식 (2)} \quad DP_i[t] = \beta_0[t] + \beta_1 DP_i[t-1] + \beta_2 SR_i[t-1] + \Upsilon_i[t]$$

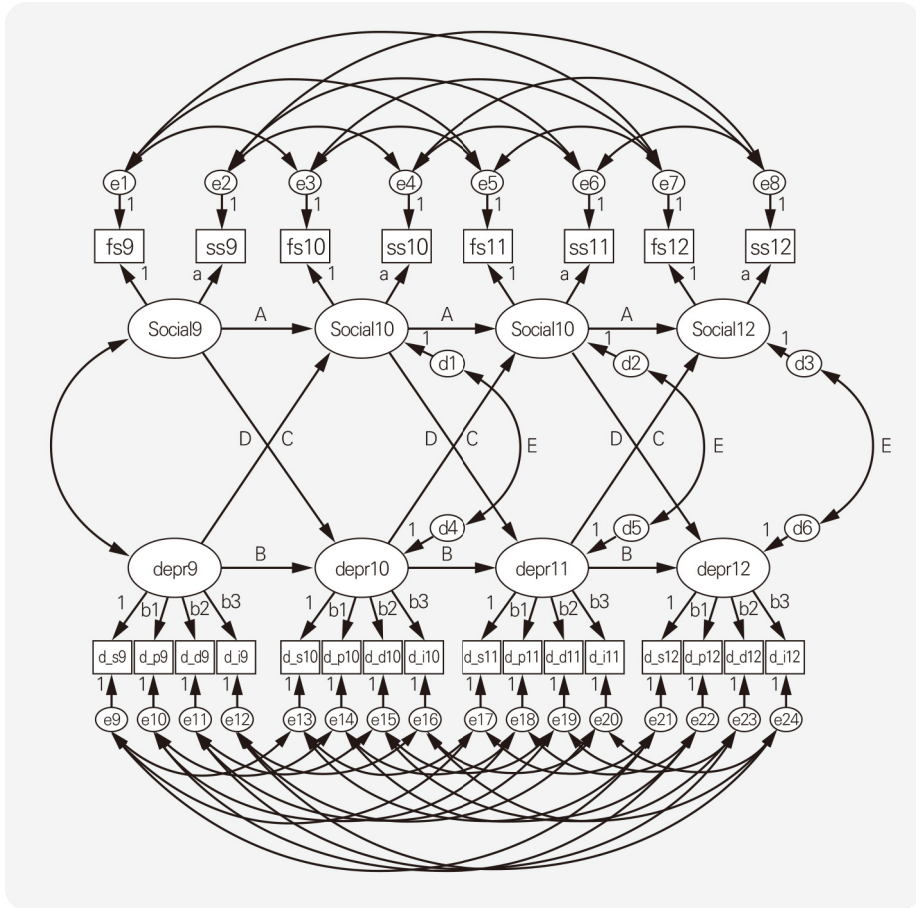
식 (2)에서  $DP_i[t]$ 는 t시점에 대한 중·고령층 우울의 측정값을,  $\beta_0[t]$ 는 [t]시점에서의 절편을,  $\beta_1$ 은 [t-1]시점의 우울이 [t]시점의 우울에 미치는 회귀계수를,  $DP_i[t-1]$ 은 [t-1]시점에 대한 우울의 측정값을,  $\beta_2$ 는 [t-1]시점의 사회적 관계가 [t]시점의 우울에 미치는 회귀계수를,  $SR_i[t-1]$ 은 [t-1]시점에 대한 우울의 측정값을,  $\Upsilon_i[t]$ 은 [t]시점의 오차를 의미한다. 식 (2) 좌측의 두 번째 항은 우울의 자기회귀효과를, 세 번째 항은 사회적 관계의 우울에 대한 교차지연효과를 나타낸다.

본 연구에서 설정한 회귀식을 도식화한 자기회귀교차지연모형은 다음 [그림 2]와 같다. 사회적 관계와 우울은 잠재변수(latent variable)로 설정하였다. 사회적 관계는 가족

관계와 사회적 친분관계 2개의 측정변수를 사용하였고, 우울은 하위차원의 각 문항들의 평균값을 통해 총 4개의 측정변수를 구성하였다. 구조방정식에서 단일차원의 하위문항들의 총합을 지표변수로 활용하면 모형에서 측정변수의 수를 감소시켜 추정오차를 줄일 수 있고, 자료의 연속성과 정상성 확보에 유리하다(Bandalos & Finney, 2001).

자기회귀교차지연모델 검증을 위해서는 시간에 따른 측정동일성, 구조(경로)동일성, 오차공분산 동일성이 각각 확립되어야 한다. 측정동일성은 시간의 흐름에 따라 특정 변인에 대한 해석이 대상자들에 의해 동일하게 이루어졌음을 나타내는 개념이다. 구조 동일성은 시간의 흐름에 따라 특정 변인의 회귀계수가 동일한 것을 의미한다. 서로 다른 시점의 동일한 변인 간 자기회귀계수와 서로 다른 시점의 상이한 변인 간 교차회귀계수에 대한 동일성 검증으로 구성된다. 마지막으로 오차공분산 동일성이란 각 시점의 오차 간 공분산을 고정시킴으로써 각 잠재변인 간 관계가 통계적으로 유의한 것인지, 우연히 발생한 것인지 여부를 확인하는 것이다(김주환, 김민규, 홍세희, 2009). 각각의 동일성은 잠재변인에 대한 적재치를 각 시점에서 동일하게 고정한 동일화제약(equality constraint)을 통해 검증할 수 있다. 본 연구에서는 총 8개 모형의 경쟁을 통해 측정동일성, 구조동일성, 오차공분산 동일성을 순차적으로 비교하여 가장 최적의 모형을 선택하였다. [그림 2]는 본 연구의 자기회귀교차지연모델을 나타내며, 각 경로에 표시된 알파 벡은 해당 경로에 대한 동일화제약을 의미한다.

그림 2. 사회적 관계와 우울의 자기회귀교차지연모형



#### 나. 다집단분석(multi-group analysis)

[그림 2]의 모델이 연령대에 따라 추정된 계수 값이 집단 간 유의미한 차이가 있는지 검증하기 위해 다집단 분석을 실시하였다. 다집단 분석을 통해 최종 선정된 ARCL에서 나타난 계수들 간의 연령집단 간 차이를 검증할 수 있다. 다집단 분석은 형태동일성, 측정동일성, 구조동일성, 오차공분산 동일성 순서로 진행된다. 최종모형이 두 집단 간 동일하게 적용되는지를 확인하는 형태동일성 가정을 먼저 확인한 뒤, 측정동일성, 구조

동일성, 오차공분산 동일성 가정을 검증하기 위해 연령대 집단 간 경로 동일화 제약을 가하여 동일화 제약을 가하지 않는 모델과 비교하였다.

#### 다. 모형평가

모형이 적합하기 위해서는  $\chi^2$  값이 통계적인 수준에서 유의하지 않아야 하며, RMSEA의 경우 .05 이하일 때 좋은 적합도(close fit), .08 이하일 때 괜찮은 적합도(reasonable fit), .10 이하일 때 보통 적합도(mediocre fit)에 해당한다(Hu & Bentler, 1999). TLI와 CFI의 경우 .90 이상이면 좋은 적합도로 해석할 수 있다(Browne & Cudeck, 1993). 모형비교에 있어서는  $\Delta\chi^2$ 의 p값이 .05 이하면 두 모형 간 유의한 차이가 있는 것으로 해석하였다(Byrne, 2001). 적합도 지수에 있어서는 RMSEA의 값이 .015 이상 커지는 경우(Chen, 2007), TLI의 값이 .02 이상 작아지는 경우(Vandenberg & Lance, 2000), CFI가 .01 이상 작아지는 경우(Cheung & Rensvold, 2002), 모형 적합도 지수가 통계적으로 유의하게 나빠졌다고 해석하였다.

### IV. 연구결과

#### 1. 연구대상자의 일반적 특성 및 주요변수 기술통계

연령집단별 연구대상자의 인구사회학적 특성 및 주요변수의 기술통계치는 다음 <표 3>에 제시되어 있다. 우선 인구사회학적 특성을 먼저 살펴보면, 전체 대상자 중 여성은 총 1,575명(61.2%)으로, 남성보다 조금 더 우세하게 나타났다. 또한 배우자가 있는 사람이 2,009명(78.1%), 경제활동 중인 사람이 1,710명(66.5%), 종교를 지닌 사람이 1,566명(60.9%)로 각각 더 많게 나타났다. 한편 교육수준 및 경제수준은 중년층 집단이 고령층 집단보다 더 높은 것을 확인할 수 있다. 다음으로 주요변수의 기술통계치를 살펴보면, 사회적 관계 측정변수들의 평균은 시간의 흐름에 따라 유사한 양상을 보이고 있었지만, 우울의 경우 각 시점별로 다소 상이하게 나타났다. 이어서 단일 변량 정규성 검증



결과, 우울 변수의 왜도와 첨도의 절대값의 범위가 각각 1.3~2.0, 1.6~5.1이고, 사회적 관계 변수의 왜도와 첨도 절대값 범위는 각각 .8~1.1, 1.9~2.3으로 모두 기준치인 3와 10을 넘지 않아 일변량 정규성을 만족하고 있었다(Kline, 2005). 각 연령집단에서 임상적으로 우울증상을 지니는 것으로 분류된<sup>1)</sup> 대상자 수는 2014년 기준 중년층이 164명(14.3%), 고령층은 314명(22%)인 것으로 나타났다.

표 3. 연령집단별 연구대상자의 일반적 특성 및 주요변수

변수	전체(n=2,573)		중년층(n=1,147)		고령층(n=1,426)		
	n/평균	%/sd	n/평균	%/sd	n/평균	%/sd	
성별 <sup>가</sup>	남성	988	38.8	470	41.0	528	37.0
	여성	1,575	61.2	677	59.0	898	63.0
배우자유무 <sup>가</sup>	유배우자	2,009	78.1	932	81.3	1,077	75.5
	무배우자	564	21.9	215	18.7	349	24.5
경제활동여부 <sup>가</sup>	활동중	1,710	66.5	864	75.3	846	59.3
	비활동중	863	33.5	283	24.7	580	40.7
종교유무 <sup>가</sup>	유	1,566	60.9	681	59.4	885	62.1
	무	1,007	39.1	466	40.6	541	37.9
교육수준 <sup>나</sup>		3.91	1.30	4.24	1.24	3.64	1.28
경제수준 <sup>다</sup>		3045.40	2999.06	3950.27	3681.89	2317.57	2036.25
사회적 관계: 가족관계만족도	9차년도	3.79	.63	3.82	.63	3.77	.63
	10차년도	3.83	.63	3.87	.62	3.81	.64
	11차년도	3.86	.66	3.90	.64	3.83	.67
	12차년도	3.82	.62	3.85	.62	3.80	.63
사회적 관계: 사회적친분관계만족도	9차년도	3.72	.61	3.75	.59	3.70	.62
	10차년도	3.74	.59	3.76	.61	3.73	.57
	11차년도	3.77	.61	3.81	.60	3.74	.62
우울: 신체행동둔화	12차년도	3.70	.62	3.76	.61	3.65	.62
	9차년도	2.17	2.30	1.79	2.03	2.48	2.46
	10차년도	1.89	2.28	1.52	2.10	2.18	2.38
	11차년도	2.02	2.35	1.56	2.09	2.38	2.48
	12차년도	1.97	2.32	1.49	2.00	2.35	2.48

1) 본 연구에서는 축약형 CES-D 11(Suthers et al., 2004)을 사용하였으며, 선행연구에 제시된 바에 따라(Harade et al., 2012; Malmstrom et al., 2010) 9점 이상을 기준치(cut-off)으로 선정하였다.

변수	전체(n=2,573)		중년층(n=1,147)		고령층(n=1,426)		
	n/평균	%/sd	n/평균	%/sd	n/평균	%/sd	
우울: 긍정감정	9차년도	1.09	1.49	1.06	1.50	1.11	1.48
	10차년도	.78	1.24	.69	1.20	.85	1.26
	11차년도	.74	1.27	.62	1.19	.84	1.32
	12차년도	.81	1.33	.65	1.18	.94	1.43
우울: 우울감정	9차년도	1.19	1.72	1.00	1.56	1.34	1.82
	10차년도	.96	1.60	.79	1.50	1.10	1.67
	11차년도	1.00	1.63	.78	1.49	1.17	1.72
우울: 대인관계	9차년도	.10	.43	.10	.42	.11	.45
	10차년도	.13	.52	.11	.47	.14	.56
	11차년도	.09	.45	.08	.42	.11	.46
	12차년도	.11	.51	.07	.40	.14	.59

가. 성별, 배우자유무, 경제활동여부, 종교유무, 교육수준, 경제수준은 9차년도 기준으로 분석함.  
 나. 교육수준의 경우, 1.미취학(만7세 미만), 2.무학(만7세 이상), 3.초등학교, 4.중학교, 5.고등학교, 6.전문대학, 7.대학교, 8.대학원(석사), 9.대학원(박사)으로 코딩함.  
 다. 지난 1년간 가구원 모두의 경상소득 합, 단위: 만원.

## 2. 우울과 사회적 관계에 대한 자기회귀교차지연모델 검증

우울과 사회적 관계의 종단적 인과관계 추론을 위해 측정동일성, 경로동일성, 오차공분산 동일성 제약을 가한 모형들을 순차적으로 분석을 진행하였다. 모형 I은 어떠한 동일화 제약도 가하지 않은 기저모델(baseline model)에 해당한다. 모형 II와 모형 III은 측정동일성 검증을 위해 설정되었으며, 모델 II에서는 사회적 관계에 대한 측정변수의 요인계수를 동일하게 제약하였고, 모형 III에서는 추가적으로 우울에 대한 측정변수의 요인계수를 동일하게 제약하였다. 다음으로 모형 IV~VII은 구조동일성 검증을 위해 설정되었다. 모형 IV은 사회적 관계의 자기회귀 계수가 시간에 따라 동일하도록 제약을 가했다. 모델 V는 우울의 자기회귀 계수가 시간에 따라 동일하도록 제약을 가한 것이다. 모형 VI의 경우, t-1시점의 사회적 관계가 t시점의 우울에 미치는 영향이 t시점의 사회적 관계가 t+1시점의 우울에 미치는 영향과 동일한지 평가하기 위해 사회적 관계의 우울에 대한 교차지연 계수에 동일화 제약을 가하였다. 유사하게 모형 VII에서는 우울의 사회적

관계에 대한 교차지연 효과가 시간에 따라 동일하도록 제약을 가했다. 마지막으로 모형 VIII의 경우, 각 오차공분산 간에 동일화 제약을 가했다. 각 모형의 적합도 지수는 아래 <표 4>에 제시하였다.

표 4. 우울과 사회적 관계의 종단적 인과관계에 대한 자기회귀교차지연모형 검증결과

모형		$\chi^2$	df	TLI	CFI	RMSEA	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$	$\Delta CFI$
기저모형	모형 I: 동일화 제약이 없는 기본모형	927.877	200	.954	.967	.038	-	-	-
측정동일성 가정	모형 II: 사회적 관계 측정동일화 제약	939.896	203	.954	.966	.038	12.019	3	.001
	모형 III: 우울 측정동일화 제약	1058.798	212	.950	.961	.039	118.902	9	.005
	모형 IV: 사회적 관계 자기회귀계수 동일화 제약	1124.160	215	.947	.958	.041	65.362	3	.003
구조동일성 가정	모형 V: 우울 자기회귀계수 동일화 제약	1128.414	217	.947	.958	.040	4.254	2	0
	모형 VI: 사회적 관계의 우울에 대한 교차지연계수 동일화 제약	1141.522	219	.947	.958	.040	13.108	2	0
	모형 VII: 우울의 사회적 관계에 대한 교차지연계수 동일화 제약	1149.951	221	.947	.958	.040	8.429	2	0
오차공분산 동일성 가정	모형 VIII: 오차 공분산 동일화 제약	1156.521	223	.947	.957	.040	6.57	2	.001

우선 사회적 관계 측정변인들의 요인계수를 동일하게 제약한 모형 II와 기저모델에 해당하는 모형 I을 비교한 결과, 두 모형의  $\Delta\chi^2$  검증 결과,  $\chi^2$  값의 차이( $\Delta df=3$ , 12.019)는 유의수준 .05에서 유의한 것으로 나타났다. 그러나 표본크기에 덜 민감한 적합도 지수인  $\Delta CFI$  값이 .01을 초과하지 않았고,  $\Delta TLI$ 와  $\Delta RMSEA$  지수도 각각 기준 ( $\Delta TLI$ : .02,  $\Delta RMSEA$ : .015)에 비해 나빠지지 않아 사회적 관계에 대한 시간에 따른

측정동일성이 성립된 것으로 볼 수 있다. 이어서 우울 측정변인들의 요인계수를 동일하게 제약한 모형Ⅲ과 모형Ⅱ를 비교한 결과, 두 모형의  $\chi^2$ 값의 차이( $\Delta df=9$ , 118.902)는 유의수준 .05에서 유의한 것으로 나타났다. 그러나  $\Delta CFI=.005$ ,  $\Delta TLI=.004$ ,  $\Delta RMSEA=.001$ 로 적합도가 유의한 수준에서 나빠지지 않아, 우울에 대한 시간에 따른 측정동일성이 충족되는 것으로 판단하였다.

다음으로 사회적 관계의 자기회귀계수를 동일하게 제약한 모형Ⅳ와 모형Ⅲ을 비교한 결과,  $\chi^2$ 값의 차이( $\Delta df=3$ , 65.362)는 유의수준 .05에서 유의하였으나 적합도 지수가 유의한 수준에서 나빠지지 않았으므로 구조동일성이 성립된 것으로 해석할 수 있다. 한편, 우울의 자기회귀계수에 동일화 제약을 가한 모형Ⅴ와 모형Ⅳ의 비교 결과,  $\chi^2$ 값의 차이( $\Delta df=2$ , 4.254)는 유의수준 .05에서 유의하지 않게 나타났다. 더불어 적합도 지수 값도  $\Delta CFI=.001$ ,  $\Delta TLI=.000$ ,  $\Delta RMSEA=.000$ 으로 이전 모델에 비해 나빠지지 않았다. 이는 우울이 시간의 흐름에 따라 지속된다는 것을 의미한다.

이어서, 이전시점의 사회적 관계가 이후시점의 우울에 영향을 주는 교차지연효과에 동일화 제약을 가한 모형Ⅵ을 모형Ⅴ와 비교한 결과,  $\chi^2$ 값의 차이( $\Delta df=2$ , 13.108)로 유의하게 나타났다. 그러나  $\Delta CFI=.000$ ,  $\Delta TLI=.000$ ,  $\Delta RMSEA=.000$ 으로 적합도 지수는 동일한 수준을 유지하였다. 마찬가지로 우울의 사회적 관계에 대한 교차지연계수에 동일화 제약을 가한 모형Ⅶ과 모형Ⅵ의 비교결과도,  $\chi^2$ 값의 차이는 유의하였으나 적합도 지수가 이전모델과 동일하였다. 이와 같은 결과는 사회적 관계와 우울의 상호 간의 교차지연효과가 시간의 흐름에 따라 다르지 않다는 것을 의미한다.

마지막으로 오차공분산을 동일하게 제약한 모형Ⅷ을 모형Ⅶ과 비교한 결과, 두 모형의  $\chi^2$ 값의 차이( $\Delta df=2$ , 6.57)는 유의하였으나, 적합도 지수 값이  $\Delta CFI=.001$ ,  $\Delta TLI=.000$ ,  $\Delta RMSEA=.000$ 로 유의하게 나빠지지 않아 오차공분산의 동일성이 확인되었다. 지금까지의 분석을 토대로 본 연구에서는 자유도가 가장 작아 간명한 모형인 모형Ⅷ을 최종모델로 결정하였다. 모형Ⅷ의 적합도는 TLI가 .947, CFI가 .957, RMSEA가 .040으로 수용할만한 수준으로 나타났다.

최종 모형인 모형Ⅷ의 경로계수 추정치는 <표 5>에 경로도는 [그림 3]에 각각 제시되어 있다. 자세히 살펴보면, 우선 사회적 관계와 우울의 자기회귀계수가 각각 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 전년도 사회적 관계가 다음 해의 사회적 관계에 지속적인 영향을 준다고 해석할 수 있으며, 영향력의 크기도 높은 수준으로 확인되었다(.748 →

.730 → .743). 또한 우울의 경우에도 이전시점의 우울이 다음시점의 우울을 모두 유의한 수준에서 예측했으며, 영향력의 크기 역시 높은 것으로 나타났다(.321 → .338 → .331).

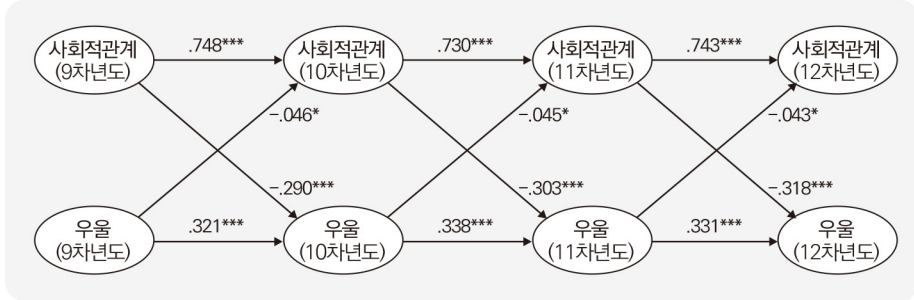
한편, 이전시점의 사회적 관계가 다음시점의 우울에 미치는 교차지연효과를 살펴보면, 전 시점에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 마찬가지로 이전시점의 우울이 다음시점의 사회적 관계를 설명하는 교차지연계수도 모든 시점에서 유의한 것으로 확인되었다. 영향력의 크기에 있어서는 사회적 관계가 우울에 대해 가지는 교차지연효과 크기가 반대의 경우보다 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 사회적 관계와 우울의 종단적 상호인과관계를 시사한다.

표 5. 최종 모형의 경로계수 추정치

구분	경로	표준화 계수 추정치	비표준 회계수	표준 오차 추정치	C. R.
자기회귀효과	9차년도 사회적 관계 → 10차년도 사회적 관계	.748	.776	.021	36.753***
	10차년도 사회적 관계 → 11차년도 사회적 관계	.730	.776	.021	36.753***
	11차년도 사회적 관계 → 12차년도 사회적 관계	.743	.776	.021	36.753***
자기회귀효과	9차년도 우울 → 10차년도 우울	.321	.335	.020	16.579***
	10차년도 우울 → 11차년도 우울	.338	.335	.020	16.579***
	11차년도 우울 → 12차년도 우울	.331	.335	.020	16.579***
교차지연효과	9차년도 사회적 관계 → 10차년도 우울	-.290	-1.442	.117	-12.308***
	10차년도 사회적 관계 → 11차년도 우울	-.303	-1.442	.117	-12.308***
	11차년도 사회적 관계 → 12차년도 우울	-.318	-1.442	.117	-12.308***
교차지연효과	9차년도 우울 → 10차년도 사회적 관계	-.046	-.010	.004	-2.267*
	10차년도 우울 → 11차년도 사회적 관계	-.045	-.010	.004	-2.267*
	11차년도 우울 → 12차년도 사회적 관계	-.043	-.010	.004	-2.267*

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

그림 3. 최종 모형의 경로도



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

### 3. 우울과 사회적 관계에 대한 자기회귀교차지연모델에 대한 다집단 분석: 연령집단 차이

우울과 사회적 관계의 자기회귀효과 및 교차지연효과가 연령대 집단에 따라 유의한 차이를 보이는지, 즉 최종모형으로 선정된 자기회귀교차지연모델에서 나타난 계수들 간의 집단 간 차이를 검증하는 것이다. 이를 위해 먼저 형태동일성(configural invariance) 가정이 충족시키는지 살펴보았다. 형태동일성은 최종 모형인 모형Ⅷ이 중년층과 고령층에게 각각 동일하게 적용되는 것을 의미한다. <표 6>에 제시된 바와 같이 중년층 집단에서 최종모형의 적합도 지수를 살펴본 결과  $\chi^2$  값이 601.185로 .001수준에서 유의하게 나타났다. 그러나  $\chi^2$  값은 표본크기에 민감하게 영향을 받는 지표이기 때문에, 표본의 크기에 덜 민감한 TLI와 RMSEA 값을 살펴본 결과 각각 .938과 .038로 좋은 적합도를 보이고 있었다. 마찬가지로 고령층 집단에서도  $\chi^2$  값이 884.120로 통계적으로 유의하게 나타났다. 그러나 TLI와 RMSEA 값은 각각 .931과 .046로 나타나 모형 적합도가 좋은 수준으로 나타났다. 따라서 중년층 집단과 고령층 집단에서 형태동일성이 성립되었음을 확인할 수 있다.

표 6. 형태동일성 검증 결과

집단	$\chi^2$	df	TLI	RMSEA
중년층	601.185	223	.953	.038
고령층	884.120	223	.931	.046

중년층과 고령층 집단에 대한 형태동일성이 충족되었기 때문에 아래 <표 7>과 같이 8개의 모형을 순차적으로 비교하며 다집단 분석을 실시하였다(홍세희 등, 2007). 우선 모형 I의 경우, 두 집단을 동시에 분석하지만 동일화 제약을 전혀 가하지 않은 기저모형에 해당한다. 모형 II와 모형 III은 사회적 관계와 우울의 측정변인이 각 집단 간 동일하게 측정되었는지를 확인하는 측정동일성 모형이다. 모형 IV와 모형 V는 자기회귀계수가 집단 간 동일한지 검증하기 위한 모형이며, 모형 VI와 모형 VII는 교차지연계수가 집단 간 동일한지 검증하는 모형이다. 마지막으로 모형 VIII은 오차공분산의 집단 간 동일성 검증을 하기 위한 모형이다. 동일성 제약을 해도 적합도 지수가 비교모형에 비해 유의하게 나빠지지 않으면 집단 간 동일성이 충족된 것으로 간주하였다. 8개의 모형을 순차적으로 비교하여 적합도 지수를 비교한 분석결과, 동일화 제약 후 각 모형들의 적합도가 통계적으로 유의한 수준에서 차이를 보이지 않았다. 이에, 본 연구에서는 동일화 제약이 가장 많이 가해져 간명한 모형인 모형 VIII을 최종모형으로 결정하였다.

표 7. 연령대에 따른 우울과 사회적 관계 모형 검증 결과

모형		$\chi^2$	df	TLI	CFI	RMSEA	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$	$\Delta CFI$
기저모형	모형 I	1219.012	400	.948	.963	.028	-	-	-
측정동일성	모형 II	1231.511	407	.949	.962	.028	12.499	7	.001
	모형 III	1380.071	428	.944	.956	.029	148.56	11	.006
경로동일성	모형 IV	1443.697	434	.941	.954	.030	63.626	6	.002
	모형 V	1452.086	439	.942	.954	.030	8.389	5	0
	모형 VI	1464.767	444	.942	.953	.030	12.681	5	.001
오차공분산 동일성	모형 VII	1482.475	449	.942	.953	.030	17.708	5	0
	모형 VIII	1496.999	454	.942	.952	.030	14.524	5	.001

최종모형에 따른 연령대별 경로계수 추정치 및 경로도는 <표 8>과 [그림 4]에 각각 제시되어 있다. 사회적 관계와 우울의 자기회귀효과는 연령집단에 따라 차이없이 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 연령대와 상관없이 이전시점의 사회적 관계 및 우울이 이후시점의 사회적 관계와 우울에 지속적인 영향을 준다는 것을 의미한다. 다음으로 우울에 대한 사회적 관계의 교차지연효과를 살펴본 결과, 두 집단에서 모두

사회적 관계가 이후시점의 우울을 예측하는 것으로 나타났다. 한편, 사회적 관계에 대한 우울의 교차지연효과는 연령집단별로 차이를 보였다. 중년층집단의 경우, 우울이 이후시점의 사회적 관계를 예측하지 않는 것으로 확인된 반면, 고령층집단에서는 우울이 이후시점의 사회적 관계를 통계적으로 유의미한 수준에서 설명하고 있었다. 즉, 중년층의 경우 사회적 관계가 우울에 선행하는 일방향적 관계를 지니지만, 고령층에서는 쌍방향적 관계를 보였다. 이는 연령집단에 따라 두 변수의 관계가 달라진다는 것을 의미한다.

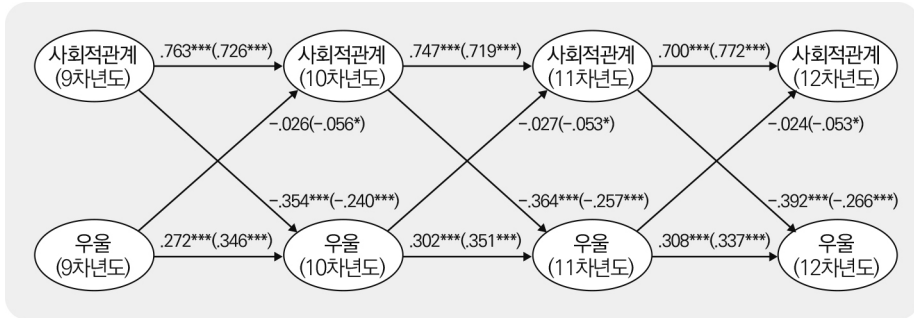
표 8. 연령대 집단별 경로계수

경로	중년층				고령층			
	표준화 계수	비표준화 계수	표준 오차	C. R.	표준화 계수	비표준화 계수	표준 오차	C. R.
9차년도 사회적 관계 → 10차년도 사회적 관계	.763	.774	.031	24.650***	.726	.771	.028	27.334***
10차년도 사회적 관계 → 11차년도 사회적 관계	.747	.774	.031	24.650***	.719	.771	.028	27.334***
11차년도 사회적 관계 → 12차년도 사회적 관계	.700	.774	.031	24.650***	.772	.771	.028	27.334***
9차년도 우울 → 10차년도 우울	.272	.297	.033	9.029***	.346	.349	.025	13.886***
10차년도 우울 → 11차년도 우울	.302	.297	.033	9.029***	.351	.349	.025	13.886***
11차년도 우울 → 12차년도 우울	.308	.297	.033	9.029***	.337	.349	.025	13.886***
9차년도 사회적 관계 → 10차년도 우울	-.354	-1.583	.174	-9.080***	-.240	-1.259	.151	-8.351***
10차년도 사회적 관계 → 11차년도 우울	-.364	-1.583	.174	-9.080***	-.257	-1.259	.151	-8.351***
11차년도 사회적 관계 → 12차년도 우울	-.392	-1.583	.174	-9.080***	-.266	-1.259	.151	-8.351***
9차년도 우울 → 10차년도 사회적 관계	-.026	-.006	.007	-.870	-.056	-.012	.006	-2.061*
10차년도 우울 → 11차년도 사회적 관계	-.027	-.006	.007	-.870	-.053	-.012	.006	-2.061*
11차년도 우울 → 12차년도 사회적 관계	-.024	-.006	.007	-.870	-.053	-.012	.006	-2.061*

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



그림 4. 연령대에 따른 최종 모형의 경로도



주: 괄호 밖의 수치는 중년층, 괄호 안의 수치는 고령층의 표준화계수임.

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

## V. 논의 및 결론

### 1. 주요 결과 및 함의

본 연구는 한국 중·고령자의 사회적 관계와 우울 간의 종단적 상호인과관계를 검증하기 위해 한국복지패널의 4년간의 종단자료(9차년도~12차년도)를 자기회귀교차지연모형을 활용하여 분석하였다. 나아가 중년층과 고령층 집단별로 두 변수의 관계가 다른 양상을 보이는지 확인하고자 다집단 분석을 실시하였다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같이 정리할 수 있다.

첫째, 중·고령자의 사회적 관계와 우울은 각각 이후시점의 사회적 관계와 우울에 ‘정적’ 방향으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 기존의 횡단자료를 활용한 연구결과와 달리, 사회적 관계와 우울이 일시적인 현상에서 그치는 것이 아니라 시간의 경과에 따라 안정적으로 유지된다는 것을 밝혀준다. 또한 영향력의 크기도 사회적 관계가  $.730 \sim .748$ , 우울이  $.321 \sim .338$ 로 높은 수준으로 확인되어, 초기에 형성된 사회적 관계 및 우울 수준이 지속될 가능성이 크다는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 중·노년기의 사회적 관계와 우울이 비교적 안정적으로 유지된다는 점을 보여주며, 선행연구 결과와

도 일치한다(전근성, 2017).

둘째, 시간 경과에 따라 사회적 관계와 우울의 상호인과관계를 살펴본 결과, 이전시점의 사회적 관계가 이후시점의 우울에 미치는 교차지연효과는 '부적' 방향으로 유의한 것으로 나타났다. 즉, 사회적 관계 수준이 낮을수록, 이후시점의 우울 수준이 높아지는 것이다. 이러한 효과는 측정 시점과 상관없이 동일한 것으로 확인되었다. 이와 유사하게, 이전시점의 우울이 이후시점의 사회적 관계에 미치는 교차지연효과 또한 모든 시점에서 '부적' 방향으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 우울과 사회적 관계가 서로 영향을 주고 받는 상호적 관계를 지닌다는 선행 연구의 관점(Rosenquist et al., 2011)을 지지하는 결과이다.

셋째, 중년층과 고령층을 대상으로 다집단 분석을 실시한 결과, 사회적 관계와 우울의 자기효과에 있어서는 연령에 따른 유의한 차이가 존재하지 않았다. 즉, 연령대와 상관없이 이전시점의 사회적 관계 및 우울은 이후시점의 사회적 관계와 우울에 지속적인 영향을 준다는 것이다. 그러나 사회적 관계와 우울의 상호인과관계는 연령집단별로 상이한 양상을 보이는 것으로 밝혀졌다. 우울에 대한 사회적 관계의 교차지연효과의 경우, 두 집단에서 모두 통계적으로 유의하였다. 즉, 노인 여부와 상관없이 사회적 관계 수준이 좋을수록 향후 우울수준은 낮아진다는 것이다. 이는 많은 선행연구의 결과와 맥락을 함께 한다(Jensen et al., 2014; 이주연, 정혜정, 2015; Han, Kim, & Burr, 2017).

이와 대조적으로, 사회적 관계에 대한 우울의 교차지연효과는 고령층 집단에서만 유의한 것으로 나타났다. 중년층의 경우 이전시점의 우울수준이 향후 사회적 관계 수준을 예측하지 못하였다. 이러한 결과를 토대로 사회적 관계와 우울의 관계는 연령집단에 따라 다른 양상을 보인다고 볼 수 있다. 다시 말해, 노인이 되기 전 연령대의 경우, 사회적 관계 수준이 우울에 선행하는 일방향적인 관계를 형성하지만, 노인이 되고 난 후 연령대에서는 우울 수준이 사회적 관계 수준에 유의한 영향을 주는 상호인과적 관계가 형성된다는 것이다. 이는 우울증상이 사회적 유대감에 부적 영향을 미쳐 사회적 관계가 악화될 수 있다는 선행연구(전근성, 2017; Rosenquist et al., 2011)와 일치한다. 특히 고령층은 기존의 사회적 관계망이 축소되거나 새로운 관계를 형성하기 어렵다는 점을 고려했을 때(김주희, 2011; 장수지, 2011), 우울로 인해 현재 사회적 관계가 악화될 경우 이를 다른 사회적 자원으로 보완·대체하기 힘들다는 해석이 가능하다. 반면 중년층의 경우, 이러한 보완이 상대적으로 용이해 우울의 영향력이 유의하지 않게 나타

났을 수 있다.

## 2. 결론

이상의 분석결과를 토대로 본 연구가 지니는 의의는 다음과 같다. 첫째, 학술적인 관점에서 본 연구의 결과는 중·고령자의 우울과 사회적 관계를 주제로 한 연구에 기여할 수 있다. 기존의 대다수의 국내외 선행연구는 주로 횡단 자료를 활용하여 두 변수 간의 상관성을 검증하거나(정주원, 조서연, 2013; 박선영, 이충기, 2016), 종단연구인 경우에도 두 변인 간의 인과관계를 명확히 밝히는데 한계를 지니고 있었다. 즉, 단순히 두 변수간의 일방적 관계를 밝히는데 초점을 두고 사회적 관계가 우울을 예측하는지(정순돌, 구미정, 2011 임정연 등, 2016) 혹은 우울이 사회적 관계의 선행요인이 되는지를 검증하여 온 것이다(Lakey & Dickinson, 1994; Matt & Dean, 1993). 특히, 우울이 사회적 관계에 미치는 효과에 대한 연구는 아직까지 많이 부족한 실정이다. 본 연구는 자기회귀교차지연모형을 활용하여, 선행연구의 방법론적 한계를 극복하고, 두 변인 간의 상호인과성을 경험적으로 도출하였다. 이로써 일면적 관계(unilateral relationship)에서 고려되던 사회적 관계와 우울에 대한 확장시켜 논의할 수 있는 기반을 마련했다는 함의를 지닌다.

둘째, 본 연구는 노인연령을 전후로 하여 노인진입 전 단계인 중년층집단과 노인진입 후 단계인 고령층을 비교하는 연구모형을 설계하였다. 연구결과에 따르면, 우울이 사회적 관계에 미치는 교차지연효과가 연령집단별로 다른 양상을 보이는 것으로 확인되었다. 중년층 집단에서 이전시점의 우울이 이후시점의 사회적 관계 수준에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것과 대조적으로, 고령층 집단에서는 우울이 이후시점의 사회적 관계에 통계적으로 유의한 효과를 지니고 있었다. 이러한 결과는 사회적 관계와 우울 간의 방향성이 연령집단별로 달라짐을 밝히는 동시에, 고령층에게 우울이 향후 사회적 관계에 주요한 예측요인으로 작용한다는 것을 드러내는 결과이다.

위와 같은 의의에도 불구하고, 본 연구는 몇 가지 다음과 같은 한계점을 지니고 있다. 첫째, 본 연구에서는 사회적 관계를 측정함에 있어, 가족관계와 사회적 친분 관계 만족도라는 주관적 영역의 지표를 활용하였다. 스스로가 인지하는 만족도가 사회적 관계 수준에 대한 지표로 보편적으로 활용되고 있지만(전근성, 2017; Calvete, Hayas, &

Barrio, 2018), 양적변인(전화통화 횟수, 방문횟수) 등 객관적인 수준에서 사회적 관계에 대한 지표를 함께 고려하여 좀 더 면밀하게 사회적 관계와 우울 사이의 관계를 분석할 필요가 있다. 둘째, 후속연구에서는 성별을 고려하고 사회적 관계와 우울 사이의 매개 변수 등 다양한 통계 변수를 분석모형에 포함할 필요가 있다. 기존의 선행연구에서는 중·고령층 우울과 사회적 관계의 수준이 성별에 따라 다르게 나타난다고 제시하고 있다(하정화, 정은경, 정은석, 2015; 박소영, 2018). 특히, 여성노인의 경우 우울수준이 더 높게 나타난다는 점을 고려했을 때 성별효과를 검증할 필요성이 대두된다. 또한 사회적 관계와 우울 사이의 관계에서 제3의 변수가 작용할 수 있는지 등을 확인할 수 있다.

끝으로 본 연구가 지니는 사회복지 정책적 함의는 다음과 같다. 첫째, 한국은 높은 자살률 및 우울(건강보험심사평가원, 2016)과 독거노인의 수의 가파른 증가(서울연구원, 2014)로 인해 노년기 정신건강 및 사회적 건강에 대한 각별한 관심이 요구되고 있다. 즉, 정책적인 관점에서 중·고령자의 정신건강과 사회적 건강에 적절한 중재서비스를 제공하는 프로그램의 개발과 보급이 절실한 시점이다. 이 때, 본 연구에서 밝힌 사회적 관계와 우울의 종단적 상호방향성에 대한 결과는 정책수립 및 프로그램 기획의 기초 자료로서 활용될 것으로 기대된다. 둘째, 실천현장에서 우울과 사회적 관계에 대한 사회복지 프로그램 개발 시 목표대상의 명확화와 집중화에 대한 근거로 활용될 수 있다. 본 연구에서는 노인집단의 경우 우울이 이후시점의 사회적 관계에 유의한 영향을 미친다는 점을 밝혔다. 이러한 결과를 통해 노년기 우울과 사회적 관계에 대한 중재방안을 도모할 때, 두 변인을 동시에 고려하여 함께 예방 및 치료가 가능한 프로그램 개발을 할 수 있다. 노인의 우울증은 다른 연령대와 상이한 양상을 보이기 때문에(유재순, 김현숙, 연현진, 2014) 중재방법이 또한 달라야 함에도 불구하고, 중·고령층을 대상으로 개발된 기존의 다양한 우울 중재 프로그램들은 연령에 따른 특성에 대한 고려가 부족한 실정이다. 특히 고령층을 대상으로 우울 중재 전략 수립 시, 참여구성원 간의 상호작용을 장려하여 사회적 자원도 함께 개발시킬 수 있는 집단 프로그램이 개별 프로그램보다 더욱 효과적일 것으로 기대된다. 또한 단일중재보다는 두 가지 이상의 중재방법을 결합한 복합 중재수단(예: 운동 및 상담)을 통해 우울 감소와 더불어 사회적 자원 강화를 함께 도모할 수 있다.

## 참고문헌

---

- 김미점. (2015). 성별에 따른 노인의 우울 특성 연구. 대한고령친화산업학회지, 7(2), pp.1-6.
- 김수진, 김세영. (2013). 중년여성의 부부친밀감, 우울과 갱년기 증상의 관계. 여성건강간호학회지, 19(3), pp.176-187.
- 김영범, 박준식. (2004). 한국노인의 가족관계망과 삶의 만족도: 서울 지역 노인을 중심으로. 한국노년학, 24(1), pp.169-185.
- 김주환, 김민규, 홍세희. (2009). 구조방정식 모형으로 논문쓰기. 서울: 커뮤니케이션북스.
- 김주희. (2011). 농촌 여성의 사회적 관계의 변화. 농촌사회, 21(2), pp.7-48.
- 김진현. (2015). 노년기 사회자본의 차이가 우울궤적에 미치는 영향. 한국사회복지학, 67(3), pp.181-201.
- 박소영. (2018) 노인의 건강 특성과 사회적 관계망이 우울 증상 수준에 미치는 영향: 성별 조절 효과를 중심으로. 보건사회연구, 38(1), pp.154-190.
- 서울연구원. (2014). 점점 빨라지는 고령화, 서울시 노인은 무엇이 부족할까?. 인포그래픽스 94.
- 신경림, 김정선. (2003). 노인 여성의 스트레스와 우울 간의 관계 연구. 노인간호학회지, 5(1). pp.29-37.
- 양순미, 임춘식. (2006). 농촌노인들의 자살생각에 미치는 우울의 효과. 노인복지연구, 32. pp.377-396.
- 유경, 민경환. (2003). 노년기 정서 경험과 적응의 특성: 정서최적화. 한국심리학회지: 일반, 22(2), pp.81-97.
- 유재순, 김현숙, 연현진. (2014). 재가 취약계층 여성 노인을 대상으로 한 우울· 자살예방 프로그램의 효과. 한국산학기술학회 논문지, 15(5), pp.2882-2892.
- 유정현, 성혜영. (2009). 노년기 우울에 대한 가족관계 만족도의 중재효과. 한국노년학, 29(2), pp.717-728.
- 이민수, 최윤경, 정인과, 곽동일. (2000). 한국 어느 도시지역의 노인성 우울증 역학조사. 노인정신의학, 4, pp.154-163.

- 이정애, 김지미. (2010). 노인의 우울과 건강수준과의 관련성. *한국노년학*, 30(4), pp.1311-1327.
- 이주연, 정혜정. (2015). 노년기의 부부관계 만족도와 우울의 종단적 상호관계-성별과 연령집단에 따른 차이를 중심으로. *상담학연구*, 16(4), pp.575-593.
- 이현주. (2013). 노년기 우울의 종단적 변화: 연령집단별 차이와 위험요인. *노인복지연구*, 61, pp.291-318.
- 이혜림, 명재석, 오설아, 최승원. (2016). 사회연결망이 노년기 우울에 미치는 영향. *한국심리학회지: 건강*, 21(4), pp.925-942.
- 장수지. (2011). 중, 노년기 배우자 사별 전후의 사회적 관계망 변화에 대한 종단연구. *한국노년학*, 31(4), pp.1083-1101.
- 전근성. (2017). 초기 노년기 우울의 변화와 사회적 관계의 시간효과. *노인복지연구*, 72(4), pp.239-263.
- 전해숙, 강상경. (2009). 노년기 우울궤적의 예측요인: 한국복지패널을 이용하여. *한국노년학*, 29(4), pp.1611-1628.
- 전해숙, 강상경. (2012). 연소노인과 고령노인 간 의료서비스 이용 예측요인의 연령차. *보건사회연구*, 32(1), pp.28-57.
- 정여진, 안정신. (2010). 연구 논문: 남성노인의 성공적 노화에 가족관계 변인이 미치는 영향. *한국노년학*, 30(2), pp.535-550.
- 정영숙, 조설애, 안정신, 정여진. (2012). 한국 노인의 삶의 의미 원천으로서 가족관계와 자기초월가치가 성공적 노화에 미치는 영향. *한국심리학회지: 발달*, 25(1), pp.19-41.
- 정영숙, 최진희. (2016). 배우자와 자녀에 대한 사회적 지원의 수혜/제공과 노인의 행복감 및 우울과의 관계. *사회과학연구*, 27(4), pp.235-264.
- 정효채, 석진홍, 박우성. (2013). 연령이 직무만족에 미치는 영향. *노동정책연구*, 13(2), pp.67-93.
- 최영. (2008). 독거노인의 경제수준, 건강상태, 사회적 지지가 우울에 미치는 영향. *사회과학연구*, 24(4), pp.103-123.
- 하정화, 정은경, 정은석. (2015). 노년기 인지기능 감퇴 정도에 따른 사회 활동 참여의 변화: 성별 차이를 중심으로. *사회복지연구*, 46(1), pp.5-30.

- 한국보건사회연구원. (2014). 2014년도 노인실태조사. 세종: 동 기관.
- 홍세희. (2000). 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. *한국심리학회지: 임상*, 19(1), pp.161-177.
- 홍세희, 박민선, 김원정. (2007). 인터넷 중독과 부모와의 의사소통 사이의 자기회귀 교차지연 효과 검증. *교육심리연구*, 21(1), pp.129-143.
- 홍세희. (2008). *잠재성장모형을 이용한 종단연구방법론*. 서울: 연세대학교 사회복지대학원.
- Achterberg, W., Pot, A. M., Kerkstra, A., Ooms, M., Muller, M., & Ribbe, M. (2003). The effect of depression on social engagement in newly admitted Dutch nursing home residents. *The Gerontologist*, 43(2), pp.213-218.
- Antonucci, T. C., & Jackson, J. S. (1990). The role of reciprocity in social support. In Sarason, B. R., Sarason, I. G., & Pierce, G. R. (Eds.), *Wiley series on personality processes. Social support: An interactional view* (pp.173-198). Oxford: John Wiley & Sons.
- Bandalos, D. L., & Finney, S. J. (2001). Item parceling issues in structural equation modeling. In Marcoulides, G. A. & Schumacker, R. E. (Eds.), *New developments and techniques in structural equation modeling* (pp.289-316). New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Blazer, D., Burchett, B., Service, C., & George, L. K. (1991). The association of age and depression among the elderly: an epidemiologic exploration. *Journal of Gerontology*, 46(6), pp.210-215.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. *Sage Focus Editions*, 154, pp.136-136.
- Byrne, B. M. (2001). Structural equation modeling with AMOS, EQS, and LISREL: Comparative approaches to testing for the factorial validity of a measuring instrument. *International Journal of Testing*, 1(1), pp.55-86.
- Calvete, E., las Hayas, C., & del Barrio, A. G. (2018). Longitudinal associations between resilience and quality of life in eating disorders. *Psychiatry Research*, 259, pp.470-475.

- Carstensen, L. L. 1992. Social and emotional patterns in adulthood: support for socioemotional selectivity theory. *Psychology and Aging*, 7(3), pp.331-338.
- Carstensen, L. L., Isaacowitz, D. M., & Charles, S. T. (1999). Taking time seriously: A theory of socioemotional selectivity. *American Psychologist*, 54(3), pp. 165-181.
- Chen, F., Bollen, K. A., Paxton, P., Curran, P. J., & Kirby, J. B. (2001). Improper solutions in structural equation models: Causes, consequences, and strategies. *Sociological Methods & Research*, 29(4), pp.468-508.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), pp.464-504.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), pp. 233-255.
- Fujisawa, D., Tanaka, E., Sakamoto, S., Neichi, K., Nakagawa, A., & Ono, Y. (2005). The development of a brief screening instrument for depression and suicidal ideation for elderly: the Depression and Suicide Screen. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 59(6), pp.634-638.
- Fung, H. H., Carstensen, L. L., & Lang, F. R. (2001). Age-related patterns in social networks among European Americans and African Americans: Implications for socioemotional selectivity across the life span. *The International Journal of Aging and Human Development*, 52(3), pp.185-206.
- Green, M. J., & Benzeval, M. (2011). Ageing, social class and common mental disorders: longitudinal evidence from three cohorts in the West of Scotland. *Psychological Medicine*, 41(3), pp.565-574.
- Han, S. H., Kim, K., & Burr, J. A. (2017). Friendship and depression among couples in later life: The moderating effects of marital quality. *The Journals of Gerontology: Series B*, 74(2), pp.222-231.
- 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), pp.1-55.
- Harada, N., Takeshita, J., Ahmed, I., Chen, R., Petrovitch, H., Ross, G. W., & Masaki, K. (2012). Does cultural assimilation influence prevalence and presentation of depressive symptoms in older Japanese American men? The Honolulu-Asia aging study. *The American Journal of Geriatric Psychiatry*, 20(4), pp.337-345.
- Jensen, M. P., Smith, A. E., Bombardier, C. H., Yorkston, K. M., Miró, J., & Molton, I. R. (2014). Social support, depression, and physical disability: age and diagnostic group effects. *Disability and Health Journal*, 7(2), pp.164-172.
- Kohout, F. J., Berkman, L. F., Evans, D. A., & Cornoni-Huntley, J. (1993). Two shorter forms of the CES-D depression symptoms index. *Journal of Aging and Health*, 5(2), pp.179-193.
- Kline, T. J. (2005). *Psychological testing: A practical approach to design and evaluation*. Sage Publications.
- Levesque, C., Zuehlke, A. N., Stanek, L. R., & Ryan, R. M. (2004). Autonomy and competence in German and American university students: A comparative study based on self-determination theory. *Journal of Educational Psychology*, 96, pp.68-84.
- Luppa, M., Sikorski, C., Luck, T., Weyerer, S., Villringer, A., König, H. H., & Riedel Heller, S. G. (2012). Prevalence and risk factors of depressive symptoms in latest life-results of the Leipzig Longitudinal Study of the Aged (LEILA 75+). *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 27(3), pp.286-295.
- Malmstrom, T. K., Andresen, E. M., Wolinsky, F. D., Schootman, M., Miller, J. P., & Miller, D. K. (2010). Urinary and fecal incontinence and quality of life in African Americans. *Journal of the American Geriatrics Society*, 58(10), pp.1941-1945.
- Matt, G. E., & Dean, A. (1993). Social support from friends and psychological distress among elderly persons: Moderator effects of age. *Journal of Health and Social Behavior*, 34(3), pp.187-200.

- Mehta, K. M., Yaffe, K., Langa, K. M., Sands, L., Whooley, M. A., & Covinsky, K. E. (2003). Additive effects of cognitive function and depressive symptoms on mortality in elderly community-living adults. *The Journals of Gerontology Series A: Biological Sciences and Medical Sciences*, 58(5), pp.461-467.
- Nguyen, A. W., Chatters, L. M., Taylor, R. J., & Mouzon, D. M. (2016). Social support from family and friends and subjective well-being of older African Americans. *Journal of Happiness Studies*, 17(3), pp.959-979.
- Pálsson, S. P., Östling, S., & Skoog, I. (2001). The incidence of first-onset depression in a population followed from the age of 70 to 85. *Psychological medicine*, 31(7), pp.1159-1168.
- Radloff LS. (1977). The CES-D scale: a self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1(3), pp.385-401.
- Rogers, R. G. (1996). The effects of family composition, health, and social support linkages on mortality. *Journal of Health and Social Behavior*, 37(4), pp.326-338.
- Rosenquist, J. N., Fowler, J. H., & Christakis, N. A. (2011). Social network determinants of depression. *Molecular psychiatry*, 16(3), pp.273-281.
- Sachs-Ericsson, N., Joiner, T., Plant, E. A., & Blazer, D. G. (2005). The influence of depression on cognitive decline in community-dwelling elderly persons. *The American Journal of Geriatric Psychiatry*, 13(5), pp.402-408.
- Selig, J. P., & Little, T. D. (2012). Autoregressive and cross-lagged panel analysis for longitudinal data. In Laursen, B., Little, T. D., & Card, N. A. (Eds.), *Handbook of developmental research methods* (pp.289-316). New York: Guilford.
- Stordal, E., Mykletun, A., & Dahl, A. A. (2003). The association between age and depression in the general population: a multivariate examination. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 107(2), pp.132-141.
- Tiedt, A. D. (2010). The gender gap in depressive symptoms among Japanese elders: evaluating social support and health as mediating factors. *Journal of Cross-cultural Gerontology*, 25(3), pp.239-256.
- Tsai, Y. F., Yeh, S. H., & Tsai, H. H. (2005). Prevalence and risk factors for

- depressive symptoms among community dwelling elders in Taiwan. *International Journal of Geriatric Psychiatry: A Journal of the Psychiatry of Late Life and Allied Sciences*, 20(11), pp.1097-1102.
- Unsar, S., & Sut, N. (2010). Depression and health status in elderly hospitalized patients with chronic illness. *Archives of Gerontology and Geriatrics*, 50(1), pp.6-10.
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Method*, 3(1), pp.4-70.
- Wu, Z., Penning, M. J., Zeng, W., Li, S., & Chappell, N. L. (2015). Relocation and social support among older adults in rural China. *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 71(6), pp.1108-1119.

최은영은 경희대학교 친고령특성화대학원 노인학 석사학위를 받았으며, 현재 University of Southern California에서 Gerontology(노인학) 박사과정에 재학 중이다. 주요 관심분야는 노년기 적응 및 주관적 노화이며, 현재 노년기 개인적·사회적 자원과 노화에 대한 심리학적 접근을 연구하고 있다.

(E-mail: choieuny@usc.edu)

엄사랑은 경희대학교 친고령특성화대학원 노인학과 석사학위를 받았으며, 현재 동 대학원 박사과정에 재학 중이다. 주요 관심분야는 노년기 건강노화, 이동성(mobility), 사회관계망, 돌봄기술, 노인정책 등을 연구하고 있다.

(E-mail: umlove91@khu.ac.kr)

# The Longitudinal Bidirectional Relationship between Social Relationship and Depression in Korean Middle-Aged and Older Adults: An Autoregressive Cross-Lagged Model

**Choi, Eun Young**

(University of Southern California)

**Um, Sarang**

(Kyung Hee University)

---

Prior research has reported that the relationship between quality of social relationships and depression is reciprocal among middle-aged and older adults. However, little is known about a bidirectional relationship over time. To address this research gap, this study aims to investigate (1) a bidirectional relationship between social relationships and depression among middle-aged and older adults, and (2) whether there are significant differences between the age groups. Using 4-year data (2014-2017) from Korea Welfare Panel Study, a nationally representative longitudinal survey, a total of 2,573 Korean participants (1,147 middle-aged adults aged 55-64 and 1,426 the young-old aged 65-74) was selected. Autoregressive cross-lagged modeling was performed. The Center for Epidemiologic Studies Depression scale was used to measure depression. The quality of social relationships was assessed by a composite score of two Likert-scale items (satisfaction with family and friends relationship). The model showed adequate fit indices (RMSEA = .040, CFI = .957). The results revealed that there are significant differences between two age groups in the reciprocal association of social relationships with depression. The negative lagged effect of quality of social relationships on depression over the four years was significant in both groups. However, the negative lagged effect of depression on the quality of social relationships was only significant in the young-old, suggesting that higher levels of depression predicts lower levels of social relationships.

---

**Keywords:** The Middle-Aged, The Young-Old, Depression, Social Relationship, Auto-Regressive Cross-Lagged Modeling