

# 정주환경 포용성이 고령층의 정신건강에 미치는 효과

이새롬\* · 박인권\*\*

## The Effect of Settlement Inclusivity on Older People's Mental Health

Lee, Sae Rom\* · Park, In Kwon\*\*

**국문요약** 본 연구는 고령층의 사회적 배제와 이로 인한 삶의 질 저하를 극복하기 위해 '정주환경 포용성'을 개념화하고 이를 분석틀로 하여 고령자 정신건강에 미치는 영향을 실증적으로 규명하는 것을 목적으로 한다. 주거지 인근 환경은 일상생활이 시작하는 장소이자 사회적 관계가 맺어지는 공간으로 생활 범위가 좁은 고령자에게 특히 중요하다. 따라서 본 연구에서는 고령자를 대상으로 하는 포용의 공간 범위를 주택을 중심으로 하는 정주환경으로 삼았다. '정주환경 포용성'은 지역사회의 구성원으로서 통합의 기회를 제공하는 사회적 영역과 주택 내외의 환경에서 안전하게 생활하고 기본적인 서비스에 쉽게 접근할 수 있는 공간적 영역을 포괄하는 개념으로 상호의존, 참여, 안전성, 접근성의 네 가지 차원으로 구성하였다. 2017년도 노인실태조사를 활용하여 개인 및 정주환경의 속성이 고령자 우울 증상 수에 미치는 영향을 영과잉-음이항회귀모형으로 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 정주환경의 사회적 포용성에 해당하는 지역사회관계망과 사회활동 참여 수준이 우울감을 완화하는 효과가 유의하게 나타난다. 둘째, 정주환경의 공간적 포용성 요인 중 근린환경 만족도와 대중교통시설·구매시설에 대한 우수한 접근성은 우울감의 심화에 부의 영향을 미치는 것으로 확인된다. 셋째, 포용적 정주환경의 공간적 영역과 사회적 영역 사이의 상호조절효과가 유의한 것으로 나타난다. 즉 지역사회관계와 참여가 우울증상의 심화에 미치는 영향은 고령친화형 주택 및 안정적 점유에 의해 강화되는 것으로 분석된다. 분석 결과는 정주환경 포용성이 다면적일 뿐 아니라 복합적으로 고령자의 정신건강에 긍정적인 효과를 미치고 있음을 실증하며, 고령자의 심리적 안녕을 제고하기 위한 도시 계획 및 정책에 시사점을 제공한다.

**주제어** 고령층, 우울 증상, 정신건강, 정주환경 포용성

**Abstract:** This study aims to conceptualize *the settlement inclusivity* for overcoming social exclusion and the decline in quality of life of older people and to examine its effects on their mental health. The concept of *the settlement inclusivity* for older people focuses on the immediate environment around the place where they live. We proposed two domains for the conceptual framework; social domain that provides opportunities for community cohesion; spatial domain that provides security of residential area and access to basic services within walking distance. The social domain was represented

\* 서울대학교 환경대학원 환경계획학과 박사수료(주저자, slee8@snu.ac.kr)

\*\* 서울대학교 환경대학원 환경계획학과 교수(교신저자, parkik@snu.ac.kr)

by participation and interdependence, while the spatial domain by security and accessibility in *the settlement inclusivity*. Zero-inflated negative binomial regression model was constructed with 2017 National Survey of Older Koreans data to analyze the factors influencing depressive symptoms of older adults. The empirical results demonstrate that increased level of neighborhood network and social participation is associated with a decrease in the number of depressive symptoms. In addition, higher satisfaction in neighborhood environment and good accessibility to public transport/stores are associated with fewer depressive symptoms. Finally, housing condition and home ownership have a moderating effect on the relationship between social network/participation and depressive symptoms level, whereas they have no direct effects on depressive symptoms. This study demonstrates multi-dimensionally and mutually significant associations between settlement inclusivity and depressive symptoms for older people providing implications for urban planning and policies to improve mental well-being of older population.

**Key Words:** Older people, Depressive symptoms, Mental health, Settlement Inclusivity

## 1. 서론

우리나라의 65세 이상 고령 인구 비율은 2020년 기준 평균 16.1%이며(통계청, 2020), 매우 빠른 속도로 고령화가 진행되어 그 비율은 계속해서 늘어날 것으로 예상된다. 이에 따라 생애 후반기의 삶과 건강에 대한 사회적 관심이 크게 증가하고 있으며 고령사회를 대비한 정책의 필요성이 강조되고 있다. 고령층은 신체적 노화로 인한 건강 문제 뿐 아니라 사적·공적 소득의 부족과 안정적 일자리의 부재로 인해 경제적으로 취약하고 사회적 관계가 크게 축소되는 등 다양한 문제에 직면하게 된다. 이와 같이 고령층이 경험하는 취약 상황은 복잡적, 다층적이기 때문에 사회적 배제 개념을 통해 그 속성이 설명되고 있다(Scharf et al., 2005). 또한 가족 구조의 변화로 인해 혼자 사는 고령자 비율이 크게 증대되고 있어 사회적 배제 상황에서 개인이나 가구 스스로 벗어날 만한 여건이 부족한 경우가 많을 것으로 예상된다.

이와 같은 복합적인 어려움은 우리나라 고령층의 심리적 안녕과 정신건강에서 위태로운 현실을 야기하고 있다. 통계청에 따르면 2017년 기준 65세 이상 고령자 5명 중 1명 이상에 해당하는 21.1%가 우울증상을 겪고 있는 것으로 확인된다(통계청, 2020). 또한 우리나라는 OECD 국가들 가운데 노년층 자살률이 가장 높

아서, 70대는 OECD 평균보다 2.9배, 80세 이상은 3.6배나 높은 것으로 나타나고 있다(중앙자살예방센터, 2020). 이러한 현실을 바탕으로 고령자 정신건강에 대한 사회적 해결의 필요성이 대두하는 상황이다.

한편 개인적 조건뿐 아니라 고령자를 둘러싼 환경이 건강하고 활기찬 노후를 보내는데 기여할 것이라는 시각에서 고령친화적 환경 조성의 중요성이 강조되고 있다. 고령층은 신체 기능의 저하와 활동 영역의 축소로 인해 다른 연령집단에 비해 주변 환경에 더 의존적이어서(Glass&Balfour, 2003), 지역의 자원이 풍부한 경우 개인의 역량 쇠퇴를 보완하는 역할을 할 수 있기 때문이다. 지역과 사회 차원의 특성이 고령자 건강에 미치는 영향에 대한 연구가 다양하게 이루어지고 있지만, 정신건강에 영향을 미치는 환경에 대한 실증적 증거는 신체건강과 관련한 연구에 비해 상대적으로 적으며 통합적, 다면적 분석을 시도하고 있는 연구도 부족한 편이다(Kim, 2008). 그러나 고령층의 삶의 질 제고는 신체적 건강 뿐 아니라 심리적 안녕이 수반되어야 가능하기 때문에 고령층의 정신건강과 지역 환경의 영향요인은 중요하게 다뤄져야 하는 문제이다.

본 연구에서는 고령층의 사회적 배제와 이로 인한 심리적 안녕의 저하를 극복하기 위하여 ‘포용성’ 개념을 통해 고령자 정신건강과 환경과의 관계를 밝히고자 한다. 즉, ‘정주환경 포용성’ 개념을 정립하고, 이것

이 고령자 정신건강에 미치는 효과에 대해 실증적 분석 결과를 제시하는 것을 연구의 목적으로 한다. 이를 위해 주거지 인근의 정주환경을 공간적 범위로 설정하고 고령자의 문제 상황에 집중하여 포용성의 차원을 구성하고 분석틀로 활용한다. 2017년도 노인실태조사를 활용하여 개인 및 정주환경 특성을 설명변수로, 우울 증상의 수를 종속변수로 구축한다. 분석 결과를 통해 고령자의 우울을 예방하고 심리적 안녕을 제고하기 위한 도시 계획 및 고령층 복지 정책 관련한 시사점을 도출하고자 한다.

## 2. 이론적 고찰 및 분석틀

### 1) 고령자의 사회적 배제와 포용도시

사회적 배제는 빈곤뿐만 아니라 사회, 문화, 정치 등 복합적이고 다차원적인 기회의 박탈을 의미하는 개념으로 알려져 있다. 은퇴 이후의 생애주기에 있는 고령층은 사회적 배제의 논의에서 간과되어 왔는데, 그 이유는 사회적 배제 관련한 다수의 연구가 경제활동인구를 대상으로 노동시장에서의 배제를 다루고 있는데 있다(Walsh et al., 2017; Scharf et al., 2005). 그러나 최근 사회적 배제가 노년층이 경험하는 복합적인 취약 상황을 설명하는데 적합한 개념으로서 인식되면서, 고령층에 집중한 사회적 배제 개념이 논의되고 있다(Scharf et al., 2005; Walsh et al., 2017; Tong et al., 2011; Lee&Chou, 2019). 고령자 대다수가 경제활동을 통한 소득 부재, 노화로 인한 신체 기능 저하, 은퇴로 인한 사회적 역할 상실 등으로 인해 다양한 기회의 축소를 경험하기 쉽기 때문이다. 또한 노년층은 다른 연령 집단에 비해 한번 사회적 배제에 처하게 되면 더 오랜 기간 경험하고(Walsh et al., 2017), 여러 유형의 배제를 둘 이상 동시에 경험하는 다중 배제(multiple exclusion)의 위험이 큰 것으로 알려져 있어(Scharf et al., 2005) 관심의 대상이 되기에 충분하다.

그 함의의 중요성에도 불구하고 고령층의 배제에 관한 체계적 논의가 부족함을 지적하면서 Walsh et

al.(2017)는 여러 관련 연구들을 종합하여 고령층의 사회적 배제를 통합하는 개념을 제시하고 있다. 이는 물질/서비스/사회관계/참여/근린/사회문화의 6개 영역으로 구성되는데, 물질로부터의 배제는 저소득과 필수재의 결핍을 의미하고 사회적 관계로부터의 배제는 고립과 외로움, 사회적 지지의 부족을 의미한다. 시민 활동으로부터의 배제는 사회적 활동, 커뮤니티 활동에서의 미참여를 의미하며 서비스 배제는 의료와 복지, 대중교통 등의 서비스의 결핍을 의미한다. 마지막으로 근린 배제는 근린에 대한 부정적 인식, 근린시설의 불충분으로 구성되며, 사회문화적 배제는 고령층에 대한 차별과 문화적, 인종적 차이에 대한 불인정 등을 의미하고 있다. 이 같은 개념 틀은 고령층이 경험하는 배제의 다양한 유형을 종합하였다는 의의가 있으나 사회적 배제가 연유하는 장소로서 근린/도시/국가 등 지리적, 공간적 층위를 구분하고 있지 않다는 한계가 있다.

한편 사회적 배제를 해소하기 위한 대안으로 포용 도시에 대한 연구가 이루어지고 있다. 박인권(2015)은 도시에서 발생할 수 있는 사회적 배제를 극복해나가기 위한 비전으로서 포용도시 개념을 정립하고 있다. 기존의 사회적 배제에 관한 논의들에서 공간적 차원의 배제를 간과하였다고 지적하면서 가장 근본적인 요소로 공간적 포용(spatial inclusion)을 강조한다. 배제가 가장 극명하게 드러나는 도시 스케일에 집중하고, 상호의존성(interdependence)과 참여(participation)를 더해 포용도시의 세 가지 핵심 차원을 제시하고 있다. 이에 따라 포용도시는 “모든 거주민이 사회의 일원으로서 기본적인 삶을 영위할 역량을 갖추고, 정치, 경제, 사회, 문화 등 모든 삶의 영역에서 공식적으로나 비공식적으로 상호의존하며, 각종 의사결정 과정과 시민사회의 다양한 활동에서 배제되지 않고 참여하고, 이들을 뒷받침할 공간적 개방성을 갖춘 도시”로 정의된다(박인권·이민주, 2016). 포용을 위한 공간적 조건으로서 저렴한 주거, 외부와의 상호작용, 다양한 계층 간 공간적 분리 방지 등으로 설명하고 있다(박인권·이민주, 2016). 그러나 이는 도시 규모에 초점을 맞추고 있으며 사회적 배제가 일어나는 근린, 국가 등의 규모에서 포용성을 다루고 있지는 않다.

## 2) 고령자 정신건강과 환경의 영향

건강의 사회적 결정요인에 관한 논의가 시작된 이래로(Dahlgren&Whitehead, 1991) 연령, 성별 등 개인 특성과 독립적으로 환경적 특성이 정신건강에 영향을 미치고 있다는 연구가 이루어지고 있다(Kim, 2008; Silva et al., 2016; 고정은·이선희, 2012). 우울은 고령층이 가장 흔히 겪는 정신적 문제로 질병과 회복, 사망률 등 신체 건강에 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 뿐만 아니라 우울 증상은 삶의 주관적 인식을 측정한다는 점에서 심리적 안녕감을 대변하는 변수로 이해되며(이형석 외 2003; Coleman et al., 1995) 보건학, 사회학, 도시계획학 등 다양한 분야에서 활용된다. 노화와 은퇴 등으로 인해 흔하게 나타나는 고령 우울은 유전적 소인이 없는 반응성 우울감인 경우가 대다수여서 지역과 사회의 환경적 영향이 강조된다(김수린 외, 2018에서 재인용).

우울 증상에 영향을 미치는 지역환경 요인으로 활발하게 연구되어 온 것은 근린의 사회경제적 수준이다. Kubzansky et al.(2005)은 개인 특성과 독립적으로 근린의 맥락이 고령층 우울에 미치는 영향을 확인한 연구에서, 근린의 저소득층 비율은 우울을 유의하게 증가시키고 고령인구 비율과 고소득층 비율은 우울을 유의하게 감소시키며, 유색인종 비율과 5년 이상 거주자 비율은 유의미한 영향이 없는 것으로 분석하였다. 이러한 결과는 사회경제적으로 열악한 지역에서 범죄 등 개인의 스트레스를 높일 만한 경험이 많고 부정적 경험이 발생할 경우 대처할 만한 자원을 제공하기 어렵기 때문으로 설명되고 있다(Kubzansky et al., 2005; Beared et al., 2009). 국내 연구에서는 기초생활수급자비율(주수산나 외, 2018), 범죄율(고정은·이선희, 2012) 등이 고령자 우울에 부정적인 영향을 미치는 것으로 분석된 바 있으나 이들은 자료의 한계로 인해 시도 혹은 구 단위로 분석되어 고령자 우울에 미치는 지역의 영향을 정교하게 포착한 결과로 이해하기에는 한계가 있다.

사회적 환경이 우울에 미치는 영향과 관련하여 사회적 네트워크, 사회적 지지, 참여 등의 보호적 역할이

논의되고 있다(Schwarzbach et al., 2014). Sugisawa et al.(2002)은 배우자·자녀와 동거 여부/친구·이웃·친척과 왕래 빈도/커뮤니티 활동 참여 빈도로 측정된 사회적 유대(social tie)가 미국과 일본의 고령층 우울에 미치는 영향을 살펴본 결과, 배우자 효과와 왕래 효과는 모든 고령자에게 유의했으며 자녀 동거의 효과는 일본에서만 유의한 것으로 확인하였다. Glass et al.(2006)은 사회참여가 사회 네트워크와 독립적으로 우울에 미치는 긍정적 영향을 밝히는데 집중하였다. 폭넓게 측정된 사회참여가 활발할수록 우울의 위험이 적을 뿐 아니라 시간에 따른 우울의 증가 폭을 감소시키는 것을 확인하였다. 사회적 관계의 질적인 측면을 설명하는 사회적 지지(social support) 관련해서 Lee&Chou(2019)는 사회적 배제 상태에 있는 고령자에게 사회적 지지의 크기가 클수록 우울 위험이 감소하는 효과가 있는 것을 확인하였다.

한편 물리적 환경과 정신건강과의 관계에 대한 연구는 물리적 환경과 신체건강 관련한 연구가 활발하게 진행된 데 비해 상대적으로 많지 않은 편이다(Kim, 2008; Saarloos et al., 2011). Guite et al.(2006)은 주거 환경 특성과 정신적 안녕과의 관계를 분석한 결과, 정신적 안녕이 낮을 위험은 좁은 주택 면적, 근린의 소음, 시설 접근성 불만족, 범죄 두려움이 클수록 유의하게 높은 것으로 확인했다. 김동배·유병선(2013)은 안전, 쾌적, 편의 등 근린환경에 대한 종합적 인지가 부정적일수록 고령층 우울이 증가하는 직접효과 및 사회적 관계가 감소하는 경로를 통해 우울이 증가하는 부분매개효과가 유의함을 밝혔다. 또한 Galea et al.(2005)은 주택 내외부 환경의 질이 낮을 때 우울의 위험이 더 크며, 전반적으로 외부환경 보다는 내부 환경의 영향이 더 큼을 확인했다.

다양한 서비스를 제공하는 시설들이 생활권 내에 존재하는 것은 중요한 요인이거나, 정신건강에 미치는 효과에 대해 실증적으로 밝혀진 바는 많지 않다. Kubzansky et al.(2005)은 근린 시설을 1)카페, 도서관, 쇼핑센터 등 사회적 교류를 제고하는 시설 2)병원, 약국 등 건강 서비스 시설 3)주류 판매점 등 비선호 시설로 분류하여 고령층 우울에 미치는 영향을 살펴본

다. 양호한 시설 접근성이 우울의 완충 효과를 보일 것을 예상하였으나 모든 시설에서 유의한 효과가 나타나지 않았다. 반면 박근덕 외(2017)의 연구에서는 근린 생활시설과 대중교통 서비스 밀도가 우울의 위험을 줄이는데 긍정적인 영향을 미치는 것으로 확인되었다. Berke et al.(2007)은 거주지를 중심으로 시설까지 거리, 블록 사이즈, 보도 특성 등을 종합적으로 측정한 보행성(walkability)은 남자 고령자의 우울에만 유의한 영향을 미치는 것으로 확인하였다. 전반적으로 우수한 보행환경은 집에서 목적으로 갈 기회를 늘려서 사회적 연결을 강화하는 효과가 있기 때문에 설명하고 있지만, 구체적으로 어떠한 요소가 효과를 내는 것인지는 확인할 수 없다. 반면 Saarloos et al.(2011)은 건조 환경의 보행성/가로연결도/주거밀도/토지이용 혼합 중 토지이용혼합만이 유의하게 우울에 영향을 미치는 것으로 확인했는데, 용도혼합이 오히려 우울의 위험을 높이는 것으로 나타났다. 용도혼합은 보행 활동을 높이지만, 동시에 지역의 혼잡도를 높여 스트레스로 작용한 결과로 해석하였다. 이 같은 연구들은 근린 시설에의 우수한 접근성과 양호한 보행환경이 고령층 정신건강 미칠 긍정적 영향에 대해 개념적인 가능성을 제기하고 있지만(Kubzansky et al., 2005; Stahl et al., 2017; Kim, 2008), 실증적 증거는 부족한 편이다.

앞에서 살펴본 대로 지역의 사회적, 물리적 환경 각각은 고령자 우울에 중요한 결정요인임을 알 수 있으나, 양자 모두를 고려하여 통합적인 영향을 살피는 연구는 많지 않다. Tong et al.(2011)은 주관적 경제상태, 주택상태, 사회적 관계, 시민 참여의 네 가지 차원에서 살핀 사회적 배제가 중국의 독거 고령자 우울에 미치는 영향을 종합적으로 분석하였다. 그 결과, 물질적 측면인 소득과 주택상태는 우울에 유의한 영향을 미치고 있었으나, 사회적 측면에서는 외로움을 제외한 모든 변수가 유의하지 않았다. 반면에 Stahl et al. (2017)은 근린의 사회적 환경의 질이 우울에 미치는 효과는 유의한 반면 물리적 환경의 질의 영향은 유의하지 않은 것으로 확인하였다. 그러나 이들 연구는 한정된 표본을 대상으로 하고 있고 사회적, 물리적 환경을 나타내

는 변수가 제한적이며 상반되는 연구 결과를 나타내고 있다.

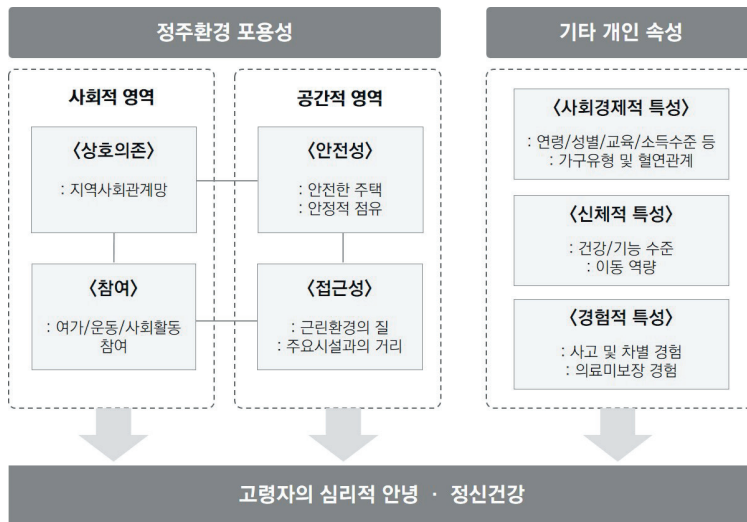
### 3) 정주환경 포용성의 개념 및 분석틀

본 연구에서는 박인권(2015)의 포용도시 개념을 참고하되 ‘고령층’의 사회적 배제를 극복하기 위한 ‘정주환경 포용성(settlement inclusivity)’ 개념을 설정하고자 한다(그림1).

본 연구는 포용성의 공간적 범위를 미시적으로 파악하고자 정주환경으로 설정하고 고령자의 특수성을 고려한다는 점에서 차별적이다. 여기에서 정주환경은 거주지를 중심으로 한 인근 환경(immediate environment)으로서 고령자가 대부분의 시간을 보내는 일상생활의 배경이다. 고령층은 신체기능 및 이동능력의 저하로 생활 배경이 축소되고 지역사회에서 더 오랜 시간을 보내기 때문에 근린 환경의 영향에 민감한 것으로 알려져 있다(Glass&Balfour, 2003; Scharf et al., 2005). 또한 고령층이 겪는 배제는 사회적 관계에서 발생하는 것이 가장 빈번한데(Scharf et al., 2005), 이 차원의 배제는 도시 단위보다 미시적으로 접근하는 것이 더 효과적이다(Murie&Musterd, 2004; 박인권, 2015).

정주환경은 거주가 벌어지는 장소적, 물리적 영역이자 사회관계가 시작되는 사회적 영역을 모두 포함한다. 따라서 정주환경 포용성은 <그림 1>과 같이 ‘사회적 영역’과 ‘공간적 영역’의 두 개의 영역에서 네 개의 차원을 포괄하는 것으로 제시한다. 정주환경 포용성의 사회적 영역은 지역사회 구성원으로서 통합과 소속을 의미하며 ‘상호의존’과 ‘참여’의 두 차원으로 구성된다. 정주환경 포용성의 공간적 영역은 고령자의 공간적 배제와 고립을 방지를 의미하면서 ‘안전성(security)’과 ‘접근성(accessibility)’의 두 차원으로 구성된다.<sup>1)</sup> 즉, 주택 내에서의 안전한 거주와 주택 밖에서 다양한 자원과 기회에 대한 물리적 장벽이 적은 환경을 의미한다.

먼저 정주환경 포용성의 사회적 영역 중 ‘상호의존’ 차원에서는 주거지를 기반으로 한 지역사회관계에 초



〈그림 1〉 '정주환경 포용성' 개념과 연구의 분석틀

점을 맞추고자 한다. 가까이에 거주하고 있는 이웃은 멀리에 위치하는 가족, 친지보다 더 자주 왕래할 수 있다는 점에서 중요한 사회적 관계이다. 더욱이 외부로의 통행이 자유롭지 않은 고령자에게 지역사회관계가 심리적 위안과 지지의 중요한 원천이기도 하다. 따라서 고령층의 지역사회 관계에서의 위축은 사회적 고립 위험을 높여 어려움이 생겼을 때 대처할 수 있는 자원이 부족한 문제로 연결될 수 있다(박미진, 2010).

다음으로 '참여' 차원에서는 선거나 정치활동 뿐 아니라 친목, 여가, 운동 등을 포함한 거의 모든 종류의 사회활동으로 이해하고자 하는데, 이는 활동성이 적은 고령자에게 집 밖에서 하는 모든 일상적 활동이 사회적 교류와 신체 활동의 기회로서 의미 있는 행위이기 때문이다(Sugiyama&Thomson, 2007). 다양한 활동의 참여로 인해 얻게 되는 성취감과 자립심, 소속감은 사회적 역할이 축소된 고령자에게 중요한 긍정적 경험일 수 있다.

정주환경 포용성의 공간적 영역 중 '안전성' 차원은 신체적 제약이 많은 고령자에게 최소한의 조건이다. 안전은 활동적 노화(active aging)를 위한 핵심 요소로서 강조되고 있는데(WHO, 2002), 주택 안팎에서 안전하지 못한 환경은 고령자를 신체적, 심리적으로 위축시키고 사회적 관계와 참여 활동에도 소극적으로 만

들 수 있기 때문이다. 주택에서 발생할 수 있는 불안전 요인은 비자발적인 퇴거, 그리고 최소한의 주거환경을 갖추지 못한 주택으로 파악되므로, 주택에서의 포용성은 안전한 주택에서 안정된 거주를 의미한다.

마지막으로 '접근성' 차원은 근린환경에서 병원, 버스 정류장 등 일상생활을 영위하는데 필요한 시설에 쉽게 접근한가를 의미한다. 접근성의 제약은 사회적 활동을 축소시켜 사회적 배제가 발생하기 쉬운 조건을 형성하는데(UK Social Exclusion Unit, 2003), 특히 고령자는 집 근처에서 도보로 통행하는 경우가 많아 근린의 보행성이 중요하다. 주요 시설의 도보권 내 부재는 고령층에게 신선한 음식, 건강관리 등 기본적 서비스에 대한 제약을 의미하고 결국 누군가의 도움 없이 독립적인 생활이 어려운 상황으로 이어질 수 있다. 더불어 사회적 교류를 제공하는 시설이 근린 내에 풍부히 존재하면 사회적 자본을 강화하는 효과를 기대할 수 있다(Kim, 2008).

요약하면 포용적 정주환경은 “지역사회 관계가 긴밀하게 형성되어 있으며 주거지를 기반으로 다양한 활동에 참여할 수 있고, 안전한 주택에서 안정적으로 거주하면서 기본적 서비스에 쉽게 접근할 수 있는 환경”으로 정의 내릴 수 있다. 또한 이를 바탕으로 포용적 정주환경의 효용성을 밝히기 위해 고령자의 심리적 안

녕에 미치는 효과를 분석하는 준거 틀로서 활용하고자 한다.

고령자 정신건강에 영향을 미치는 환경 요인과 관련된 선행연구 중 다수는 사회적 환경과 물리적 환경 중 하나의 측면에서 그 영향을 확인하고 있으나, 이들 환경의 영향은 하나의 측면에 국한되는 것이 아니기 때문에 이를 종합하는 분석이 중요하다. 일부 연구에서 사회적, 물리적 환경을 모두 분석에 포함하고 있지만 표본의 대표성, 방법론 등의 한계로 인해 그 결과가 상반되고 있다. 따라서 본 연구에서는 정주환경 포용성 개념을 이용하여 사회적, 공간적 환경의 영향을 통합적으로 분석하고자 한다. 또한 사회적, 공간적 환경 간의 복합적인 작용을 확인하고 있는 연구는 찾아보기 어렵기 때문에 상호작용항을 통해 분석하고자 한다. 요약하면 본 연구는 공간적, 사회적 영역을 포괄하는 개념인 포용적 정주환경이 고령자의 우울 증상을 완화하는 효과를 통합적, 복합적으로 분석할 것이다.

### 3. 자료 및 분석 방법

#### 1) 분석 자료

본 연구에서는 정주환경 포용성과 고령자 정신건강 사이의 관계를 분석하기 위하여 보건사회연구원과 보건복지부에서 조사한 ‘2017년도 노인실태조사’를 활용하였다. 이는 노인에 대한 심층적 이해 및 노인 정책 수립의 기초자료로 활용하기 위해 노인복지법 제5조에 따라 2007년 이후 매 3년마다 조사되고 있다.<sup>2)</sup> 자료 수집은 전문조사원이 선정된 가구를 직접 방문하여 65세 이상 노인에게 대한 1대1 직접면접조사 방식으로 진행된다(정경희 외, 2017, p.36). 2017년 조사에는 총 10,299명이 참여하였고 그 중에서 대리응답하거나 일부 문항에 결측이 있는 272명을 제외한 10,027명을 최종 분석대상으로 선정하였다.

본 연구의 종속변수인 정신건강 상태와 관련하여 노인실태조사에서는 한국 단축형 노인우울척도(Korean version of the short form of Geriatric Depression

Scale: SGDS-K)를 사용하고 있다(정경희 외, 2017, p.314).<sup>3)</sup> 이는 지난 일주일간 생활에서 기분과 생각으로 구성된 질문에 대해 예/아니오로 대답하는 형식으로 측정된다. ‘현재의 생활에 대체로 만족하십니까’, ‘요즘 들어 활동량이나 의욕이 많이 떨어지셨습니까’ 등의 15개의 문항으로 구성된다.<sup>4)</sup> 부정 문항에 대해서는 역코딩하여 전체를 합산했을 때 점수가 높을수록 우울 수준이 높도록 하였다.

#### 2) 분석 방법: 영과잉-음이항회귀분석

본 연구에서 종속변수인 우울 증상의 수는 음의 값이 없는 가산자료에 해당된다. 많은 연구에서 이를 연속변수로 가정하여 선형회귀모형을 사용하거나, 범주형으로 변환하여 로지스틱모형을 사용하고 있다. 그러나 가산변수는 최소자승법(OLS)을 이용한 회귀모형을 적용하면 추정 결과가 왜곡될 수 있고, 범주형 변수로 변환하여 로지스틱 회귀모형을 사용할 경우 유용한 정보의 손실을 가져오기 때문에 적절하지 않다(Zaninotto&Falaschetti, 2011; Xu et al., 2017). 따라서 가산자료 분석의 정확도를 높이기 위해서 포아송 회귀모형이나 음이항 회귀모형이 활용되고 있다.

포아송 회귀모형에서는 평균보다 분산이 큰 과산포(over dispersion)가 존재할 때 모형 추정의 정확도가 떨어지는 문제가 발생한다. 이를 개선하기 위해 음이항(negative binomial) 회귀모형이 제안되었으며 오차항( $\epsilon_i$ )을 포함하여 과산포를 반영한다(Hoffmann, 2016). 본 연구에서 고령자  $i$ 가 우울증상의 수  $y$ 값을 취할 확률분포함수는 식(1)과 같으며, 음이항회귀모형은 식(2)와 같이 표현된다.  $\mu_i$ 는 고령자  $i$ 에 대한 우울 증상 수의 기댓값을 의미하고, 이는 설명변수  $x_i$ 들의 함수 형태로 표현될 수 있다.  $\alpha$ 는 과산포계수로 그 값이 0일 때 음이항회귀모형은 포아송회귀모형과 동일해지므로 음이항회귀모형의 적합성은  $\alpha$ 에 대한 우도 비검정을 통해 판정된다(Hilbe, 2014).

$$P(Y=y_i) = \frac{\Gamma(y_i + \alpha^{-1})}{\Gamma(y_i + 1)\Gamma(\alpha^{-1})} \left( \frac{\mu_i}{\mu_i + \alpha^{-1}} \right)^{y_i} \left( \frac{\alpha^{-1}}{\mu_i + \alpha^{-1}} \right)^{\alpha^{-1}} \quad (1)$$

$$\mu_i = E(Y|X) = \exp(\beta x_i + \varepsilon_i), \text{Var}(Y|X) = \mu_i + \alpha \mu_i^2 \quad (2)$$

영과잉(zero-inflated)-음이항회귀모형은 지나치게 많이 분포하는 0, 즉 과잉영(excess zero)의 문제를 해결하고 설명력을 증가시키기 위해 고안되었다(Hilbe, 2014; Hoffmann, 2016). 영과잉 모형은 종속변수의 0을 어떠한 영향요인에 의해서도 바뀌지 않는 절대영(certain zero)과 일반 0으로 구분하는데 본 연구에서는 우울 증상 발현 가능성이 없는 집단이 절대영 집단이다. 영과잉 모형은 식(3)과 같이 두 개의 하위모형으로 나누어 추정하는 전략을 따르는데, 하나는 종속변수가 1 이상의 값을 가진 집단에 대한 가산모형이고 다른 하나는 종속변수가 0일 때 절대영을 구분하기 위한 영팽창(inflate)모형이다. 영팽창 확률을 나타내는  $\phi_i$ 는 로짓연결함수에 의해 추정되며  $z_i$ 는 영과잉 공변량,  $\gamma$ 는 추정되어야 할 영과잉 계수의 벡터이다(Cameron&Trivedi, 1998). 식(3)에 식(1)을 대입하면 식(4)와 같다.

$$f(Y=y_i) = \begin{cases} \phi_i + (1-\phi_i)P(Y=y_i) & \text{for } y_i=0 \\ (1-\phi_i)P(Y=y_i) & \text{for } y_i \geq 1 \end{cases}$$

$$\text{when } \phi_i = \frac{\exp(z_i' \gamma)}{1 + \exp(z_i' \gamma)} \quad (3)$$

$$f(Y=y_i) = \begin{cases} \phi_i + (1-\phi_i) \left( \frac{\alpha^{-1}}{\mu_i + \alpha^{-1}} \right)^{\alpha^{-1}} & \text{for } y_i=0 \\ (1-\phi_i) \left( \frac{\Gamma(y_i + \alpha^{-1})}{\Gamma(y_i + 1) \Gamma(\alpha^{-1})} \right) \left( \frac{\mu_i}{\mu_i + \alpha^{-1}} \right)^{y_i} \left( \frac{\alpha^{-1}}{\mu_i + \alpha^{-1}} \right)^{\alpha^{-1}} & \text{for } y_i \geq 1 \end{cases} \quad (4)$$

본격적인 분석에 앞서 적합한 모형을 판별하기 위해 포아송회귀모형, 음이항회귀모형, 영과잉-포아송회귀모형, 영과잉-음이항회귀모형의 네 결과를 비교하였다. 그 결과 종속변수에 과산포와 과잉영이 존재하고, AIC와 BIC는 영과잉-음이항회귀모형에서 가장 작게 나타났다.<sup>5)</sup> 다른 연구에서도 영과잉-음이항회귀모형의 적합도가 가장 우수하게 나타나고 있고(양희진·윤희연, 2020; Zaninotto&Falaschetti, 2011) 특히 우울 증상 수를 종속변수로 하는 Xu et al.(2017)의

결과도 일치하고 있어, 최종적으로 영과잉-음이항회귀모형을 분석에 활용한다. 이 모형을 활용하는 연구에서는 혼합모형 속성을 활용하여 두 가지 측면의 위험요인을 분석하기도 한다(Xu et al., 2017; Zaninotto & Falaschetti, 2011; 장미희·박창기, 2012; 박성준, 2019). 즉, 가산모형을 통해 문제의 심화(severity)에 위험을 미치는 위험요인을 분석하고, 영팽창모형을 통해 문제가 아직 나타나지 않았지만 문제가 발생할 가능성 즉 잠재 위험군에의 영향요인을 2단계에 걸쳐 분석하는 것이다(Cheung, 2002). 본 연구에서도 영과잉-음이항회귀모형을 통해 우울 증상의 심화와 우울 발현 가능성의 두 가지 측면에서 위험 요인을 확인할 것이다.

### 3) 설명변수의 구성

고령자 우울의 영향 요인에 대한 통합적인 분석을 위해 2장에서 제시한 개념 틀과 선행연구를 바탕으로 정주환경 포용성 변수를 독립변수로 구성하고 기타 개인 속성 등을 통제변수로 포함하였다(표 1).

#### (1) 정주환경 포용성 변수

정주환경의 사회적 포용성 관련 변수는 ‘지역사회 관계망’과 ‘사회활동참여’로 구성하였다. 노인실태조사에서는 지난 1년간 친구·이웃·지인과의 왕래 및 연락 빈도, 가깝게 지내는(마음을 털어놓을 수 있는) 친구·이웃·지인의 수를 조사하고 있는데 이들을 합산한 점수를 ‘지역사회관계망’ 변수로 조작화하였다.<sup>6)</sup> 이는 사회관계의 양적이고 구조적인 측면에 해당하며(Schwarzbach et al., 2014), 점수가 높을수록 사회관계망이 넓고 접촉이 활발하도록 구성하였다. 지역사회관계망과 가족·친지 등에 기반한 관계망이 미치는 영향을 구분하기 위하여 ‘혈연관계망’을 별도로 변수화하였다. 고령자 정신건강을 다룬 여러 연구에서 혈연관계망과 비혈연관계망을 구분하지 않고 있지만(Beard et al., 2009; Sugisawa et al., 2002; Tong et al., 2011), 일부 연구에서는 혈연관계망과 독립적으로 친구·이웃과의 관계망이 우울을 완화하는 효과가



〈표 1〉 변수 및 기술통계

변수 (N=10,027)		Mean	S.D	Min	Max		
종속변수: 우울 증상의 수		4.14	4.10	0	15		
통제 변수	사회 경제적 특성	연령	74.44	6.21	65	106	
		남성	0.40	0.49	0	1	
		가구 유형	독거	0.25	0.43	0	1
			고령자부부	0.49	0.50	0	1
			자녀동거	0.22	0.41	0	1
			기타동거	0.04	0.19	0	1
		장애 유	0.12	0.32	0	1	
		보조금수급 유	0.07	0.25	0	1	
		교육 수준	무학	0.27	0.44	0	1
			초등학교	0.35	0.48	0	1
			중학교	0.16	0.37	0	1
			고등학교 이상	0.22	0.42	0	1
		직업 유	0.32	0.47	0	1	
		연간 가구소득(만원)	2407.50	2076.50	30	31500	
	지역	서울	0.09	0.30	0	1	
		수도권	0.23	0.33	0	1	
		광역시	0.28	0.45	0	1	
		기타	0.50	0.50	0	1	
	도시지역(동부)	0.66	0.47	0	1		
	혈연관계망	9.76	3.08	0	19		
신체적 특성	주관적 건강수준	2.92	0.98	1	5		
	만성질환 3개 이상	0.53	0.50	0	1		
	인지기능점수	25.00	3.89	5	30		
	ADL제한	0.07	0.26	0	1		
	IADL제한	0.26	0.44	0	1		
	동작 수준	하	0.36	0.48	0	1	
		중	0.31	0.46	0	1	
		상	0.34	0.47	0	1	
운전 제한	0.82	0.38	0	1			
통신기기활용 제한	0.43	0.49	0	1			
경험 특성	사고범죄 경험	0.16	0.37	0	1		
	차별 경험	0.05	0.22	0	1		
	의료미보장 경험	0.19	0.39	0	1		
사회적 포용성	지역사회관계망	11.08	4.61	0	20		
	사회활동참여	3.07	1.48	0	9		
정주 환경 포용성	공간적 포용성	주거안정(자가)	0.72	0.45	0	1	
		주택 상태	불편	0.09	0.29	0	1
			보통	0.85	0.36	0	1
			편리	0.06	0.23	0	1
		근린환경 만족수준	3.83	0.74	1	5	
		대중교통 접근성 우수	0.40	0.49	0	1	
		구매시설 접근성 우수	0.32	0.47	0	1	
		의료시설 접근성 우수	0.10	0.30	0	1	
커뮤니티시설 접근성 우수	0.10	0.30	0	1			

유의미함을 실증하고 있다(Lee&Chou, 2019; Chao, 2011). 또한 박경숙(2000)은 가족관계에 한정된 고령자보다 지역사회와 동시에 연계된 고령자의 생활만족도가 더 큼을 밝힌 바 있어, 지역사회관계망이 우울에 긍정적 역할을 할 것으로 예상가능하다.

‘사회활동참여’는 노인실태조사에서 조사하고 있는 10개의 활동 중 참여하고 있음으로 응답한 수를 합산하여 연속변수로 구성하였다. 본 연구에서 사회활동은 집 밖에서 외부인과의 마주침이 가능한 활동으로 폭넓게 정의하고자 학습/동호회/친목단체/정치사회단체/자원봉사/종교활동/경로당이용/복지관이용의 8개 활동에, 주 1회 이상 운동과 TV/라디오를 제외한 여가 문화활동을 포함하여 변수화하였다. 김용진·안건혁(2011)의 연구에서도 운동 및 여가문화활동을 사회활동 범주에 포함하고 있으며, Glass et al.(2006) 역시 여가 활동을 의미 있는 사회참여 활동으로 포함한 바 있다. 이 둘의 연구에서는 사회참여가 활발할수록 고령자 우울이 유의하게 낮은 것으로 분석한 반면, 유의한 효과를 확인하지 못한 연구도 존재한다(Sugisawa et al., 2002; Tong et al., 2011).

정주환경 공간적 포용성의 안전성과 접근성 차원을 설명하기 위해 주택수준에서 ‘주택상태’, ‘주거안정’ 변수를, 근린환경수준에서 ‘근린환경 만족도’, ‘도보접근성’의 변수를 구성하였다. 신체적 제약이 많은 고령자는 주택이 열악하면 낙상 등 위험에 노출될 가능성이 크고 독립적인 생활이 힘들기 때문에, 포용적 주택환경을 포착하기 위해 ‘주택상태’를 활용하였다. 노인실태조사에서는 조사원이 응답자의 주택상태를 직접 파악하여 노인을 배려한 설비가 있는 주택/노인이 생활하기에 불편한 주택/불편하지 않지만 배려한 설비가 없는 주택으로 표기하는데 이를 바탕으로 범주화하였다. 한편 비자발적인 주거 이동의 위험과 주거비부담은 자가보다 자가아닐 경우에 훨씬 크기 때문에 주거 안정을 간접적으로 포착하기 위한 변수로 자가 여부를 활용했다. 자가인 경우 거주자의 우울의 위험이 더 크고 주거비부담 증가에 따른 우울 발생의 위험도 더 큰 것으로 분석되고 있으며(강수진·서원석, 2019), 특히 고령층은 사회적 관계와 참여 등 다중 배제의 위

험이 더 높은 것으로 알려져 있다(Scharf et al., 2005). 이에 따라 자가인 경우는 ‘주거안정’으로 나머지 전세, 월세 등은 불안정으로 구분했다.

근린환경의 질을 포착하기 위해서 ‘거주지 위치를 포함한 주거환경 전반의 만족도’에 대한 질문에 5점 리커트 척도로 응답한 결과를 활용하였다. 집 밖에서의 활동을 제고하여 이웃을 만나 교류할 수 있는 기회를 제공한다는 측면에서 근린환경의 질이 높을수록 포용성이 큰 것으로 포착하였다. 김동배·유변선(2013)과 Guite et al.(2006)의 연구에서는 근린환경에 대한 주관적 만족이 정신건강에 미치는 긍정적 효과를 실증했으며, 특히 지역의 물리적 안전성은 정신건강과 활동적 노화에 기본적 요인으로 언급되고 있다(문하늬 외, 2018; 박종용·김갑성, 2017). 또한 노인실태조사에서는 주요 시설을 이용하기 위해 걸어서 얼마나 소요되는지를 질문하고 있다. 고령자의 보행 범위는 일반적으로 도보 10분 내외로 알려져 있어(이선재·박소현, 2018) 시설이 도보 5분 이내에 존재할 경우 ‘접근성 우수’로 분류하였으며, 대중교통/구매/의료/커뮤니티 서비스(노인복지관, 사회복지관, 주민센터)의 네 가지 시설로 구분하였다. 김용진·안건혁(2011)은 경로당, 노인복지관에 대한 접근성이 우수할수록 고령자의 사회활동을 증가하고 정신건강이 양호한 효과가 유의한 것으로 분석하였다.

## (2) 통제변수

포용적 정주환경의 독립적인 영향을 확인하기 위해서 개인의 사회경제적, 신체적 특성 및 경험 특성을 통제할 필요가 있다. 선행연구를 검토하여 나이, 성별, 가구유형, 장애 여부, 기초생활보장급여 수급 여부, 교육수준, 직업 여부, 가구 총소득 및 지역 변수를 포함하였다. 지역은 행정구역에 따라 시·도별로 서울, 수도권, 광역시, 기타로 분류하였으며, 동부/읍·면부의 분류에 의해 도시지역과 비도시지역으로 구분하였다. 또한 개인의 건강과 기능 수준이 양호하면 고령자 우울이 줄어드는 효과가 일관되게 보고되고 있어(Sugisawa et al., 2002; Tong et al., 2011; 고정은·이선혜, 2012), 주관적 건강수준, 만성질환, 인지기능, 일

상생활수행능력(Activity of Daily Living, ADL), 도구적 일상생활수행능력(Instrumental Activity of Daily Living, IADL) 및 동작 수준 변수를 활용하였다. '주관적 건강수준'은 자신의 건강 상태에 대한 자각을 5점 리커트 척도로 응답한 자료를 활용하고, '만성질환'은 3개월 이상 앓고 있는 의사 진단을 받은 질환의 수가 3개 이상인 경우를 구분하였다. '인지기능' 측정에 활용된 도구는 보건소에서 활용되는 치매선별용 한국어판 간이정신상태 검사(MMSE-DS)로(정경희 외, 2017, p.134) 총점을 연속변수로 투입하였다. ADL은 옷 입기, 세수, 목욕 등 기본적인 동작을 독립적으로 수행 가능한지를 묻는 7개의 문항을 통해 측정되며 하나라도 독립이 아닐 경우에 '제한'으로 분류하였다. IADL은 집안일, 물건구매, 근거리 외출 등의 동작을 독립적으로 수행가능한지를 묻는 10개의 문항을 통해 측정되며 하나라도 자립이 아닐 경우에 '제한'으로 분류하였다. 또한 근력상태를 파악하기 위해 6개 동작 수행의 정도를 4점 리커트 척도로 응답한 결과를 합산하여 '동작 수준'을 상/중/하로 범주화하였다.<sup>7)</sup> 이에 더해 고령자의 이동 역량을 통제하기 위해 현재 운전이 불가능한 경우를 '운전 제한'으로, 통화를 제외한 통신기기 기능 활용이 어려운 경우를 '통신기기활용 제한'으로 변수화하였다.<sup>8)</sup> 또한 부정적 사건이나 경험은 고령자의 우울을 증가시킬 수 있기 때문에(Xu et al., 2017), 안전사고 및 범죄, 의료미보장 및 차별 경험을 포함하여, 고령자의 신체적 안전과 존중(respect)으로부터 배제된 사건이 우울에 부정적 영향을 미칠 것이라 예측하였다. 경제적 어려움, 정보 부족 등 다양한 이유로 진료 필요하다고 생각하였으나 병의원 진료를 받지 못한 경험이 있을 경우 '의료미보장 경험'으로, 노인이기 때문에 차별 당했다고 느낀 경험이 있는 경우 '차별 경험'으로 분류하였다.

## 4. 실증분석 결과 및 해석

### 1) 기술통계 분석

분석모형에 투입된 변수들의 기술통계를 <표 1>에 정리하였다. 본 연구의 종속변수에 해당하는 고령자의 우울 증상 수는 평균 4.14개이다. 또한 우울 증상이 전혀 없는 고령자는 전체의 23.3%인 2,333명으로 나타났다. 가구유형은 고령자 부부로 구성된 형태가 전체가 49.2%로 가장 많고 다음으로는 독거유형이 25.3%, 자녀와 함께 사는 가구는 이보다 다소 적은 21.9%로 나타났다. 장애가 있는 경우는 전체의 11.8%이고, 기초생활보장급어 수급자는 6.9%에 해당한다. 현재 경제활동을 하고 있는 경우는 31.8%로 나타났으며 연간 총 가구소득은 평균 약 2,400만원으로 확인되었다.

주관적 건강수준은 5점 만점에 평균 2.92이며, 전체의 52.8%가 세 가지 이상의 만성질환을 갖고 있는 것으로 나타났다. ADL에 제한이 있는 경우는 7.2%, IADL에 제한이 있는 경우는 25.7%이다. 전체의 82.3%가 현재 운전을 하지 않는다고 응답하여 교통수단으로 대중교통이나 보행을 이용할 가능성이 매우 높은 것을 알 수 있다. 휴대전화로 통화하는 기능만 사용가능하다고 응답한 경우가 42.9%로 통신기기 활용능력이 제한이 있는 고령자가 상당수이다. 부정적 사건 중에서 가장 많이 나타난 것은 의료미보장이며(19.2%), 가장 적은 것은 고령자여서 차별 받은 경험으로 나타났다(5.2%). 전체의 16.4%는 낙상을 포함한 사고나 범죄 경험이 있는 것으로 확인되었다.

지역사회관계망은 최대 20점에 평균 11.08점으로 나타났으며, 참여 사회활동 수는 최대 10개 중 평균 3.07개인 것으로 확인되었다. 주택상태는 고령자가 생활하기에 불편한 경우가 9.4% 편리한 경우가 5.7%로 나타났고, 점유형태는 자가인 경우가 72.2%로 높았다. 근린환경 만족수준은 5점 만점에 3.83점이었으며, 시설접근성이 도보 5분 이내라고 응답한 경우는 대중교통은 39.8% 구매시설은 32.1%로 높은 반면, 의료시설은 10.1% 커뮤니티시설은 9.9%로 낮게 나타났다.

2) 영과잉-음이항회귀모형 분석결과

영과잉-음이항회귀모형을 적용한 분석 결과는 <표 2>에 나타났다. 우도비 검정에 의한 전체 모형

의 적합도는 유의수준 1%에서 유의하게 나타났으며 ( $p < 0.000$ ), 과산포를 진단하여 포아송회귀모형 대비 음이항회귀모형의 적합성을 확인하는  $\alpha$  값 또한 매우 유의하였다( $p < 0.000$ ). 영과잉-음이항회귀분석 결과

<표 2> 영과잉-음이항회귀모형 결과(모형 1)

변수	음이항회귀모형			영팽창모형				
	Coef.	S.E.	P>z	Coef.	S.E.	P>z		
통제 변수	사회경제적 특성	연령	-0.0031 *	0.0016	0.055	-0.0179 **	0.0083	0.031
		남성	0.0420 *	0.0215	0.051	-0.0352	0.0990	0.722
		가구유형(ref.독거)						
		노인부부	-0.0088	0.0235	0.707	0.1028	0.1119	0.358
		자녀동거	0.0614 **	0.0311	0.048	-0.2194	0.1582	0.165
		기타동거	0.0816 *	0.0489	0.095	-0.1419	0.2361	0.548
		장애 유	0.0183	0.0245	0.454	-0.0925	0.1474	0.530
		보조금수급	-0.0306	0.0319	0.338	0.0516	0.2276	0.821
		교육수준(ref.무학)						
		초등학교	-0.0390 *	0.0222	0.079	-0.0356	0.1293	0.783
		중학교	-0.0504 *	0.0305	0.098	0.0794	0.1518	0.601
		고등학교 이상	-0.0755 **	0.0309	0.014	0.1053	0.1520	0.488
	직업 유	-0.1376 ***	0.0209	0.000	0.0477	0.0866	0.582	
	가구소득(ln)	-0.1472 ***	0.0167	0.000	-0.0164	0.0750	0.827	
	지역(ref.서울)							
	수도권	-0.0170	0.0363	0.639	-0.4114 **	0.1880	0.029	
	광역시	0.0034	0.0314	0.914	0.0393	0.1440	0.785	
	기타	-0.0591 *	0.0325	0.069	0.1393	0.1476	0.345	
도시지역(동부)	0.0244	0.0223	0.275	-0.2053 **	0.1038	0.048		
혈연관계망	-0.0219 ***	0.0037	0.000	0.0413 **	0.0172	0.017		
신체적 특성	주관적건강수준	-0.2228 ***	0.0112	0.000	0.8392 ***	0.0568	0.000	
	만성질환 3개이상	0.0622 ***	0.0192	0.001	0.1143	0.0882	0.195	
	인지기능점수	-0.0051 **	0.0025	0.044	0.0437 ***	0.0153	0.004	
	ADL제한	0.0333	0.0300	0.268	-1.4316 **	0.7160	0.046	
	IADL제한	0.0892 ***	0.0224	0.000	-0.4359 ***	0.1567	0.005	
	동작수준(ref.상)							
	하	0.0576 **	0.0284	0.043	-0.3422 **	0.1361	0.012	
	중	0.0845 ***	0.0251	0.001	-0.1747 *	0.0950	0.066	
	운전 제한	0.0591 *	0.0307	0.054	-0.1152	0.1066	0.280	
통신기기활용 제한	0.0682 ***	0.0206	0.001	-0.2376 **	0.1027	0.021		
경험 특성	사고범죄 경험	0.1035 ***	0.0210	0.000	-0.0629	0.1236	0.611	
	차별 경험	0.1612 ***	0.0338	0.000	-0.9676 ***	0.2759	0.000	
	의료미보장 경험	0.1904 ***	0.0196	0.000	-0.5940 ***	0.1388	0.000	

정주 환경 포용성	사회적 포용성	지역사회관계망	-0.0203 ***	0.0021	0.000	0.0351 ***	0.0098	0.000	
		사회활동참여	-0.0533 ***	0.0066	0.000	0.0496 *	0.0296	0.094	
	공간적 포용성	주거안정(자가)	-0.0295	0.0195	0.130	0.2911 ***	0.1071	0.007	
		주택상태(ref.불편)	보통	-0.0368	0.0269	0.172	0.3555 **	0.1741	0.041
			편리	-0.0051	0.0450	0.910	0.7226 ***	0.2206	0.001
			근린환경 만족수준	-0.0567 ***	0.0112	0.000	0.0690	0.0543	0.204
		대중교통 접근성우수	-0.0646 ***	0.0192	0.001	0.0161	0.0895	0.857	
		구매시설 접근성우수	-0.0585 ***	0.0217	0.007	0.2279 **	0.0993	0.022	
		의료시설 접근성우수	-0.0598 *	0.0328	0.068	0.1993	0.1358	0.142	
		커뮤니티시설 접근성우수	0.0315	0.0306	0.304	0.0172	0.1315	0.896	
Constant		4.2295 ***	0.1986	0.000	-5.3250 ***	0.9971	0.000		
ln_alpha		-1.2732 ***	0.0370	0.000					
alpha		0.2799	0.0103						
Log likelihood		-22884.71							
AIC		45931.42							
BIC		46515.68							

\*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

는 두 개의 하위모형으로 구성되는데 <표 2>의 왼편에는 우울 증상이 한 개 이상일 때 심각도에 대한 영향요인을 분석하는 음이항회귀모형, 오른편에는 현재 우울 증상이 없고 추후에도 발현 가능성이 없는 과잉영 집단을 판별하는 영평창모형의 결과를 나타냈다.

<표 2>의 왼편 음이항회귀모형 결과를 살펴보면, 정주환경의 사회적 영역을 구성하는 지역사회관계망과 사회활동참여 변수 모두 유의수준 1%에서 유의하게 나타났다. 이웃·친구와 연락 및 왕래 빈도와 친밀한 이웃·친구의 수로 조작화된 지역사회관계망 점수가 1점 증가할 때 우울 증상 수는 2.0%(=1-exp(-0.0203)) 감소하고 있다. 즉 다른 조건이 동일할 때 지역사회관계망의 크기가 클수록 우울의 심각도가 감소하는 것을 의미하는데, 이는 혈연관계망과 독립적인 비혈연관계망의 우울 감소 효과를 밝힌 Lee&Chou(2019)와 Chao(2011)의 연구와 일치하는 결과이다. 또한 참여하는 사회활동의 수가 1개 증가할수록 우울 증상의 수는 5.2%(=1-exp(-0.0533)) 감소하는 것으로 나타났다. 이는 개인 요인을 통제한 후에 사회 활동의 참여도가 높으면 우울의 위험이 감소하고 있음을 밝힌 Glass et al.(2006)의 연구 결과

와 일치한다. 이와 같은 결과는 포용적 사회환경의 고령자 우울에 대한 완화효과를 실증하는 결과이며, Murie&Musterd(2004)의 지적과 같이 상호 협력을 통해 스트레스에 대처할 수 있는 심리적, 도구적 지원의 확대로 우울감이 감소하는 것으로 해석할 수 있다. 또한 박경숙(2000)이 언급한 바와 같이 대인관계를 통해 바깥 세계와 연대하고 사회적 역할을 수행하여 심리적 안녕 수준이 높아지는 것으로 이해할 수 있다.

정주환경의 공간적 포용성 중에서는 근린환경 만족과 대중교통 및 구매시설에 대한 보행접근성이 유의수준 1%에서 유의하게 나타났으나 주택 관련 변수는 유의하지 않았다. 구체적으로 근린환경 만족수준이 1단계 상승하면 우울 증상 수는 5.5%(=1-exp(-0.567)) 감소하는 것으로 확인되었는데, 이는 근린의 물리적 환경에 대한 부정적 인식이 정신건강 수준의 감소에 영향을 미치고 있음을 실증한 연구들과 유사하다(김동배·유병선, 2013; 문하늬 외, 2018; Guite et al., 2006). 안전성, 쾌적성 등 근린환경의 질이 저하되면 스트레스를 유발할 요인이 증가하고 이를 완화할 만한 여건은 부족하여 우울감이 심화되는 것으로 해석할 수 있다. 시설별 보행 접근성을 살펴보면, 구매시설

과 대중교통시설 접근성이 모두 유의한 가운데 대중교통시설의 효과가 다소 큰 것으로 나타났다. 이는 대중교통 서비스와 근린생활시설 밀도가 우울에 미치는 긍정적 효과를 실증한 박근덕 외(2017)의 연구결과와 일치하고 있다. 의료시설 접근성은 우울 완화에 효과가 있는 것으로 나타났으나 그 유의도가 크지 않았고, 커뮤니티시설 접근성은 유의미한 효과가 없는 것으로 나타났다. 고령자는 경제적, 신체적 이유로 자동차를 운전하지 않고 대중교통에 의존하는 경우가 많기 때문에 대중교통 접근성이 취약하면 근린 외부로의 이동이 어려워 공간적 고립으로 이어질 수 있다(노시학, 1998). 반대로 대중교통 접근성이 우수하면 다양한 서비스와 자원에 대한 접근 기회를 확대해서 고령자의 우울감을 감소시키는 것으로 이해할 수 있다. 또한 Lee(2015)는 근린 내 가게, 음식점과 같은 제3의 공간을 통해 고령자의 사회적 연결감(social connectedness)이 증대될 수 있음을 실증한 바 있는데, 이를 바탕으로 구매시설이 사회적 교류를 증가시키고 고립감을 낮추어 우울에 긍정적 효과를 내는 것으로 이해할 수 있다.

기존 연구에서 보행친화환경이 고령자 우울을 감소하는 종합적 효과는 실증되었으나 구체적으로 어떠한 시설이 영향을 미치는지에 대한 연구 필요성이 제기된 바 있다(Berke et al., 2007). 본 연구에서는 구체적으로 대중교통 및 구매시설에 대한 양호한 보행 접근성이 고령자 정신건강에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 확증했다 점에서 의미가 있다. 다만 주택상태가 우울에 직접적인 영향이 있음을 밝힌 연구(Galea et al., 2005; Evans et al., 2000; Guite et al., 2006; Tong et al., 2011)와 다르게 주택상태의 영향이 확인되지 않았다. 이는 앞선 연구들이 주택상태 관련하여 난방, 먼지, 노후도 등을 정교하게 측정하는데 비해 본 연구에서는 자료상 세 단계로 구분하였기 때문에 정확도가 다소 떨어졌을 것으로 보인다. 또한 자가는 고령자의 삶의 만족도에 긍정적인 영향을 미치고(한재원·이수기, 2019) 우울에 부의 영향을 미치는 것으로 알려져 있으나(강수진·서원석, 2019), 본 연구에서 우울의 심각도에 미치는 직접적인 영향은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 주택상태 및 점유안정이 우울 증상의 '발현'에

유의한 영향을 미치는지는 아래에서 영평창모형을 통해 살펴보자.

〈표 2〉의 오른쪽 영평창모형 분석 결과를 살펴보면, 정주환경의 사회적 영역에서 지역사회관계망이 크고 사회참여가 활발할수록 우울 증상이 없을 가능성에 정(+)의 영향을 나타냈으나 참여의 영향은 통계적 유의도가 다소 낮았다. 공간적 영역 중에서는 주택상태, 점유안정, 구매시설 접근성이 유의하게 정(+)의 영향을 미치고 있다. 주택상태는 고령층이 사용하기에 불편한 구조일 때 비해 편리할 경우 106.0%(=1-exp(0.7226)), 보통일 경우 42.7%(=1-exp(0.3555)) 증상 발현이 없을 가능성이 높았으며, 자가일 경우 그렇지 않은 경우에 비해 33.8%(=1-exp(0.2911)) 높았다. 도보 접근성 중에서는 구매시설만이 유의했는데, 도보 5분 내에 있을 경우 증상이 없을 가능성이 25.6%(=1-exp(0.2279)) 높았다.

영과잉-음이항회귀모형의 두 하위모형을 비교하면 우울 증상의 심각도 및 증상의 발현 가능성에 영향 요인을 함께 살펴볼 수 있다는 점에서 의미 있는 해석이 가능하다. 우울의 심각도에만 영향을 미치는 요인은 근린환경 만족수준, 대중교통 및 의료시설 접근성이며, 우울 발현 가능성에만 영향을 미치는 요인은 주택상태, 주거안정으로 나타났다. 주택은 단순한 공간이 아니라 고령자의 안정과 만족의 기저를 형성하는 장소이기 때문에, 안전한 주택이 충족될 경우 경증의 우울 증상 발현을 예방할 수 있는 가장 기본적인 요소로 나타났다. 반면에 근린환경 만족과 대중교통 접근성은 참여 활동과 필수적 서비스 수준에 영향을 미칠 수 있어 충족되지 못할 경우 기존 우울 증상의 심화를 가져올 수 있는 위협 요인으로 이해할 수 있다. 마지막으로 지역사회관계망과 참여, 구매시설 접근성은 우울 증상의 발현과 심각도 모두를 결정한다는 점에서 포용적 정주환경의 필수적인 차원이라 할 수 있다.

한편 개인의 사회경제적 특성, 신체적 특성이 우울의 심화에 미치는 영향은 선행연구의 결과와 대체로 유사하다. 높은 교육수준과 가구소득, 혈연관계망의 크기는 우울의 심각도에 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 신체 특성은 ADL제한을 제외

한 모든 변수가 유의하게 우울감에 영향을 미치고 있는 것으로 나타나 건강한 신체는 고령자의 정신건강에 중요한 요소로 나타났다. 또한 고령자의 이동 능력과 관련해서 근력 수준만큼, 운전과 통신기기활용 능력이 중요한 역량임을 확인하였다. 이들은 신체 기능 저하에 따른 이동 제약을 극복하고 다른 사람들과의 교류와 소통의 기회를 확대함으로써 고령자의 정신건강에 긍정적인 역할을 하는 수단으로 풀이할 수 있다. 한편 고령자가 경험한 부정적 경험은 모두 유의수준 1%에서 유의하여 우울의 위협요인으로 확인되었다. 사고·범죄 경험이 있는 경우는 없는 경우보다 1.11배(=exp(0.1035)), 차별 경험이 있는 경우는 1.18배(=exp(0.1612)), 의료미보장 경험이 있는 경우는 1.21배(=exp(0.1904)) 더 높은 것으로 분석되었다. 이와

같이 기본적인 안전이나 존중으로부터 배제되는 경험은 고령자의 정신건강을 악화시킬 수 있는 요인이라는 점이 확인되었다.

### 3) 정주환경의 사회적 포용성과 공간적 포용성 간 상호작용효과

이 절에서는 정주환경 포용성의 사회적 영역인 지역사회관계망과 사회참여가 고령자 우울에 미치는 효과가 정주환경의 공간적 조건에 의해 조절되는지를 분석하였다. 즉, 포용적 사회환경이 우울에 미치는 영향이 포용적 공간환경에 의해 조절되는 효과를 상호작용항의 유의성을 통해 확인하였다. <표 3>의 모형 2-1은 지역사회관계와 공간적 포용성의 구성요소 사이의 상

<표 3> 상호작용항 투입 결과 (모형 2-1, 모형 2-2)

변수			모형 2-1			모형 2-2		
			Coef.	S.E.	P>z	Coef.	S.E.	P>z
상호 작용 항	지역 사회 관계망	#주거안정	0.0079 **	0.0039	0.041			
		#주택상태_보통	-0.0148 ***	0.0057	0.010			
		_편리	-0.0247 ***	0.0089	0.005			
		#근린환경 만족수준	-0.0029	0.0023	0.211			
		#대중교통 접근성	0.0021	0.0040	0.610			
		#구매시설 접근성	0.0002	0.0043	0.969			
		#의료시설 접근성	-0.0001	0.0068	0.986			
	#커뮤니티시설 접근성	-0.0074	0.0061	0.224				
	사회 활동 참여	#주거안정				-0.0047	0.0123	0.701
		#주택상태_보통				-0.0413 **	0.0178	0.020
		_편리				-0.0889 ***	0.0280	0.002
		#근린환경 만족수준				0.0016	0.0076	0.836
		#대중교통 접근성				-0.0092	0.0129	0.475
		#구매시설 접근성				-0.0088	0.0141	0.533
#의료시설 접근성					-0.0405 *	0.0219	0.064	
#커뮤니티시설 접근성				0.0063	0.0201	0.755		
Constant			4.0721 ***	0.2167	0.000	4.1540 ***	0.2120	0.000
ln_alpha			-1.2759 ***	0.0370	0.000	-1.2809 ***	0.0371	0.000
alpha			0.2792	0.0103		0.2778	0.0103	
Log likelihood			-22875.69			-22875.60		
AIC			45929.38			45929.21		
BIC			46521.34			46521.17		

\*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

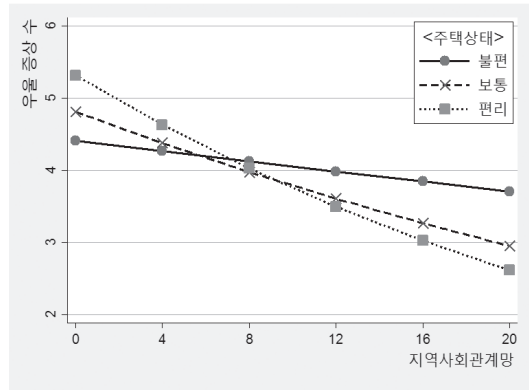
(분석결과의 하위모형 중 영팽창모형은 생략하였으며, 음이항회귀모형의 상호작용항 부분만 나타내었음)

호작용항을 투입한 결과이고, 모형2-2는 사회활동참여와 공간적 포용성 구성요소 사이의 상호작용항을 투입한 결과이다.

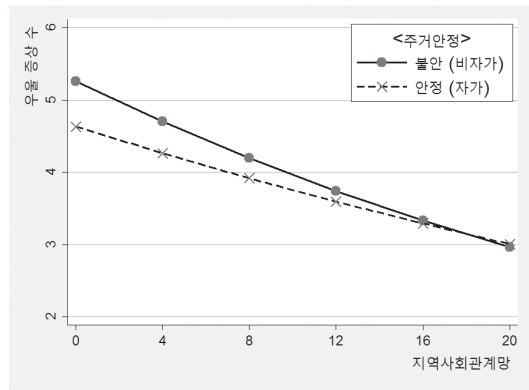
모형 2-1에서 지역사회관계와 주택상태 사이 그리고 지역사회관계와 주거안정 사이의 상호작용항만이 유의하게 나타났다. <그림 2-1>은 지역사회관계망과 주택상태, 우울 증상 수와의 관계를 그래프로 나타낸 것이다. 지역사회관계망의 크기가 커질수록 우울 증상의 수가 감소하는 하는데 그 기울기는 주택상태에 따라 다르다. 주택상태가 편리한 주택에서 거주할 경우 기울기가 가장 급하여 우울 감소 효과가 크게 나타났고, 고령자 생활에 불편한 구조의 주택에서 거주할 경우 기울기가 가장 작게 나타났다. 이러한 효과는 지역사회관계망이 8 이상일 때에만 분명하게 나타나는데, 이는 하위 25%에 해당하는 점수로 지역사회연결망이 8보다 작을 때에는 주택상태 개선의 효과를 기대하기 어려움을 의미한다. <그림 2-2>는 주거안정과 지역사회관계망에 따른 우울 증상 수를 나타낸 그래프이다. 주거안정의 효과는 지역사회관계망이 큰 쪽에서는 나타나지 않았으나 지역사회관계망이 작을 때 우울 수준을 감소하는 효과가 나타났다. 이를 통해 지역사회관계망이 낮은 고령자의 경우 주거안정을 통해 우울감을 완화할 수 있는 것으로 이해할 수 있으며, 지역사회연결 수준이 낮은 동시에 주택을 소유하지 못한 경우 고령자의 정신건강에 위협이 큰 것을 알 수 있다.

모형 2-2의 분석 결과 참여와 주택상태, 참여와 의료기관 접근성의 상호작용항만이 유의하게 나타났는데 의료기관 접근성은 유의도가 크지 않았다. 사회참여 수준과 주택상태, 우울 증상의 수 사이의 관계를 나타낸 <그림 2-3>을 보면 참여활동 수가 우울에 미치는 효과는 고령자에게 편리한 주택일 때 가장 크며, 고령자가 살기에 불편한 주택의 경우에는 사회참여가 증가해도 우울이 감소하는 폭이 작은 것으로 확인되었다. 그래프가 교차하는 지점은 참여 수가 하위 25%인 2개에 해당하며 참여 수준이 이보다 낮을 때에는 주택상태 개선에 따른 효과를 기대하기 어려운 것을 알 수 있다.

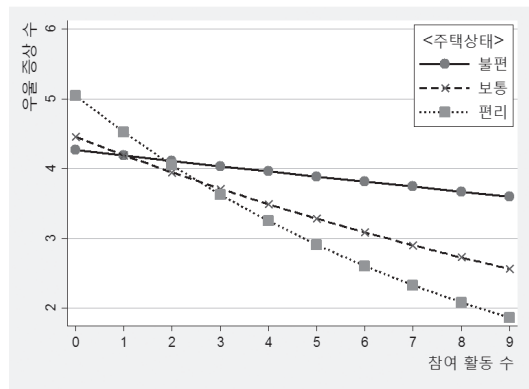
모형1에서 주택상태와 주거안정 변수는 우울증상의



<그림 2-1> 지역사회관계망의 영향과 주택상태의 조절효과



<그림 2-2> 지역사회관계망의 영향과 주거안정의 조절효과



<그림 2-3> 사회활동참여의 영향과 주택상태의 조절효과

심각도에 직접적인 영향이 유의하게 나타나지 않았지만, 모형2-1과 모형2-2를 통해 지역사회관계 및 참여가 우울감의 심화에 미치는 효과를 조절하는 간접적인 영향이 유의한 것으로 확인되었다. 즉 포용적 사회환



경이 고령자 우울을 완화하는 효과는 편리한 주택, 안정적 점유가 갖추어질 때 강화되고 있다. 지역사회관계망과 참여 수준을 높이는 동시에 포용적 공간환경을 구축할 때에 고령자 심리적 안녕에 미치는 긍정적 영향이 증폭되는 효과가 발생함을 확인했다는 점에서 의미가 있다.

## 5. 결론

본 연구는 고령층의 사회적 배제와 이로 인한 삶의 질 저하를 극복하기 위해 '정주환경 포용성'을 개념화하고 이를 분석틀로 하여 고령자 정신건강에 미치는 효과를 실증적으로 규명하였다. 주거지 인근 환경은 일상생활이 시작하는 장소이자 사회적 관계가 맺어지는 공간으로 생활 범위가 좁은 고령자에게 특히 중요하다. 따라서 본 연구에서는 고령자에 대한 일차적 사회적 포용을 주택을 중심으로 하는 정주환경 범위에서 제안하였다. 정주환경 포용성은 지역사회의 구성원으로서 통합과 소속의 기회를 제공하는 사회적 영역과 주택 내외의 환경에서 안전하게 생활하고 기본적인 서비스에 쉽게 접근할 수 있는 공간적 영역을 포괄하는 개념으로 상호의존, 참여, 안전성, 접근성의 네 가지 차원으로 구성하였다.

개인 특성을 통제한 후 정주환경 포용성을 분석틀로 하여 고령자 우울에 미치는 영향을 통합적으로 확인한 영과잉-음이항회귀모형의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 포용적 정주환경의 사회적 영역이 우울의 심각도에 미치는 영향력을 확인했다. 지역사회관계망이 크고 참여하는 활동 수가 많은 포용적 환경은 우울증상의 수와 부(-)의 관계에 있는 것으로 나타났다. 이는 활발한 접촉과 참여를 통해 지역사회 구성원으로 소속됨으로써 도구적, 심리적 자원이 증가하기 때문으로 풀이된다. 둘째, 포용적 정주환경의 공간적 영역의 대부분 변수의 영향력도 확인되었다. 주거안정과 고령층이 살기에 편리한 주택상태는 우울증상의 발현에 영향을 미치는 것으로 분석되었으며, 근린환경 만족과 대중교통시설 및 구매시설에 대한 우수한 접근성은 우

울 증상의 심화에 유의미한 영향을 미치고 있다. 이는 안전한 거처를 통해 심리적 안정감을 높이고 신체적, 사회적 활동의 기회를 확대하여 심리적 만족을 높이기 때문으로 해석된다. 셋째, 포용적 정주환경의 공간적 영역과 사회적 영역 사이의 상호조절효과를 확인했다. 즉 지역사회관계망과 참여가 우울감에 미치는 영향은 고령친화형 주택 및 안정적 점유의 물리적 조건에 의해 강화되고 있다. 주택상태와 안정적 점유는 우울증상의 심화에 직접적 영향은 없지만, 사회적 정주환경의 효과를 조절하는 간접적 영향이 있음을 확인했다. 이는 정주환경 포용성이 다면적일 뿐 아니라 복합적으로 고령자 정신건강에 긍정적인 효과를 미치고 있음을 실증하는 결과이다.

이와 같은 분석 결과는 다음과 같은 시사점을 준다. 첫째, 정주환경의 공간적 포용성의 구성요소 다수가 고령자 정신건강에 유의한 영향을 미치고 있음이 확인되어 고령층 복지에 주택과 근린환경을 강조하는 장소 기반 정책(place-based policy) 및 도시 계획적 접근이 수반되어야 할 필요가 있다. 이는 지역사회의 참여와 관계 형성을 돕는 커뮤니티 발전(community development) 전략과 더불어서 고려된다면(Murie&Musterd, 2004) 고령자의 심리적 안녕을 제고하는 효과가 강화될 수 있을 것이다. 둘째, 고령층을 위한 공간 복지 정책에 있어 재가복지 혹은 시설복지 위주의 접근에서 범위를 넓혀 주거지를 기반으로 상점, 공원 등 일상생활에 필요한 시설에 안전하고 쉽게 접근 가능하도록 하는 정주환경 개선 방안이 필요하다. 이는 노화로 인한 이동능력의 쇠퇴를 보완할 수 있는 환경을 제공함으로써 고령자의 독립적인 지역내 거주(aging in place)를 지속가능하게 하고, 고령자가 타 연령층과 함께 지역사회에서 공존 가능하도록 돕는 방안이 될 것이다.

이번 연구에서는 지역사회관계망 및 참여 활동 변수를 통해 사회적 환경의 구조적, 양적 요인이 우울에 미치는 영향을 확인하였으나 자료의 한계로 인해 사회적 지지와 같은 기능적이고 질적인 요인의 영향은 분석에 포함하지 못하였다. 사회적 관계의 질적 측면이 양적 측면보다 더 중요하다는 연구 결과를 바탕으로(Chao,

2011; Silva et al., 2016) 추후 연구에서 사회적 지지나 사회적 관계에 대한 만족도와 같은 변수를 포함할 수 있을 것이다. 또한 노인실태조사에서 조사하고 있는 질문이 제한적이기 때문에, 포용성의 구성요소와 이를 포착하는 실증 모형의 변수가 정확히 일치하기 어렵다는 한계가 있다. 후속연구에서 설문 조사를 통해 변수의 개연성을 높이고 거주지의 물리적 환경 특성을 설명하는 보다 풍부한 변수를 취합할 수 있다면 고령자의 심리적 안녕을 위한 환경 계획에 있어 기초 자료로 활용 가능할 것이다. 마지막으로 본 연구에서는 횡단면 자료를 사용하여 포용적 정주환경과 우울감 사이의 인과관계를 설명하는데 한계가 있기 때문에, 향후에 다양한 시점의 자료를 활용하여 종단면적 분석을 시도해볼 필요가 있다.

## 주

- 1) 공간적 포용성은 일반적으로 공간의 지불가능성과 개방성을 포함하지만, 이 연구에서는 '고령층'의 배제와 포용에 초점을 맞추어 이 두 가지 차원을 제시하였다. 안전성과 접근성은 지불가능성 및 개방성과 내용적으로 중첩되고, 고령층의 특수성을 반영하는 개념이기 때문이다.
- 2) 표본추출은 인구주택총조사를 바탕으로 17개 시·도별로 1차 층화 후 7개 특별·광역시를 제외한 9개 도와 세종특별자치시 지역은 동부와 읍·면부로 나누어 2차 층화하여, 각 층별로 노인인구 수에 따라 제공된 비례 배분하여 산출된다.
- 3) SGDS-K는 Sheikh와 Yesavage에 의해 고안된 단축형 노인 우울척도(GDS)를 한국형으로 표준화한 도구이다.
- 4) 나머지 13개 문항은 다음과 같다. "자신이 헛되이 살고 있다고 느끼십니까", "생활이 지루하게 느껴질 때가 많습니까", "평소에 기분은 상쾌한 편입니까", "자신에게 불길한 일이 닥칠 것 같아 불안하십니까", "대체로 마음이 즐거운 편입니까", "절망적이라는 느낌이 자주 드십니까", "바깥에 나가기 싫고 집에만 있고 싶습니까", "비슷한 나이의 다른 분들보다 기억력이 더 나쁘다고 느끼십니까", "현재 살아 있다는 것이 즐겁게 생각되십니까", "지금의 내 자신이 아무 쓸모없는 사람이라고 느끼십니까", "기력은 좋은 편입니까", "지금 자신의 처지가 아무런 희망도 없다고 느끼십니까", "자신이 다른 사람들의 처지보다 더 못하다고 생각하십니까"
- 5) 각 모형의 결과는 다음과 같다.  
포아송회귀 BIC=53592.70, AIC=53304.17  
음이항회귀 BIC=47150.93, AIC=46855.19  
영과잉-포아송회귀 BIC=49196.75, AIC=48619.71

영과잉-음이항회귀 BIC=46515.70, AIC=45931.42

- 6) 지역사회관계망은 왕래 및 연락 빈도에 대해 '1년간 없음=0/1년간 1~2회=1/3개월에 1~2회=2/한달에 1~2회=3/일주일에 1회=4/일주일에 2~3회=5/주4회 이상=6'으로, 가까운 이웃 수에 대해 '0명=0/1명=1/2명=2/3명=3/4명 이상=4'로 합산하되 가까운 이웃 수에 2배 가중치를 주었다. 혈연관계망은 비동거자녀/손자녀/형제자매친인척과의 왕래 및 연락 빈도, 가까운 친지 수를 동일하게 합산하여 3으로 나눈 값을 사용하였다.
- 7) '400m 뛰기', '400m 걷기', '쉬지 않고 10계단 오르기', '몸을 구부리거나 쭈그러 앉거나 무릎 꿇기', '머리보다 높은 곳에 있는 것을 손을 뻗어서 닿기', '8kg 정도의 물건 옮기기'의 6개의 동작에 대해 '전혀 어렵지 않다(1)~전혀 할 수 없다(4)'의 4점 리커트 척도로 응답한다.
- 8) 휴대전화로 통화를 제외한 문자받기, 문자보내기, 정보검색, 소셜네트워크, 인터넷 쇼핑 등 9가지 기능 중 할 수 있는 항목의 수가 0인 경우를 통신기기 활용제한으로 구분하였다.

## 참고문헌

- 강수진·서원석, 2019, 주거특성이 거주자의 우울감에 미치는 영향: 주택점유형태별 주거비부담을 중심으로, 「주택도시연구」, 9(1), pp.13-29.
- 고정은·이선혜, 2012, 노인우울에 영향을 미치는 요인에 대한 다층분석, 「정신건강과 사회복지」, 40(1), pp.322-351.
- 김동배·유병선, 2013, 근린환경과 노인의 사회적 관계, 우울에 관한 연구, 「한국노년학」, 33(1), pp.105-123.
- 김수린·김주현·정순돌, 2018, 고령층의 주관적 건강상태, 고독이 우울에 미치는 영향: 고령친화환경의 조절된 매개효과, 「노인복지연구」, 73(2), pp.9-47.
- 김용진·안건혁, 2011, 근린의 물리적 환경이 노인의 건강 및 정신 건강에 미치는 영향, 「한국도시설계학회지 도시설계」, 12(6), pp.89-99.
- 노시학, 1998, 도시의 교통소외계층에 대한 지리학적 연구를 위한 제언: 노인 및 장애인과 여성 인구를 중심으로, 「한국도시지리학회지」, 1(1), pp.47-60.
- 문하늬·채철균·송나경, 2018, 지역사회 물리적 환경에 대한 주관적 인식이 정신건강에 미치는 영향, 「서울도시연구」, 19(2), pp.87-103.
- 박근덕·이수기·이은영·최보울, 2017, 개인 및 가구특성과 물리적 환경이 거주민의 우울에 미치는 영향 연구, 「국토계획」, 52(3), pp.93-108.
- 박경숙, 2000, 한국 노인의 사회적 관계: 가족과 지역사회와

- 의 연계정도, 『한국사회학』, 34(F), pp.621-647.
- 박미진, 2010, 빈곤노인의 사회적 고립이 생활만족도에 미치는 영향: 지역사회인식의 매개효과, 『한국노년학』, 30(3), pp.895-910.
- 박성준, 2019, 청소년 자살률에 영향을 미치는 지역적 요인, 『정신건강과 사회복지』, 47(1), pp.174-203.
- 박인권, 2015, 포용도시: 개념과 한국의 경험, 『공간과 사회』, 25(1), pp.95-139.
- 박인권·이민주, 2016, 도시 포용성 구성개념과 지표체계의 개발, 『공간과 사회』, 26(4), pp.109-158.
- 박종용·김갑성, 2017, 도시공간의 물리적 안전요소와 활동적 노화간의 관계분석, 『국토계획』, 52(6), pp.169-182.
- 양희진·윤희연, 2020, 기후위험에 대비한 폭염 적응정책의 효과성 평가: 지역수준 건강영향평가 방법론의 적용, 『국토계획』, 55(2), pp.101-110.
- 이선재·박소현, 2018, 스마트폰 보행이동 데이터를 활용한 노인의 역세권 이용실태 분석, 『대한건축학회 논문집 계획계』, 34(3), pp.129-138.
- 이형석 외 5인, 2003, 노인 삶의 질척도의 표준화, 『Korean Journal of Clinical Psychology』, 22(4), pp. 859-881.
- 장미희·박창기, 2012, 영과잉 가산자료 분석 방법을 이용한 지역사회 거주 노인의 노인학대 발생과 심각성에 미치는 위험요인 분석, 『Journal of Korean Academy of Nursing』, 42(6), pp.819-832.
- 정경희 외, 2017, 2017년도 노인실태조사 최종 보고서, 보건복지부·보건사회연구원.
- 주수산나·전혜정·최봄이, 2018, 노인의 일상생활수행능력이 우울감에 미치는 영향에 대한 지역사회 재가노인 복지시설의 조절효과, 『한국노년학』, 38(1), pp.243-259.
- 한재원·이수기, 2019, 고령자 삶의 만족도에 영향을 미치는 도시환경 분석 - 2016년 경기도민 삶의 질 조사를 중심으로, 『국토계획』, 54(5), pp.33-47.
- Beard, J. R. et al., 2009, Neighborhood Characteristics and Change in Depressive Symptoms Among Older Residents of New York City, 『American Journal of Public Health』, 99, pp.1308-1314.
- Berke, E. M., Gottlieb, L. M., Moudon, A. V. & Larson, E. B., 2007, Protective Association Between Neighborhood Walkability and Depression in Older Men, 『Journal of the American Geriatrics Society』, 55, pp. 526-533.
- Cameron, A. C. & Trivedi, P. K., 1998, Regression Analysis of Count Data, Cambridge: Cambridge University Press.
- Chao, S. F., 2011, Assessing Social Support and Depressive symptoms in Older Chinese adults: a longitudinal perspective, 『Aging & Mental Health』, 15(6), pp.765-774.
- Cheung, Y. B., 2002, Zero-inflated models for regression analysis of count data: a study of growth and development, 『Stat Med』, 21, pp.1461-1469.
- Coleman, P. G., Philp, I. & Mullee M. A., 1995, Does the Use of the Geriatric Depression Scale make redundant the Need for Separate Measures of Well-being on Geriatrics Wards?, 『Age and Ageing』, 24(5), pp.416-420.
- Dahlgren, G. & Whitehead, M., 1991, Policies and Strategies to Promote Social Equity in Health: Background document to WHO, Stockholm, Sweden: Institute for Futures Studies.
- Evans, G. W., Wells, N. M., Chan, H. Y. E., & Saltzman, H., 2000, Housing Quality and Mental Health, 『Journal of Consulting and Clinical Psychology』, 68(3), pp.526-530.
- Galea, S., Ahern, J., Rudenstine, S., Wallace, Z. & Vlahov, D., 2005, Urban Built Environment and Depression: a multilevel analysis, 『Journal of Epidemiology & Community Health』, 59, pp.822-827.
- Glass, T. A. & Balfour, J. L., 2003, Neighborhoods, Aging, and Functional Limitations. In: Kawachi, I. & Berkman, L. F.(Eds.), Neighborhoods and Health, Oxford University Press, pp.303-334.
- Glass, T. A., De Leon, C. F. M., Bassuk, S. S., & Berkman, L. F., 2006, Social Engagement and Depressive Symptoms in Late Life: Longitudinal

- Findings, 『Journal of Aging and Health』, 18(4), pp.604-628.
- Guite, H. F., Clark, C. & Ackrill, G., 2006, The Impact of the Physical and Urban Environment on Mental Well-being, 『Public Health』, 120(12), pp.1117-1126.
- Hilbe, J. M., 2014, Modeling Count Data, New York: Cambridge University Press.
- Hoffmann, J. P. 2016, Regression Models for Categorical, Count, and Related Variables: An Applied Approach, Oakland, California: University of California Press.
- Kubzansky, L. D. et al., 2005, Neighborhood Contextual Influences on Depressive Symptoms in the Elderly, 『American Journal of Epidemiology』, 162(3), pp.253-260.
- Kim, D., 2008, Blues from the Neighborhood? Neighborhood Characteristics and Depression, 『Epidemiologic Reviews』, 30(1), pp.101-117.
- Lee, J. H., 2015, Older Adults' Third Places and Perceived Social Connectedness, Doctoral dissertation, Texas A&M University.
- Lee, S. & Chou, K., 2019, Assessing the Relative Contribution of Social Exclusion, Income-Poverty and Financial Strain on Depressive Symptoms among Older people in Hong Kong, 『Aging & Mental Health』, 23(11), pp.1487-1495.
- Murie, A., & Musterd, S., 2004, Social Exclusion and Opportunity Structures in European Cities and Neighbourhoods, 『Urban Studies』, 41(8), pp.1441-1459.
- Saarloos, D. et al., 2011, The Built Environment and Depression in Later Life: The Health In Men Study, 『The American Journal of Geriatric Psychiatry』, 19(5), pp.461-470.
- Scharf, T., Phillipson, C., & Smith, A.E., 2005, Social Exclusion of Older people in Deprived Urban Communities of England, 『European Journal of Ageing』, 2(2), pp.76-87.
- Schwarzbach, M., Luppia, M., Forstmeier, S., König, H. H. & Riedel-Heller, S. G., 2014, Social Relations and Depression in Late Life: A systematic review, 『Int J Geriatr Psychiatry』, 29, pp.1-21.
- Silva, M., Loureiro, A. & Cardoso, G., 2016, Social Determinants of Mental Health: a review of the evidence, 『The European Journal of Psychiatry』, 30(4), pp.259-292.
- Social Exclusion Unit, 2003, Making the Connections: Final report on Transport and Social Exclusion, Office of the Deputy Prime Minister, London.
- Stahl, S. T., Beach, S. R., Musa, D. & Schulz, R., 2017, Living Alone and Depression: the Modifying Role of the Perceived Neighborhood Environment, 『Aging & Mental Health』, 21(10), pp.1065-1071.
- Sugisawa, H. et al., 2002, The Impact of Social Ties on Depressive Symptoms in U.S. and Japanese Elderly, 『Journal of Social Issues』, 58, pp.785-804.
- Sugiyama, T., & Thompson, C. W., 2007, Outdoor Environments, Activity and the Well-Being of Older People: Conceptualising Environmental Support, 『Environment and Planning A』, 39(8), pp.1943-1960.
- Tong, H. M., Lai, D. W. L., Zeng, Q. & Xu, W. Y., 2011, Effects of Social Exclusion on Depressive Symptoms: Elderly Chinese Living alone in Shanghai, China, 『J Cross Cult Gerontol』, 26(4), pp.349-364.
- Walsh, K., Scharf, T. & Keating, N., 2017, Social Exclusion of Older persons: a Scoping Review and Conceptual Framework, 『Eur J Ageing』, 14, pp.81-98.
- WHO, 2002, Active Ageing: a Policy Framework, World Health Organization, <https://apps.who.int/iris/handle/10665/67215>

Xu, T., Zhu, G., Han, S., 2017, Study of Depression Influencing Factors with Zero-inflated Regression Models in a Large-scale Population survey, 『BMJ Open』, 7, pp.1-6.

Zaninotto, P. & Falaschetti, E., 2011, Comparison of Methods for Modelling a Count Outcome with Excess Zeros: Application to Activities of Daily living(ADL-s), 『Journal of Epidemiology & Community Health』, 65(3), pp.205-210.

통계청, 고령인구비율, 노인의 우울증상, <http://kostat.go.kr>, 2020년 9월 15일.

중앙자살예방센터, 2020 자살예방백서, <http://spckorea-stat.or.kr>, 2020년 9월 15일.

계재신청 2020.11.04.

심사일자 2020.12.20.

계재확정 2020.12.26.

주저자: 이새롬, 교신저자: 박인권