

# 서울시 저소득 독거노인 공간분포에 대한 다층요인분석\*

안용한\*\* · 김영호\*\*\*

## Multilevel Analysis on the Spatial Distribution of Low-income Elderly Single Households in Seoul\*

Yonghan An\*\* · Youngho Kim\*\*\*

**요약 :** 우리나라의 많은 독거노인이 낮은 소득 수준의 사회적 취약계층에 해당한다. 이들의 주거지는 개인의 선택보다 외부 환경적 요인에 의해서 결정된다. 특히 인구밀도가 높은 서울에서 이러한 현실은 두드러진다. 본 연구는 서울시 행정동 별 저소득 독거노인의 공간분포에 영향을 미치는 외부 환경적 요인을 파악하고자 한다. 서울시 행정구역의 위계적 구조를 반영하기 위해 자치구와 행정동을 함께 고려하는 다층분석(multilevel analysis)을 적용하였다. 또한 앞선 결과를 일반 소득 독거노인의 다층분석 결과와 비교하여 상대적으로 더 많은 영향력을 갖는 요인을 탐색하였다. 본 연구는 서울시의 복합적인 공간단위를 고려하여 사회취약계층에 작용하는 외부 환경 요인을 파악했다는 점에서 복지 정책 및 추후 연구의 방향성을 제시할 수 있다는 의미를 갖는다.

**주요어 :** 저소득, 독거노인, 사회적 취약계층, 공간분포, 다층분석

**Abstract :** In South Korea, most elderly single households are considered as the underprivileged low-income group. Their residential decisions are influenced more by external factors, such as economic conditions, rather than individual choices. This phenomenon is prevalent in Seoul which is the most densely populated area. This study focuses on identifying the external factors that decides the spatial distribution of low-income elderly single households. Considering the hierarchy of administrative districts in Seoul, we conduct multilevel analysis which reflects both Gu and Dong districts. Additionally, the study explores influential factors by comparing the low-income elderly single households to the middle-upper class group. This study holds significance in tracing influential external factors that affect socially vulnerable class, considering the multiple spatial units of Seoul. It can offer meaningful insights and directions for future welfare policies and researches.

**Key Words :** Low-income, Elderly single households, Socially vulnerable class, Spatial distribution, Multilevel Analysis

### I. 서론

한국의 많은 독거노인은 낮은 소득 수준으로 혼자 살아가는 사회적 취약 계층으로 여겨진다. 노년독거의 노

동력 상실과 결합된 낮은 경제수준은 빈곤의 문제로 이어진다(최희경, 2004). 독거노인의 거주 공간은 개인의 선택보다 이들의 사회·경제적 요인을 반영하는데(김희연·신현중, 2009), 특히 저소득 독거노인의 공간분포는

\*이 연구는 2023학년도 고려대학교 사범대학 특별연구비 지원을 받아 수행되었음(This research was supported by the College of Education, Korea University Grant in 2023).

\*\*고려대학교 일반대학원 지리학과 석사과정(Master Student, Department of Geography, Korea University, anj9610@korea.ac.kr)

\*\*\*고려대학교 일반대학원 지리학과/사범대학 지리교육과 교수(Professor, Department of Geography & Geography Education, Korea University, younghokim@korea.ac.kr)

단순히 개인적 영역이 아니라 도시 지역사회의 사회·경제적 인프라의 상황을 나타내는 지표로 작용하기도 한다(손창우·김정아, 2016). 이러한 측면에서 저소득 독거노인의 거주지 분포를 공간적으로 분석하는 것은 사회의 소수자에 대한 이해의 폭을 넓히는 측면에서 매우 의미가 있다.

한국 사회가 급속히 고령화, 1인 가구화 되면서(통계청, 2022b), 독거노인가구 또한 급속히 증가할 것으로 예상된다. 우리나라의 독거노인가구는 전체 고령자 가구 중 36.1%로 가장 높은 비율을 차지하며, 지속적으로 증가하고 있다(통계청, 2022a). 이들 독거노인가구의 평균 소득은 연 1440만원으로 전체 독거노인의 25%가 기초생활수급자에 해당하며, 전체 고령자 가구 중 최하위 소득 수준을 보여준다(보건복지부, 2020). 우리나라 노년 인구의 빈곤수준은 OECD 통계에서도 가장 두드러진 수준으로 확인된다(보건복지부, 2021). 이러한 노년 빈곤은 독거노인에서 더욱 확연히 드러난다.

독거노인의 현실은 우리사회의 빈곤과 양극화, 그리고 이들이 사회 및 도시문제에 얼마나 취약한 상태로 노출되어 있는지를 보여준다. 특히 낮은 경제수준은 삶의 질적인 저하와 함께 신체적·정신적 건강의 불안정을 야기한다(박지선·유영주, 2016). 이러한 신체적·정신적 건강의 문제는 높은 의료비의 경제적 부담으로 이어지고 삶의 질에 영향을 미친다(이봉재·오윤진, 2008). 이에 따른 삶의 질적인 저하로 인해 독거노인은 일반 노인에 비해 삶에 대한 의지 수준이 낮고, 우울과 자살 문제에 취약한 것으로 나타난다(남석인 등, 2019). 이러한 현실이 반영되어 우리나라의 노인빈곤율과 노인자살율은 OECD국가 중에서도 높은 수치로 나타난다(보건복지부, 2021).

각종 사회 및 도시문제에 취약한 독거노인의 현실은 인구밀도가 가장 높은 서울시에서 두드러지게 나타난다. 서울시의 불균등한 도시화는 지역 별 이질성을 확대시키며 거주 집단 간 격차를 심화시킨다(손은영·이자원, 2016). 이렇게 사회·경제적으로 불균등이 심화되는 과정에서 '빈곤층', '1인가구', '고령 인구' 집단이 확대되며(전창우, 2017), 낮은 경제수준을 보이는 저소득 독거노인은 세 집단에 모두 해당되어 가장 취약한 계층이라고 할 수 있다. 따라서 저소득 독거노인을 공간단위로 분석하는 연구는 불균등한 도시화 과정 속 사회취약계층이 노출된 도시문제를 공간에 주목하여 바라본다는 점에서

그 필요성이 부각된다.

국내에서는 저소득 독거노인이 처한 환경에 대해 삶의 질, 사회적 취약성 및 거주환경 개선의 측면에 주목한 연구가 활발하게 이루어지고 있다(권중돈 등, 2011; 남석인 등, 2019; 반승주 등, 2021). 또한 독거노인을 공간단위로 분석하여 그들의 거주지역 특성에 대해 파악한 연구 역시 계속해서 진행되고 있다(이희연 등, 2015; 송은정·이우주, 2017; 전창우, 2017; 성수연, 2022). 공간단위를 대한민국 전체 시·군·구로 확장하여 분석한 연구도 존재하며(엄선비, 2022), 이러한 연구들은 저소득 독거노인의 대한 사회적 관심도가 증가하고 있다는 것을 확인해준다.

본 연구는 서울시를 대상으로 행정동과 자치구 사이의 위계적 영향력을 반영하기 위해 다층모형 분석(Multi-level analysis)을 적용하였다. 다층모형 분석을 사용한 이유는 다음과 같다. 현재 대한민국의 사회취약계층을 위한 복지 정책은 국가 및 지방자치단체 차원에서 논의되고 있다. 이때 지방자치단체는 시·군·구 단위의 기관으로 정책 수행자의 역할을 한다. 그러나 이는 저소득 독거노인 밀집지역의 다양한 특성을 반영하지 못한다는 문제점이 나타난다(현외성, 2002; 현외성, 2014; 이희연 등, 2015). 즉, 저소득 독거노인의 거주 지역은 행정동별, 혹은 더 작은 공간단위 수준에서 다양한 특성으로 나타나지만 정책적 의사결정은 자치구 수준에서 이루어진다. 또한 이로 인해 지방자치단체의 복지 예산의 규모나 지출 총액 등에 차이가 나타나면서 복지 정책의 공간적 불평등이 나타날 수 있다(강국진 등, 2013). 해당 정책적 의사결정이 하위수준인 행정동에 미치는 공간적 영향력을 고려하는 동시에 행정동 별로 나타나는 저소득 독거노인 거주 지역의 특성을 반영하기 위해 위계적인 공간 단위 고려의 필요성이 나타난다. 다층모형은 위계적 구조를 지닌 데이터 분석에 특화된 모형으로 서울시의 행정동에 대한 상위 수준인 자치구의 공간적 영향력을 고려할 수 있다는 장점이 있다. 이러한 특성으로 인해 질병과 같은 데이터를 분석할 때 공간 단위의 위계적 구조를 고려하는 연구 등에 사용되고 있다(임창민·김영호, 2021). 다층모형을 사용하면 행정동 별 저소득 독거노인의 공간분포에 영향을 미치는 사회·환경적 요인을 다차원적으로 파악할 수 있다. 이를 통해 저소득 독거노인의 현실을 다각적인 시각으로 바라볼 수 있을 것이라 기대한다.

이 연구는 저소득 독거노인과 저소득에 해당하지 않는 독거노인의 공간분포를 비교하고자 한다. 비교군을 설정하여 연구집단에 상대적으로 강한 영향력을 미치는 요인을 파악할 수 있다. 따라서 본 연구는 다중 공간 분석과 두 집단의 비교를 통해 저소득 독거노인의 현실에 대한 이해의 폭을 확장하는데 목적을 둔다.

본 연구는 저소득 독거노인의 공간 분포와 거주지 특성에 영향을 미치는 요인을 파악하는 것으로 추후 도시 복지 정책 및 연구에 기여하고자 한다. 개인의 생각과 의지, 삶의 환경은 거주하는 공간에 크게 영향을 받으며 (Massey, 1994), 저소득 독거노인이 직면한 노인 빈곤, 노인 자살의 현실 역시 그들의 거주 공간과 관련이 있다. 따라서 저소득 독거노인의 밀집도가 높은 지역의 거주 환경적 특성은 그들의 삶에 직접적인 영향을 미치기 때문에 이를 면밀히 파악할 필요가 있다. 이를 통해 본 연구는 노인 복지 정책에서 우선적으로 고려되어야 할 부분을 확인하고, 정책 수립의 방향성을 제시할 수 있다는 점에서 의의를 갖는다.

## II. 선행연구 검토

독거노인의 주거지 선택은 집값, 가구 형태, 가구 소득 등 외부 환경적 요소에 영향을 받는다(박은주·권현수, 2020). 이때 독거노인의 거주지는 유사한 사회·경제적 특성을 보이는 지역에 형성되는 경향을 보인다. 이는 특정 집단 간 거주지가 분리되는 ‘거주지 분화(residential segregation)’(Duncan and Duncan, 1955) 현상의 결과로 볼 수 있다. 사회·경제적 특성에 따라 집단 별 계층화로 인해 나타나는 거주지 분화는 장기적으로 지역 간 불균등 발전을 야기할 수 있다(홍성연·최진무, 2016). 이로 인해 나타난 독거노인 거주지의 특성과 지역 간 불균등 발전에 주목하여, 독거노인이 처한 현실과 사회 및 도시 문제에 대한 복지 정책 및 연구가 계속해서 진행되고 있다.

먼저, 독거노인의 신체적·정신적 건강문제와 관련된 노인자살의 문제를 다루고 있는 연구가 다수 존재한다. 특히 경제적 어려움과 연관된 삶의 질적 저하로 인해 나타나는 노인자살에 주목한다. 남석인 등(2019)은 독거노인의 자살 의도가 비독거노인보다 높은 것을 확인하였다. 연구에 따르면 독거노인은 비독거노인에 비해 학력 및 소득 수준이 낮았으며, 주관적으로 생각하는 건강수

준 및 계층수준이 낮게 나타났다. 이는 낮은 경제적 수준으로 주관적으로 느끼는 삶의 질이 떨어지면서 독거노인이 자살 문제에 더 취약하다는 것을 보여준다. 김예성·하용용(2015)은 삶의 질적인 저하를 서울시 저소득 독거노인의 생산적여가활동 참여와 연관지어 연구를 진행하였다. 해당 연구에 따르면 생산적여가활동은 정신건강 증진에 직접적인 효과를 지닌다. 그러나 경제적 수준이 낮은 독거노인의 경우 높은 지출이 동반되는 생산적여가활동의 참여율이 떨어지게 된다. 이에 따라 저소득 독거노인은 정신건강의 안정성이 상대적으로 낮으며, 자살위험에 쉽게 노출되는 것을 확인하였다. 앞선 연구에서 저소득 독거노인은 경제적 어려움으로 삶의 질적 저하를 겪으며, 정신 건강문제에 취약하기 때문에 자살위험에 쉽게 노출되는 것으로 나타났다. 해외에서도 삶의 질이 낮아지면서 나타나는 정신 건강문제는 노인자살의 주요 원인으로 언급되는 만큼(Henriksson *et al.*, 1995; Cattell, 2000), 저소득 독거노인의 삶의 질 향상에 대한 논의가 계속해서 이루어질 것으로 보인다. 저소득 독거노인의 생활 환경 향상과 관련하여 주거환경 개선 방향성에 대한 연구 역시 지속적으로 이루어지고 있다(강지혜 등, 2017; 반승주 등, 2021). 그러나 개인의 건강문제와 생활 환경 측면에 대한 연구는 개인의 심리적 요인과 지역의 미시적 특성에 주목하기 때문에 저소득 독거노인의 공간적 분포에 대한 설명을 제시하기 어렵다는 한계가 존재한다.

저소득 독거노인의 공간분포를 외부 환경 요인과 결합하여 바라보는 연구 역시 계속해서 이루어지고 있다. 특히 공간분포에 영향을 미치는 외부 요인 설정에 대한 많은 논의가 진행되었다. 송은정·이우주(2017)는 행정동 별 저소득 독거노인의 공간군집을 설명하는 변수로 ‘박탈지수(deprivation index)’를 사용하였다. 박탈지수는 지역의 사회·경제적 박탈정도를 의미하며, 그에 따르면 박탈지수가 높은 지역에 1인 가구 및 저소득 독거노인이 더 많이 거주하는 경향을 확인하였다. 그러나 박탈지수는 경제적 효과에 중점을 두고 있기 때문에 다양한 외부 환경적 요인을 반영하기 어렵다는 한계를 갖는다.

저소득 독거노인의 공간분포를 다양한 측면에서 유형화한 연구로는 전창우(2017)의 연구가 존재한다. 그는 상이지수를 통해 행정동 별 저소득 독거노인의 전역적 집중도를, 표준화 상이지수(standardized score of dissimilarity; SSD)를 사용하여 국지적 집중도를 파악하였다.

이후 저소득 독거노인의 거주지 특성을 파악하기 위해 교육수준, 주택의 점유형태, 거처 종류 등의 변수들을 선정하여 비교하였다. 이를 통해 저소득 독거노인의 거주 지역의 유형을 영구입대아파트 밀집지역, 노후·단독주택 밀집지역, 쪽방 밀집 지역으로 구분하여 공간적 특성을 반영하였다.

저소득 독거노인의 밀집지역을 다양한 측면의 외부 환경적 요인과 함께 공간적 시각으로 바라보는 연구는 지속적으로 진행되고 있다(이희연 등, 2015; 성수연, 2022; 양재섭·성수연, 2022). 또한 공간단위를 확장하여 전체 시·군·구를 대상으로 국민기초생활보장수급 대상자 독거노인의 공간분포와 핫스팟을 추적한 연구 역시 존재한다(엄선비, 2022).

선행 연구 검토 결과, 많은 연구들이 저소득 독거노인의 거주지 분포와 공간적 불평등에 주목하며 정책적 함의를 이끌어내고 있다. 그러나 의사결정의 주체인 자치구가 진행하는 정책적 측면의 영향력을 고려하지 않고, 저소득 독거노인 거주지의 특성과 유형 분류 등에만 주목하고 있다. 자치구 수준에서 나타나는 정책적 의사결정은 행정동의 근린환경에 영향을 미치며, 행정동에 나타나는 근린환경의 특성은 저소득 독거노인의 공간적 분포에 영향을 미치므로 두 가지 공간단위를 함께 고려해야 한다. 또한 공간 데이터를 분석할 때, 공간 단위와 구조조에 따라서 데이터의 세부사항이나 분석 결과가 달라지는 MAUP(modifiable area unit problem)의 이슈가 발생할 수 있다(Fotheringham and Rogerson, 2008: 106-108). 두 가지 공간 단위를 함께 고려하면 한 가지 공간 단위를 대상으로 했을 때 보다 MAUP의 영향을 덜 받을 수 있다. 따라서 저소득 독거노인의 공간분포와 외부 환경 요인의 관계에 대해 복합적 공간 단위를 고려하는 것으로 앞선 한계에 대한 더 높은 설득력을 가질 수 있다.

### III. 연구 방법

#### 1. 분석 방법

##### 1) 공간적 자기상관 측정

공간적 자기상관(spatial autocorrelation)은 공간적으로 인접한 값 사이의 상관관계를 의미하며, 이는 통계학

의 기본 가정인 '데이터 관측값의 독립성'에 벗어나는 공간 데이터만의 특징이다(Griffith, 2003). 공간적 자기상관으로 인해 공간상에서 하나의 속성값은 먼 지역의 값보다 인접한 지역에서 유사한 값을 갖는 경향이 존재한다(O'Sullivan and Unwin, 2010). 따라서 공간 데이터인 독거노인 데이터에서 나타나는 전역적/국지적 공간적 자기상관을 파악하고자 한다.

독거노인 거주지 분포에서 나타나는 국지적 공간적 자기상관을 파악하기 위해 국지적 통계방법을 사용하였다. 국지적 공간적 자기상관을 측정하는 것으로 특정 지역의 값과 인접한 지역들의 값 사이의 상관관계를 파악할 수 있다. 특정 지역은 인접한 지역의 영향을 받으며 이는 공간 데이터의 기본 가정인 CSR(complete spatial randomness)과는 다른 국지적인 공간패턴이 나타난다(김영호, 2012). 국지적 공간적 자기상관은 Anselin(1995)의 Local Moran's I와 Getis and Ord(1992)의 Getis-Ord's  $G_i^*$  통계를 사용하여 측정하였다. Local Moran's I는 특정 지역의 관측값을 인접한 지역과 비교하여 값의 상대적인 높고 낮음을 구분하여 국지적인 공간적 자기상관을 측정할 수 있다(Anselin, 1995). 특히 인접한 지역에 비해 상대적으로 높은 값을 갖거나, 상대적으로 낮은 값을 갖는 음의 공간적 자기상관을 파악하는데 용이하다(이상일 등, 2010). Getis-Ord  $G_i^*$  통계는 특정 지역과 인접지역의 관측값의 합의 평균을 전체 평균과 비교하여 그 비중을 산출해 통계적으로 유의미한 핫스팟과 콜드스팟을 확인할 수 있는 방법이다(김명진, 2014; Im and Kim, 2021).

#### 2) 다층모형분석

행정동별 저소득 독거노인의 공간적 밀집 요인을 파악하기 위한 분석 방법으로 다층모형(multilevel model) 분석을 사용하였다. 다층모형분석은 위계적 구조를 갖는 공간데이터의 분석에 용이한 방법이다. 모집단에서 추출된 표본은 기본적으로 독립적이라고 가정하지만, 동일한 상위 집단에서 추출된 하위 집단의 표본들은 상위 집단의 영향력 하에 있기에 서로가 완전히 독립이라고 말할 수 없다. 이를 분석하는 과정에서 '집단(group)'의 영향력을 무시하고 '개별 요소(individuals)'만을 사용한다면 독립성 가정에 반하는 통계적 오류가 발생한다(Hox *et al.*, 2018). 다층모형은 동일한 집단 내 개별적으로 관측된 데이터를 집단의 속성을 반영하여 분석할 수

있어 이러한 통계적 오류를 최소화할 수 있다는 장점을 갖는다(Kreft and de Leeuw, 1998).

본 연구는 행정동 별 저소득 독거노인을 대상으로 하지만 행정동 수준의 공간적 특성만을 분석하는 것은 위계적 상위 수준인 자치구가 행정동의 공간적 특성에 미치는 영향력을 반영하지 못한다. 하나의 자치구에 속한 행정동에 나타나는 저소득 독거노인 거주지의 특성은 자치구의 정책적 의사결정의 영향력 하에 있기 때문에 서로가 완전히 독립적인 표본이라고 볼 수 없다. 따라서 결과 해석에서 하위 집단 표본의 독립성을 유지하며 자치구가 행정동에 미치는 영향력을 파악하기 위해 다중모형분석을 실시하였다.

다중모형은 상위수준의 영향력이 반영된 하위수준을 나타내는 1수준 모형과 자치구 수준으로 이루어진 2수준 모형으로 구분되며 최종적으로 두 가지를 합친 결합모형으로 나타난다. 이때 2수준 모형은 1수준 모형의 절편(intercept)값으로 포함된다. 다중모형의 구조를 살펴보면 다음과 같다.

$$\text{Level 1: } Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{10}X_{ij} + \epsilon_{ij}$$

$$\text{Level 2: } \beta_{0j} = y_{00} + y_{01}Z_j + u_{0j}$$

$$\text{결합모형: } Y_{ij} = y_{00} + y_{01}Z_j + \beta_{10}X_{ij} + \epsilon_{ij} + u_{0j} \quad (1)$$

$Y_{ij}$ : 자치구 j의 행정동 i의 저소득 독거노인 비율  
 $y_{00}$ : 자치구 수준의 저소득 독거노인 비율의 평균  
 $X_{ij}$ ,  $Z_j$ : 각 수준별 독립변수  
 $\epsilon_{ij}$ ,  $u_{0j}$ : 각 수준별 오차항

다중모형은 고정효과(fixed effect)와 임의효과(random effect)로 구분된다. 고정효과란 모형에서 지정된 요인들을 의미한다. 즉 종속변수를 설명하기 위해 설정된 각각의 독립변수들이 이에 해당한다. 이 때 각각의 독립변수가 종속변수에 미치는 영향력의 효과를 나타낸다. 임의효과는 모형의 분포에서 분산과 같은 모수를 추정할 수 있는 부분으로 각각의 독립변수로 추정된 모형의 분포에 대한 설명을 보여주는 효과이다(Kreft and de Leeuw, 1998). (1)에서  $y_{00} + y_{01}Z_j + \beta_{10}X_{ij}$  부분은 고정효과를 나타내며, 오차항으로 이루어진  $\epsilon_{ij} + \mu_{0j}$  부분은 임의효과를 나타낸다. 각각의 통계모형은 R 4.2.2를 사용하여

분석하였고, 다중모형분석은 lme4 패키지를 사용하여 수행하였다. 각각의 데이터는 Arc GIS Pro 3.1.3을 사용하여 시각화 및 지도화를 수행하였다.

## 2. 연구 대상 및 변수 선정

본 연구는 2021년 서울시 425개 행정동의 독거노인을 대상으로 진행하였다. 서울시의 독거노인 가구 수는 259,733가구로, 전체 시도 중 가장 높은 밀도(429가구/km<sup>2</sup>)를 보인다(통계청, 2022c). 또한 서울시 65세 이상 고령 인구 중 독거노인의 비율은 33.6%로 2018년 대비 11% 증가한 것을 확인할 수 있다(보건복지부, 2020). 따라서 서울시 독거노인 실태에 대한 관심도 역시 지속적으로 증가하고 있기 때문에 해당 지역을 면밀히 살펴보고자 한다.

서울시 독거노인의 공간분포를 설명하기 위한 독립변수는 행정동 수준 7개, 자치구 수준 3개의 주택·경제·인구·사회적 변수를 사용하여 분석하였다. 본 연구의 종속변수 및 독립변수의 구체적인 목록은 다음 표 1과 같다. 해당 데이터 중 2021년 데이터가 존재하지 않는 데이터는 2020년 데이터를 사용하였다.

### 1) 종속변수

종속변수는 2021년 서울시 425개 행정동의 독거노인 인구 데이터를 사용하였다. 해당 데이터는 전체 독거노인 인구, 기초생활수급자로 등록된 독거노인 인구, 그리고 중위소득 50% 이하 차상위계층 독거노인 인구 데이터를 함께 제공한다. 본 연구는 기초생활수급자 독거노인과 차상위계층 독거노인을 합산하여 '저소득 독거노인'이라고 정의하고 이를 총인구 대비 비율로 환산하였다. 또한 전체 독거노인에서 저소득 독거노인을 제외한 집단을 일반 소득 독거노인으로 정의하고 총인구 대비 비율로 환산하였다.

### 2) 독립변수

본 연구의 독립변수는 행정동 수준과 자치구 수준으로 구성된다. 행정동 수준의 독립변수는 주택, 경제, 인구·사회적 변수로 구분하였고, 자치구 수준의 독립변수는 사회적 변수로 구분하였다.

표 1. 변수 목록

구분	변수명		구성 및 출처	
종속변수	저소득/일반소득 독거노인 비율		행정동별 독거노인 비율/ 서울 열린데이터광장(2021)	
독립변수	행정동	주택 변수	아파트	행정동별 아파트 비율/ 국가통계포털 KOSIS(2021)
		경제적 변수	기초생활수급자	행정동별 기초생활 수급자 비율/ 서울 열린데이터광장(2021)
			사업체 수	인구 1만 명당 사업체 수/ 서울 열린데이터광장(2021)
	종사자 수		사업체 1개 당 종사자 수/ 서울 열린데이터광장(2021)	
	인구·사회적 변수	도시공원	1세대당 도시공원 면적/ 네모 파트너즈(2020)	
		이혼	조이혼율*/ 국가통계포털 KOSIS(2021)	
		전출입	전출입비율**/ 서울 열린데이터광장(2021)	
	자치구	사회적 변수	노인 복지 시설	노인 인구 1000명당 복지시설/ 서울 열린데이터 광장(2021)
			보건 및 사회복지 예산	1인당 보건 및 복지예산(천원/명)/ 서울 열린데이터광장(2021)
고물상 개수			인구 10만 명당 고물상 개수/ 서울특별시 자원순환과(2020)	

\* 이혼건수/연앙인구\*100, \*\*: 전출입합/연앙인구\*100.

(1) 행정동

**주택 변수:** 통계청(2022b)에 따르면 2021년 기준 1인 가구가 거주하는 주택형태는 1위가 단독주택(42.2%), 2위가 아파트(33.1%)로 집계되었다. 그러나 집계된 단독주택은 일반단독주택, 다가구단독주택, 영업겸용 단독주택을 모두 포함하여 합산한 수치이기에 단독주택 별 편차가 크게 나타난다. 따라서 주거 형태 중 용도와 규모의 편차가 상대적으로 적은 아파트 비율을 독립변수로 선정하였다.

**경제적 변수:** 기초생활수급자 변수는 해당지역의 소득 수준을 간접적으로 나타낸다(고정은·이민홍, 2015; 장현석 등, 2021). 행정동 단위의 소득 수준을 직접적으로 나타내는 자료는 취득하는데 한계가 존재하기 때문에 이를 간접적으로 확인할 수 있는 기초생활수급자 비율을 통해 행정동 별 소득 격차를 간접적으로 나타내고자 한다.

사업체 수와 종사자 수는 각 지역의 상업 시설 입지

특성을 나타낸다. 상업 시설이 높게 밀집할수록 경제 활동이 활발한 상업 중심지의 특성을 갖는다고 볼 수 있다. 이를 통해 각 지역의 상업 시설 분포와 독거노인 거주지 분포의 연관성을 파악하고자 인구 1만 명당 사업체 수와 사업체 1개당 평균 종사자 수로 환산하여 사용하였다.

**인구·사회적 변수:** 1세대당 도시공원면적은 삶의 질적인 측면과 연관된 지표이다. 자살률과 지역사회 환경적 요인을 파악한 연구에서 1인당 공원면적은 자살율에 영향을 미치는 외부환경 요소로 나타난다(정은희·송나경, 2017). 특히 사회기반시설로써의 도시공원과 같은 녹지시설은 거주환경의 질적인 측면과 직접적으로 관련된 정신적 건강상태에 영향을 미치는 지표로 나타난다(조수미·신형덕, 2014; 이상철·박영란, 2016).

각 지역의 이혼율과 전출입 비율은 거주 지역의 약화된 사회적 환경을 나타낸다. Shaw and McKay(1942)는 거주 지역 환경의 악화로 인해 발생하는 범죄는 지역의 집중된 사회적 불이익과 연관이 있다고 설명한다. 이 때

이혼율과 전출입 비율은 거주 지역의 악화된 환경 수준을 보여주는 지표로도 사용된다(장현석 등, 2021).

(2) 자치구

**사회적 변수:** 자치구 수준에서의 독립변수는 사회적 변수로 노인복지시설, 보건 및 사회 복지 예산, 고물상에 주목하였다. 노인복지시설의 경우, 노인복지법 제31조에 따라 노인주거복지시설, 노인의료복지시설, 노인여가복지시설, 재가노인복지시설, 노인보호전문기관, 노인 일자리 지원기관의 수를 파악하여 이를 합산하였다. 노인복지법 28조에 따르면, 노인복지시설을 관할하는 주체는 보건복지부 장관부터 시·군·구의 장까지 그 권한을 갖는다. 즉, 노인복지시설은 자치구 단위로 시설이 운영되며 자치구에 속한 행정동에 거주하는 노인들이 이용하는 시설이다. 따라서 자치구 별로 시설의 수에 따라 차이가 나타나는 지표이기 때문에 노인 인구 1,000명당 노인복지시설의 수를 사용하였다.

자치구별 지방자치단체의 예산의 규모는 정책 수행능력에 영향을 미친다. 각 지방자치단체의 재정능력에 따라 의료 정책 및 복지 정책의 지역 간 불평등이 나타날

수 있다(강국진 등, 2013). 특히 의료 서비스와 복지 서비스는 타 집단에 비해 상대적으로 생활 능력과 신체 능력이 떨어지는 독거노인 집단에 중요하고 측면으로 작용하기 때문에 자치구별 1인당 보건 및 사회복지 예산의 지표를 사용하였다.

인구 10만 명당 고물상 개수는 저소득 독거노인의 생활환경을 반영한다. 다수의 저소득 독거노인이 리어카를 끌며 폐지를 주우며 수집된 폐지를 고물상에 판매한다. 이때 폐지를 줍는 독거노인의 활동 반경은 하나의 행정동이 아닌 인접한 여러 행정동에 포함된다. 노인들의 공간적 활동 범위를 고려하여 자치구 수준의 변수로 설정하였다.

IV. 연구 결과

1. 독거노인의 공간적 자기상관 측정

독거노인의 공간적 자기상관을 측정하기 위해 Local Moran's I를 사용하였다. 그림 1과 그림 2는 각 독거노인

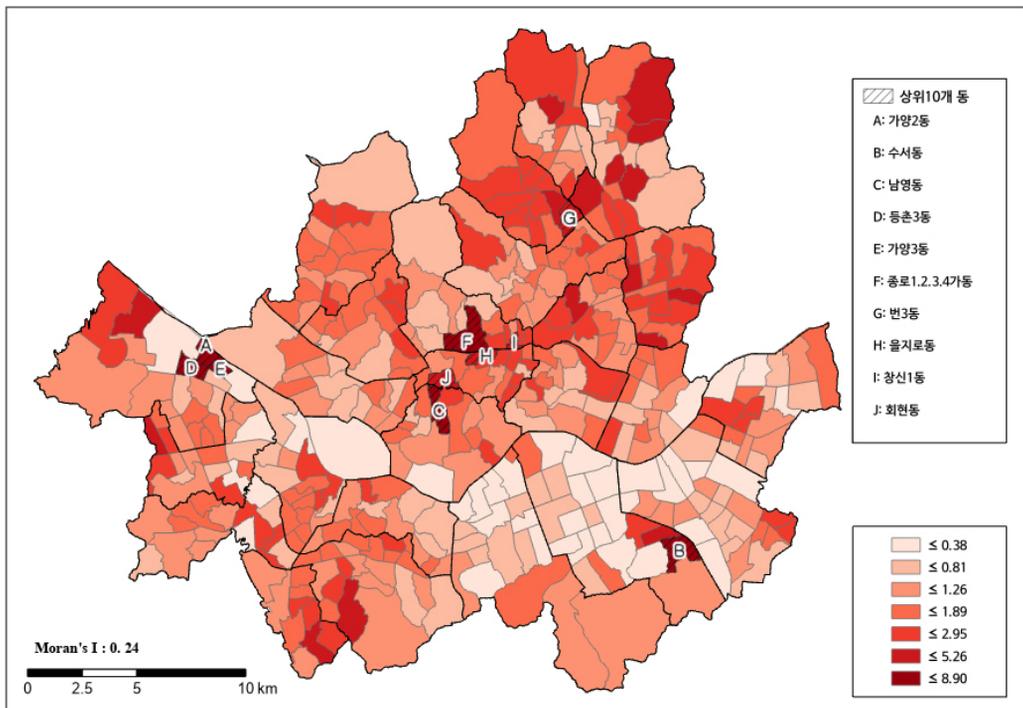


그림 1. 2021년 행정동별 저소득 독거노인 비율

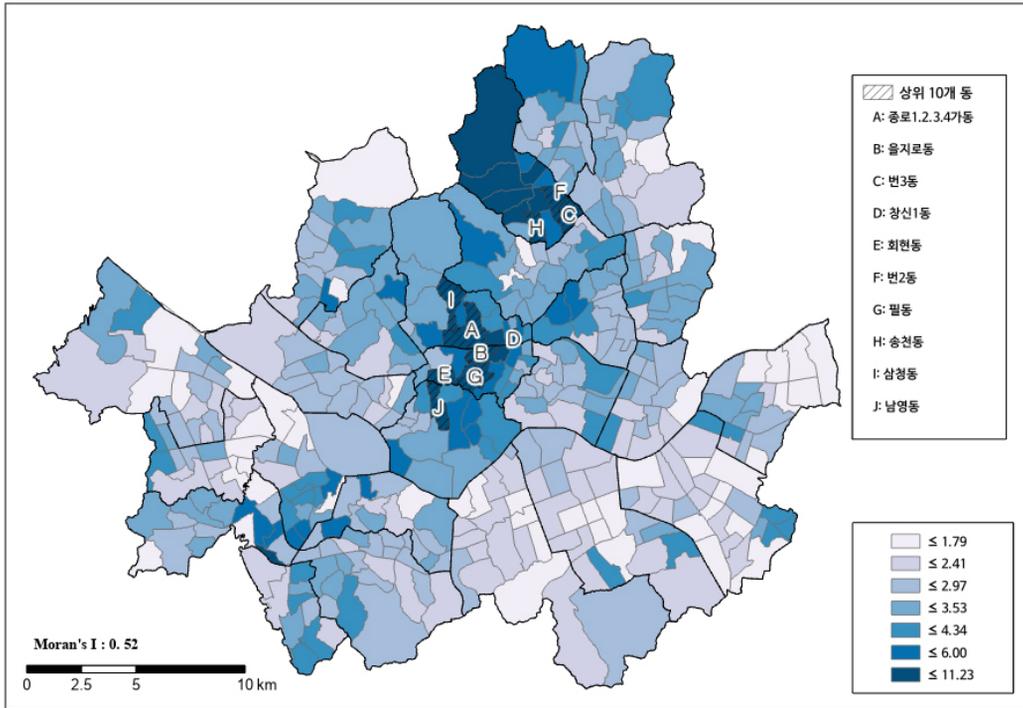


그림 2. 2021년 행정동별 일반 소득 독거노인 비율

의 공간분포와 독거노인 비율 상위 10개동 및 Moran's I를 측정하여 나타난 자료이다. 독거노인 비율 상위 10개의 행정동을 확인한 결과 저소득 독거노인의 경우 종로구, 중구, 용산구, 강서구, 강북구, 노원구, 강남구 일부 지역에서 높은 비율을 확인하였다. 일반 소득 독거노인의 경우 종로구, 중구, 용산구 지역과 강북구 지역에서 높은 비율을 보인다. 또한 강서구 지역에는 상대적으로 밀집 정도가 강하지 않은 것으로 나타났다. 그림 1과 2에서 저소득과 일반 소득 독거노인 간 상이한 공간적 패턴이 나타나는 것을 확인할 수 있다.

독거노인의 공간적 자기상관성을 파악하기 위해 Global Moran's I를 측정한 결과 두 독거노인 모두 양의 공간적 자기상관을 갖는 것을 확인하였다. 이후 각각의 행정동별 국지적 공간적 자기상관을 탐색하기 위해 Anselin의 Local Moran's I와 Getis-Ord's  $G^*$ 를 확인하였다(그림 3, 그림 4). 주변지역과 함께 높은 값을 보이는 지역은 저소득 독거노인 비율 상위 10개의 행정동을 중심으로 나타난다. 강남구 지역에서 일원본동은 주변지역에 비해 낮은 값을 갖는 것으로 나타나는데 이는 바로 인접한 수서동의 저소득 독거노인 비율이 높게 나타나기 때문인 것

으로 확인된다. 일반 소득 독거노인의 Local Moran's I는 서울 종로구, 중구, 용산구의 중심부와 강북구 지역에 높은 값이 집중되어 있다( $p < 0.05$ ). 저소득 독거노인과 같이 일반 소득 독거노인 역시 비율 상위 10개 행정동을 중심으로 Local Moran's I 값의 분포를 확인하였다.

Getis-Ord's  $G^*$ 통계를 사용하여 통계적 유의정도에 따라 핫스팟과 콜드스팟을 추적하였다. 이 중 높은 통계적 유의성( $p < 0.01$ )을 보이는 지역에서 저소득 독거노인 비율 상위 10개 행정동을 중심으로 핫스팟이 형성되는 것을 확인하였다. 또한 마찬가지로 강남3구 지역과 양천구 지역에서는 통계적으로 유의한( $p < 0.05$ ) 콜드스팟이 형성되는 것을 확인하였다. 일반 소득 독거노인의 핫스팟 역시 비율 상위 10개 행정동을 중심으로 핫스팟이 형성되는 것을 확인할 수 있다( $p < 0.01$ ).

## 2. 다층모형분석 결과

각 독거노인의 공간분포에 영향을 미치는 요인을 파악하기 위해 다층모형 분석을 실시하였고 그 결과는 표 4와 같다.

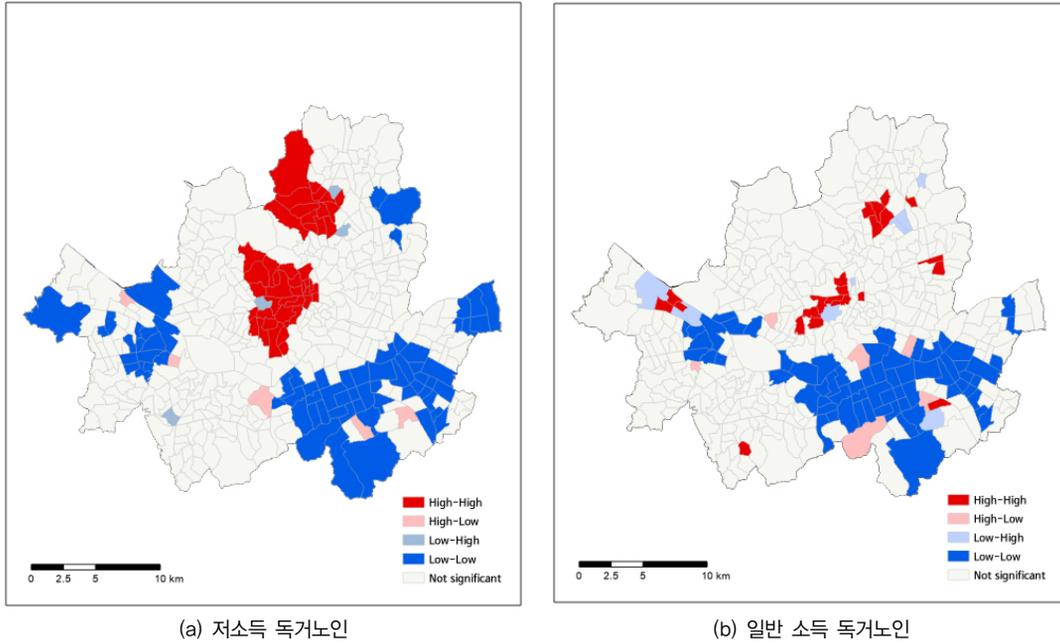


그림 3. 저소득 독거노인 비율 Local Moran's I

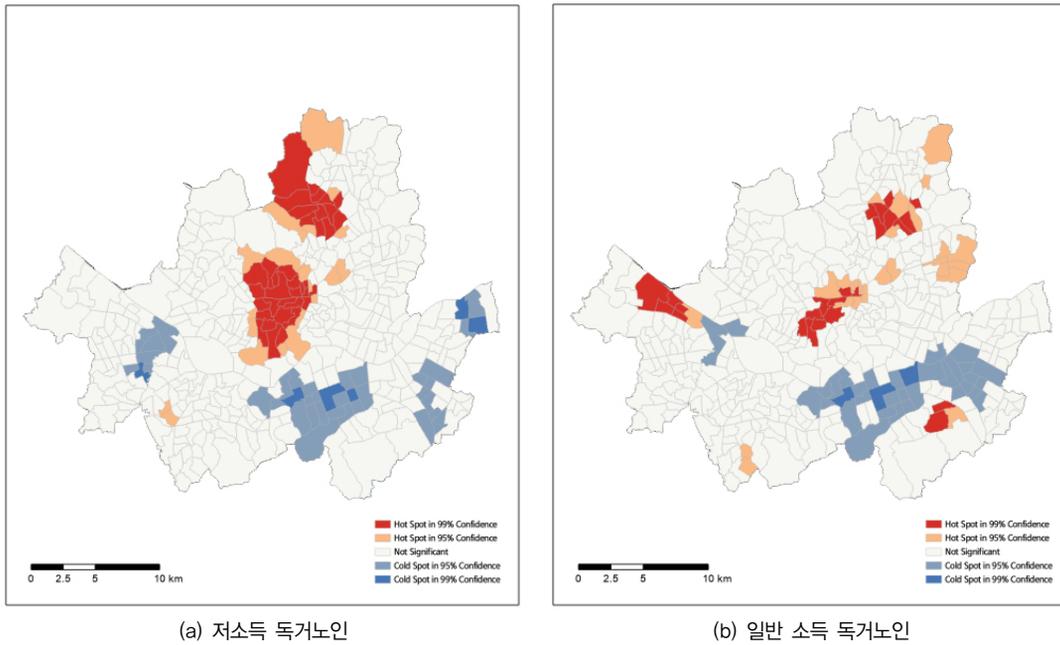


그림 4. 독거노인 Getis-Ord's  $G^*$  핫스팟분석

본 연구에서 다중모형 사용은 적절하다고 판단할 수 있는데, 이는 집단 내 상관계수(Intraclass correlation coefficient; ICC)로 확인할 수 있다(Raudenbush and

Bryk, 2002: 23-28). ICC는 0에서 1의 값으로 나타나는데, 그 값이 0.05 이상이면 다중모형 분석이 적절하다고 판단할 수 있다(Raudenbush and Bryk, 2002: 68-98). 여기

표 2. 독거노인 다층모형분석 결과

위계	분류	변수 명	Null 모형		1수준 모형		2수준 결합모형	
Fixed Effect								
			저소득	일반 소득	저소득	일반 소득	저소득	일반 소득
					Estimate	Estimate	Estimate	Estimate
행정동	주택 변수	아파트	-	-	0.0035**	-0.0104**	0.0035**	-0.0105**
		경제적 변수	기초생활수급자	-	-	0.3506**	0.1457**	0.3507**
	사업체 수		-	-	0.00003**	0.0001**	0.00003**	0.0001**
	종사자 수		-	-	-0.0087	-0.0238	-0.0095	-0.0238
	인구·사회적 변수	도시공원	-	-	0.00004	0.0007*	0.00005	0.0008*
		이혼	-	-	0.0114**	-0.0121	0.0114**	-0.0123
전출입		-	-	-0.0010	-0.0126**	-0.0010	-0.0124**	
자치구	사회적 변수	노인복지시설	-	-	-	-	-0.1843*	-0.8023*
		보건 및 복지예산	-	-	-	-	0.0003	0.0030**
		고물상 개수	-	-	-	-	-0.0067	-0.0010
Random Effect								
	variance		0.149	0.832	0.016	0.456	0.012	0.304
	AIC		1266.9	1261.5	150.6	958.3	150.4	954.8
	Log-likelihood		-630.4	-627.8	-65.3	-469.1	-62.2	-464.7
	ICC value		0.13					

\* p<0.05, \*\* p<0.01.

서 ICC값 0.13은 독거노인 비율을 자치구 수준에서 약 13%를 설명한다는 것을 의미한다. 다층모형분석 결과, 랜덤효과에서 자치구 단위 수준에서 종속 변수인 독거노인 비율의 집단 내 변화량(group variance)과 아카이케 정보 기준(Akaike Information Criterion; AIC)의 값이 1수준 모형에 비해 2수준 결합모형에서 감소하여 모형이 적합하다고 판단하였다. 또한 이를 통해 자치구의 위계수준이 행정동 별 독거노인 비율에 영향을 미친다는 것을 확인하였다.

위의 표 2의 결과에서 1수준 모형에서 통계적 유의미성을 보이는 변수들은 2수준 모형에서도 유의미하게 나타났다. 먼저 저소득 독거노인의 다층모형 결과 행정동 수준에서 유의미한 변수는 아파트, 기초생활수급자, 사업체 수, 이혼율로 나타났고, 자치구 수준에서는 노인복지시설이 유의미한 변수로 나타났다. 일반 소득 독거노인의 다층모형 결과 행정동 수준에서는 아파트, 기초생활수급자, 사업체 수, 도시공원 그리고 전출입 비율이 유의미한 변수로 나타났으며, 자치구 수준에서는 노인복지시설과 보건 및 사회 복지 예산이 유의미하게 나타났다.

### 1) 행정동

**주택변수:** 행정동 수준의 변수에서 주택 변수인 아파트는 저소득과 일반 소득 독거노인에서 모두 유의미한 변수로 나타나지만 저소득 독거노인에서는 양의 회귀계수, 일반 소득 독거노인에서 음의 회귀계수를 보인다. 저소득 독거노인의 비율이 높은 지역 중 아파트의 비율이 95%이상인 지역을 확인한 결과 강서구 등촌3동, 가양2동, 가양3동과 노원구 중계2.3동, 월계2동, 하계1동, 상계3.4동 등을 확인하였다. 해당 지역은 모두 영구임대아파트가 밀집한 지역이며, 강남 지역에서 높은 저소득 독거노인 비율을 보이는 수서동 역시 대규모 영구임대아파트 단지가 들어서있다. 저소득 독거노인의 밀집 지역의 특성중 하나로 영구임대아파트 밀집 지역을 추출한 연구가 존재하며(이희연 등, 2015; 전창우, 2017) 영구임대아파트가 저소득 독거노인 거주지 분포에 영향을 미친다는 것을 확인할 수 있다. 이를 구체적으로 확인하고자 마이홈포털(myhome.go.kr)에서 제공하는 영구임대아파트 주소를 확인하고 ArcGIS Pro 3.1.3의 Geocoding Address Tool을 사용하여 지도화하였다(그림 5). 그림 4의 저소득 독거노인의 국지적 집중도와 그림 5의 영구임

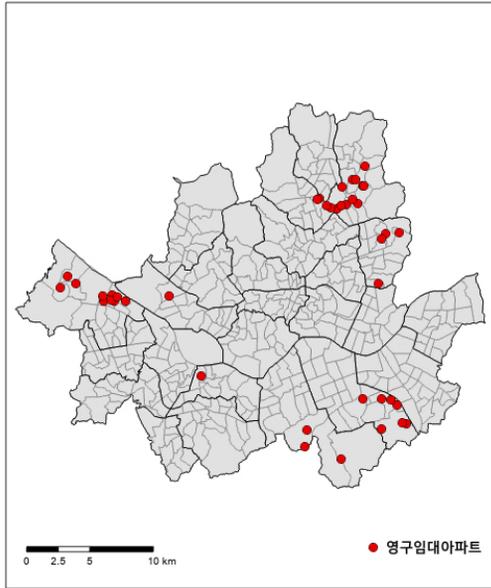


그림 5. 영구임대아파트 지도

출처: 마이홈포털.

대아파트 지도를 비교하였을 때, 영구임대아파트 밀집 지역은 저소득 독거노인의 높은 국지적 집중도를 보이는 지역에 분포하는 경향을 보인다. 일반 소득 독거노인의 결과는 음의 회귀계수를 보이는 만큼 아파트가 아닌 다른 주택형태에 거주할 확률이 높을 것으로 예상된다. 저소득 독거노인에 비해 상대적으로 소득 수준이 높은 만큼 영구임대아파트 단지가 집중된 지역에 일반 소득 독거노인의 비율이 높지 않다는 점 또한 확인하였다.

**경제적 변수:** 독거노인 다중모형의 결과에서 경제적 변수 중 기초생활수급자, 사업체 수가 모두 양의 회귀계수를 갖는 변수로 나타났다. 기초생활수급자의 회귀계수 값을 비교했을 때 저소득 독거노인(0.35)이 일반 소득 독거노인(0.15)보다 높은 값을 갖는다. 기초생활수급자 비율이 높은 지역일 수록 저소득 독거노인과 일반 소득 독거노인의 비율 모두 증가하는 경향을 보이지만, 저소득 독거노인이 기초생활수급자 비율에 더 강한 영향을 받는 것을 확인할 수 있다. 따라서 지역의 소득 수준이 낮은 지역 일수록 저소득 독거노인이 높은 비율로 거주하는 경향이 강하며, 전체 독거노인은 전반적으로 소득 수준이 낮은 지역에 거주하는 것을 확인할 수 있다.

사업체 수는 해당 지역의 상업적 특성을 나타낸다. 사업체수가 밀집한 지역일수록 상업 지역의 특성이 잘 나

타난다. 상업 시설의 수가 많을수록 해당 지역의 경제 활동이 활발한 것을 의미하며 이는 지역의 높은 경제적 수준으로 연결된다. 다중모형분석 결과에서 저소득 독거노인의 비율은 사업체 수에 대해 양의 회귀계수를 갖는 것으로 확인하였다. 이는 해당 지역은 인구 구성과 거주지의 유형이 다양하게 나타나기 때문인 것으로 확인된다. 또한 저소득 독거노인 비율과 관련하여 사업체 수가 많은 지역에 나타나는 쪽방촌의 존재를 고려해 볼 수 있다. 저소득 독거노인의 비율이 높은 지역 중 인구 1만명 당 사업체 수가 3천개 이상인 지역을 확인한 결과 용산구 남영동, 종로구 종로 1.2.3.4가동, 창신동, 중구 회현동, 광희동, 영등포구 영등포동 등 쪽방촌이 밀집한 지역이 포함된 것을 확인하였다. 일반 소득 독거노인의 경우 역시 사업체가 밀집한 지역에 높은 비율로 거주하는 것을 확인하였다. 사업체 1개당 평균 종사자 수는 유의미하지 않게 나타났기 때문에 종사자 수는 독거노인 비율에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 파악하였다.

**인구·사회적 변수:** 1세대당 도시공원의 면적은 일반 소득 독거노인의 비율과 양의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 삶의 질적인 측면과 관련된 도시 녹지 시설은 일반 소득 독거노인의 거주지 선택에 영향을 주는 요인으로 파악할 수 있다. 저소득 독거노인의 비율에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

이혼율은 저소득 독거노인 공간분포에 영향을 미치는 것을 확인하였다. 저소득 독거노인 비율은 이혼율이 높을수록 높게 나타난다. 이혼율이 높은 지역은 사회적으로 열악한 환경을 보이는 경향이 있다(Shaw and Mckay, 1942). 또한 이혼은 1인 가구가 되는 직접적인 원인이 되기도 한다. 이혼 사유 중 소득과 연관된 경제적 문제가 상위권을 차지하는 만큼(통계청, 2017) 경제적으로 어려움에 처해 있는 경우 이혼 문제에 직면할 확률이 높다.

전출입 비율의 경우 저소득 독거노인의 비율에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 주거지 선택이 비교적 자유로운 타 계층과 달리 저소득 독거노인은 낮은 경제적 수준으로 인해 개인의 선택이 아닌 외부 요인으로 열악한 환경에서 계속 거주할 수 밖에 없는 현실이 나타나지만(성수연, 2022) 모형 분석 결과, 지역의 전출입 비율의 영향력은 미미한 것으로 나타난다. 반면 일반 소득 독거노인 비율과 전출입 비율은 음의 관계를 갖는 것을 확인하였다. 전출입 비율은 주거 이동성을 의미하는데, 주거 이동성이 높게 나타나는 지역은 주거 만족도가 떨

어지는 지역으로 사회적·물리적 환경이 열악한 지역이다(김병석·이동성, 2018). 따라서 일반 소득 독거노인은 열악한 지역을 기피하는 거주 성향이 나타난다고 볼 수 있다.

## 2) 자치구

**사회적 변수:** 노인복지시설은 저소득 독거노인과 일반 소득 독거노인 비율 모두에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 모형 분석 결과, 노인 인구 1000명당 노인복지시설의 개수가 적을수록 저소득 독거노인과 일반 소득 독거노인의 비율이 높게 나타나는 것을 확인하였다. 즉, 서울시의 노인복지시설에 대한 독거노인의 접근성이 매우 취약한 것을 보여준다.

1인당 보건 예산 및 사회 복지 예산은 저소득 독거노인의 비율에는 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 반면 일반 소득 독거노인에 비율과는 양의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 자치구 별 재정에 따른 보건 정책과 사회 복지 정책의 시행 정도는 행정동 별 저소득 독거노인의 거주지 분포보다 일반 소득 독거노인의 거주지 분포에 영향을 미친다는 것을 알 수 있다.

생활환경(인구 10만 명당 고물상 개수)은 저소득과 일반 소득 독거노인 비율에 유의미한 영향이 없는 것으로 나타났다. 따라서 독거노인의 거주지는 고물상의 입지와 무관하다는 것을 보여준다.

## V. 결론

본 연구는 서울시 저소득 독거노인의 공간적 군집여부와 그 요인을 확인하고 이를 일반 소득 독거노인과 비교하여 차이점을 파악하였다. 이를 위해 각 독거노인의 공간적 분포를 확인하였다. 저소득 독거노인의 경우 중구, 종로구, 용산구, 강서구, 강북구 그리고 강남구 일부 지역에서 높은 비율을 보인다. 일반 소득 독거노인의 경우, 대부분 종로구, 중구, 용산구와 강북구, 노원구에 높은 집중도를 보인다. 독거노인의 공간 분포는 양의 공간적 자기상관성을 갖는 것을 확인하였다. 독거노인의 거주지는 열악한 사회·경제적 특징을 보이는 지역에 집중된 경향을 보인다. Getis-Ord's  $G_i^*$ 의 통계값은 저소득 독거노인과 일반 소득 독거노인의 핫스팟 공간분포에 차이를 보여준다.

다층모형 분석결과 행정동 수준에서 저소득 독거노인의 비율은 아파트가 밀집한 지역에서 높게 나타났다. 반면 일반 소득 독거노인은 아파트가 밀집한 지역에 거주하는 경향이 낮은 것을 확인하였다. 저소득 독거노인의 비율이 높게 나타난 아파트 밀집 지역(가양2동, 가양3동, 등촌3동, 수서동)은 영구임대아파트가 밀집한 지역이다. 따라서 저소득층을 위한 영구임대아파트 단지로 인해 아파트가 밀집한 지역에 저소득 독거노인의 비율이 높게 나타나는 것으로 확인하였다.

경제적 지표를 확인하였을 때, 저소득 독거노인의 비율은 기초생활수급자의 비율이 높은 지역과 상업시설이 많이 분포한 지역에서 높게 나타났다. 기초생활수급자의 비율을 통해 저소득 독거노인은 소득 수준이 낮은 지역에 거주하는 경향이 나타나는 것을 확인하였다. 상업시설이 많은 지역은 저소득 독거노인의 비율이 낮을 것으로 예상하였으나 상업 시설이 밀집한 지역(종로 1,2,3,4가동, 창신1동, 남영동, 회현동)에서 나타나는 대규모 쪽방촌의 존재를 확인하였다. 이는 서울시의 불균등한 도시 발전의 양상을 보여주는 측면이다. 특히 서울역 주변 회현동과 남영동의 쪽방촌은 교통이 발달한 지역에 불균등 발전의 모습을 확인할 수 있다. 일반소득 독거노인 비율 역시 기초생활수급자 비율이 높고 상업시설이 많이 분포한 지역에서 높게 나타나는 경향을 보인다. 그러나 저소득 독거노인에 비해 기초생활수급자 비율의 영향력은 상대적으로 낮게 나타나며, 사업체수가 많은 종로구, 중구, 용산구 지역에서 핫스팟이 나타난다. 해당지역은 1975년부터 노령화지수가 급격히 높아져 노인인구의 비율이 높아(박삼옥 등, 2008) 이러한 결과가 나타났다고 볼 수 있다.

도시공원의 면적은 일반 소득 독거노인의 거주지 선택에 영향을 미치는 요인으로 나타났다. 따라서 삶의 질적인 측면에 양호한 지역에 일반 소득 독거노인이 거주하는 경향을 보인다. 또한 이혼율이 높은 지역일수록 저소득 독거노인의 비율은 높게 나타났다. 이혼은 독거노인이 되는 직접적인 원인이 되기도 한다. 특히 과거 남편의 경제력에 크게 의존하던 시대에는 이혼으로 인해 독거노인이 된 여성들의 빈곤상황은 더욱 악화되기도 했다(이현주·안기덕, 2013). 전출입비율이 높은 지역에 일반 소득 독거노인의 비율이 낮게 나타났다. 전출입비율은 주거안정성을 보여주며, 일반 소득 독거노인은 주거 안정성이 낮은 지역을 기피하는 경향을 보인다. 종합

하면 인구·사회학적 측면에서 일반 소득 독거노인의 거주지에 비해 저소득 독거노인은 상대적으로 열악한 환경에 거주하는 것으로 판단된다.

상위 수준인 자치구 수준에서의 노인복지시설 수가 하위 수준인 행정동의 독거노인 비율에 영향을 미친다. 우선 인구 1,000명당 노인복지시설의 수가 적을수록 행정동 별 저소득 및 일반 소득 독거노인의 비율이 높게 나타난다. 이에 따라 노인복지시설의 혜택이 더 많이 필요한 독거노인 거주지에 복지시설의 수가 상대적으로 부족하다는 것을 알 수 있다. 특히 복지시설에 대한 낮은 접근성은 노인복지정책의 개선을 시사한다.

자치구 수준의 보건 예산과 사회 복지 예산의 경우, 1인당 보건 및 사회 복지 예산의 금액이 클수록 행정동의 일반 소득 독거노인의 비율이 높아지는 것을 확인하였다. 그러나 저소득 독거노인의 비율에는 큰 영향을 미치지 않는데, 따라서 일반 소득 독거노인은 저소득 독거노인보다 자치구의 보건 정책 및 사회 복지 정책의 혜택을 더 많이 받는 것으로 나타난다. 저소득 독거노인은 해당 정책의 영향에서 소외된 것으로 나타나며, 관련 예산의 확충이 필요하다.

앞선 결과들을 종합하면, 저소득 독거노인의 거주지는 일반 소득 독거노인의 거주지에 비해 상대적으로 더 열악한 환경에 노출되어 있다. 영구임대아파트나 쪽방촌과 같은 노후되고 낙후된 주거 시설에 대한 도시 정비 사업의 필요성이 부각된다. 특히 자치구 단위의 노인복지정책에서 기존 노인복지시설로는 독거노인에 대한 충분한 복지 정책이 실현되기 어려운 상황이 나타난다. 또한 보건 정책과 사회 복지 정책에서 저소득 독거노인은 충분히 고려되지 못하는 실정이다. 따라서 서울시 자치구 별 노인복지예산의 확충과 추가적인 복지시설 건립으로 독거노인의 노인복지시설에 대한 접근성을 높힐 필요가 있으며, 지방자치단체의 보건 및 사회 복지 예산의 확충이 필요한 것으로 나타난다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 서울시 독거노인의 공간분포를 확인하는 과정에서 위계적인 행정 구역을 함께 고려하여 설득력있는 연구결과를 제시하였다. 또한 저소득 독거노인과 일반 소득 독거노인을 비교하는 것으로 독거노인 거주지 특성의 차이를 확인하고 제시하였다. 따라서 우선적으로 낙후된 주거 시설에 대한 개선과 자치구 내 노인복지정책에 대한 방향성을 제시하였다.

그러나 본 연구는 다음과 같은 한계점들을 갖는다. 우

선 아파트라는 주택형태를 변수로 설정할 때 분양 목적을 고려하지 못하였다. 영구임대아파트와 일반 아파트는 분양목적이 분명히 다르기 때문에 아파트라는 변수를 좀 더 세분화할 필요가 있다. 또한 쪽방촌의 구체적인 데이터를 확보하지 못해 면밀한 분석이 진행되지 않았다. 주거공간에 대한 더 자세한 데이터 확보의 필요성을 확인하였다.

## 참고문헌

- 강국진·최정우·배수호, 2013, “보육지출에서 나타나는 지역 간 불평등성 연구,” 한국정책학회, 22(4), 141-161.
- 강지혜·강병길·백승현·양영완, 2017, “쪽방 거주 독거노인의 주거공간 분석 연구,” 한국공간디자인학회논문집, 12(1), 35-45.
- 고정은·이민홍, 2015, “노인의 우울감 경험에 영향을 미치는 개인 및 가족요인과 지역사회 요인 분석,” 가족과 가족치료, 23(2), 363-380.
- 권중돈·김유진·엄태영, 2011, “노인돌봄서비스 이용 독거노인의 자살생각에 영향을 미치는 요인에 관한 연구-자살 시도경험과 음주행위와의 관계를 중심으로,” 노인복지연구, 51, 297-320.
- 김명진, 2014, “Getis-Ord's  $G_i^*$ 와 FLQ를 이용한 공간 집적 분석: 경기도 지식기반산업을 대상으로,” 한국지도학회지, 14(1), 107-123.
- 김병석·이동성, 2018, “주거이동특성이 주거만족도에 미치는 영향,” 韓國地域開發學會誌, 30(3), 117-132.
- 김영호, 2012, “공간데이터의 시공간적 평가방법에 대한 고찰,” 한국지리학회지, 1(2), 193-204.
- 김예성·하용용, 2015, “독거노인의 생산적여가활동 참여에 따른 신체적 정신적 건강과 자살생각에 관한 연구: 서울지역 저소득 독거노인들을 대상으로,” 보건사회연구, 35(4), 344-374.
- 김희연·신현중, 2009, “경기도 노인빈곤 특성 연구,” 정책연구, 2009(11), 1-129.
- 남석안·시지혜·정예은·채주석, 2019, “노년기 삶의 의미와 우울, 자살생각에 대한 연구: 독거노인과 비독거노인의 비교,” 노인복지연구, 74(2), 163-192.
- 박삼옥·진중현·구양미, 2008, “서울의 인구고령화와 고령자 고용의 지역적 특성,” 대한지리학회지, 43(3), 337-357

- 박은주·권현수, 2020, “노인단독가구의 주거빈곤과 삶의 만족도에 관한 연구 : 도시와 농촌 지역의 비교를 중심으로” *社會科學研究*, 36(4), 59-81.
- 박지선·유영주, 2016, “독거노인의 삶의 질에 영향을 미치는 융복합적 요인” *Journal of Digital Convergence*, 14(11).
- 반승주·정희남·김재태, 2021, “고령자 1인가구 주거공간의 환경요인개선 우선순위 분석” *부동산융복합연구*, 1(2), 81-99.
- 보건복지부, 2020, 「2020 노인실태조사」.
- 보건복지부, 2021, 「자살예방백서」.
- 성수연, 2022, “고령인구 밀집지역의 사회공간적 특성과 계층 거주 영향 요인 분석” 서울시립대학교, 박사학위논문.
- 손은영·이지원, 2016, “서울 대도시권 인구연령구조 변화에 관한 연구” *국토지리학회지*, 50(3), 283-294.
- 손창우·김정아, 2016, 「서울형 도시건강 지표 체계 개발」, 서울: 서울 연구원.
- 송은정·이우주, 2017, “별착가능도합수를 이용한 1인가구와 저소득 독거노인의 공간군집 탐색” *한국데이터정보과학회지*, 28(6), 1257-1269.
- 양재섭·성수연, 2022, “서울시 고령인구 밀집지역의 사회공간적 특성과 근린환경 개선방향” *정책리포트*, -(353), 1-22.
- 엄선비, 2022, “지역별 국민기초생활보장수급 독거노인 분포의 핫스팟 추적: 2020년 지역사회건강조사를 중심으로” *한국지도학회지*, 22(2), 27-35.
- 이봉재·오윤진, 2008, “가구형태에 따른 노인의 자살생각 관련요인에 관한 연구” *Human Ecology Research(HER)*, 46(10), 49-57.
- 이상일·조대현·손학기·채미옥, 2010, “공간 클러스터의 범역 설정을 위한 GIS - 기반 방법론 연구 - 수정 AMOEBA 기법,” *대한지리학회지*, 45(4), 502-520.
- 이상철·박영란, 2016, “고령친화환경 요인들이 삶의 만족 및 노화불안에 미치는 영향에 대한 연령집단별 비교 연구” *한국사회정책*, 23(2), 173-200.
- 이현주·안기덕, 2013, “쪽방에 거주하는 여성 독거노인의 삶에 대한 연구” *보건사회연구*, 33(2), 33-62.
- 이희연·이다예·유재성, 2015, “저소득층 노인 밀집지역의 시·공간 분포와 근린환경 특성: 서울시를 사례로” *서울도시연구*, 16(2), 1-18.
- 임창민·김영호, 2016, “아이겐벡터 공간필터링 모형을 활용한 국내 결핵발생의 사회·환경적 결정 요인 분석” *한국지도학회지*, 16(3), 89-101.
- 임창민·김영호, 2021, “결핵 발병의 공간불평등 다층모형분석: 경상북도를 대상으로” *보건정보통계학회지*, 46(1), 88-99.
- 장현석·홍명기·이경아·조은비, 2021, “서울시 행정동 수준의 범죄분포에 대한 탐색적 연구” *한국범죄학*, 15(1), 69-94.
- 전창우, 2017, “서울시 저소득 독거노인의 공간분포 특성과 유형에 관한 연구” 서울대학교, 석사학위논문.
- 정은희·송나경, 2017, “지역사회 환경적 요인이 지역 자살률에 미치는 중단적 영향: 2009-2015년 자료를 중심으로” *한국생활환경학회지*, 24(5), 638-647.
- 조수미·신형덕, 2014, “문화시설과 도시공원이 지역별 자살률에 미치는 영향” *한국산학기술학회논문지*, 15(8), 4874-4880.
- 최희경, 2004, “공공부조 수급에서 제외된 빈곤노인의 현황과 특성” *한국사회복지학*, 56(2), 237-259.
- 통계청, 2022a, 「2022 고령자 통계」.
- 통계청, 2022b, 「2022 통계로 보는 1인 가구」.
- 통계청, 2022c, 「2021년 인구주택총조사 결과」.
- 통계청, 2017, 「인구동향조사」.
- 현외성, 2002, “차기정부의 노인복지정책 실천방향” *사회복지정책*, 15, 183-201.
- 현외성, 2014, “지방자치단체 노인복지정책 관련 법제와 정책의 과제” *노인복지연구*, 65, 281-315.
- 홍성연·최진무, 2016, “활동공간에서 나타나는 계층 간 공간적 분리의 측정” *국토지리학회지*, 50(3), 361-371.
- Anselin, L., 1995, Local indicators of spatial association—LISA, *Geographical Analysis*, 27(2), 93-115.
- Cattell, H., 2000, Suicide in the elderly, *Advances in psychiatric treatment*, 6(2), 102-108.
- Duncan, O.D. and Duncan, B., 1955, Residential distribution and occupational stratification, *American journal of sociology*, 60(5), 493-503.
- Fotheringham, A.S. and Rogerson, P.A., 2008, *The Sage Handbook of Spatial Analysis*, SAGE Publication, Ltd.
- Getis, A. and Ord, J.K., 1992, The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics, *Geographical Analysis*, 24(3), Ohio: Ohio States University.

- 189-206.
- Griffith, D.A., 2003, *Spatial Autocorrelation and Spatial filtering*, Berlin, Heidelberg: Springer.
- Henriksson, M.M., Märttunen, M.J., Isometsä, E.T., Heikkinen, M.E., Aro, H.M., Kuoppasalmi, K.I., and Lönnqvist, J.K., 1995, Mental disorders in elderly suicide, *International Psychogeriatrics*, 7(2), 275-286.
- Hox, J.J., Moerbeek, M., and Schoot, R.v.d., 2018, *Multilevel analysis : techniques and applications*, 3rd ed, Routledge.
- Im, C. and Kim, Y., 2021, Spatial pattern of tuberculosis(TB) and related socio-environmental factors in South Korea, 2008-2016, *PLOS ONE*, 16(8), 1-14.
- Kreft, I.G.G. and de Leeuw, J., 1998, *Introducing Multilevel Modeling*, Sage Publications (CA).
- Massey, D.B., 1994, *Space, Place, and Gender* (NED - New edition ed.), Minnesota: University of Minnesota Press.
- O'Sullivan, D. and Unwin, D.J., 2010, *Geographic Information Analysis*, New York: John Wiley & Sons. 187-214.
- Raudenbush, S.W. and Bryk, A.S., *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods*. London: Sage; 2002.
- Shaw, C.R. and McKay, H.D., 1942, *Juvenile delinquency and urban areas*, University of Chicago Press.
- 열린데이터광장, “2021년 서울시 주민등록인구 통계” <https://data.seoul.go.kr/dataList/10730/S/2/datasetView.do#>
- 행정안전부, “2021 주민등록 인구기타현황”, <https://jumin.mois.go.kr/statMonth.do>
- 교신 : 김영호, 02481, 서울특별시 성북구 안암로 145, 고려대학교 지리교육과(이메일: [younghokim@korea.ac.kr](mailto:younghokim@korea.ac.kr))
- Correspondence: Youngho Kim, 02481, 145 Anam-ro, Seongbuk-gu, Seoul, Republic of Korea, Department of Geography Education, Korea University (Email: [younghokim@korea.ac.kr](mailto:younghokim@korea.ac.kr))
- 투고접수일: 2023년 11월 12일  
심사완료일: 2023년 12월 11일  
게재확정일: 2023년 12월 19일