

서울시의 구조적 특성과 살인범죄에 관한 공간 회귀분석*

정진성**

Spatial Regression Analysis on the Relationship between Structural Characteristics and Homicide of Seoul*

Jinseong Cheong**

요약 : 본 연구는 생태학적 관점에 근거하여 서울시의 구조적 특성과 살인범죄와의 인과관계를 파악하고자 공간 회귀분석을 시도하였다. 서울시 전체 424개 행정동을 대상으로 분석한 결과, 살인율은 공간적으로 종속적인 것으로 드러났다. 하지만 전국 시군구를 대상으로 한 과거 연구에 비해 종속성이 현저히 떨어졌고 어떤 형태의 공간회귀모형도 불필요한 것으로 드러났다. 그 이유는 약 20%에 해당하는 84개의 행정동에서 지난 5년간(2007~2011) 살인범죄가 발생하지 않아 인접지역 간에 살인율 편차가 큰 때문인 것으로 추측되었다. 구조적 변인들 가운데서는 기초수급자 비율과 기타 거처 비율이 살인율에 정적 영향을 미쳤다. 경제적 불평등을 완화시키고 지역경제를 활성화시키는 노력과 상가나 공장, 여관 등 비거주용 건물내 주택이나 주택이 아닌 곳에서 기거하는 비율을 감소시키는 주택정책이 필요해 보였다. 비록 살인율에 국한된 분석을 시도하였고 구조적 변인들에 대한 타당한 측정이 자료의 부족으로 인해 어려웠지만, 서울시의 전체 행정동을 대상으로 생태학적 관점에 충실한 모형을 구축하여 공간 회귀분석을 시도한 국내 최초의 연구라는 점에서 본 연구의 의의를 찾을 수 있었다.

주제어 : 공간 종속성, 공간 회귀분석, 구조적 특성, 살인범죄

ABSTRACT : This study attempted to perform spatial regression analysis to discover a causal relationship between structural characteristics and homicide rates of Seoul based on the ecological perspective in crime research. The results show that homicide rates are spatially dependent. But the dependence was relatively weak compared to that from a past study using all cities and counties, and as such, any type of spatial regression model did not appear to be necessary. The reason might be due to the fact that about 20% of the study units (84 out of 424 Dong Districts) had no occurrence of homicide for the past five years (2007-2011), which caused wide deviation in homicide rates across neighbors. Percent of the poor and other types of residence had a positive effect on homicide. It suggests that crime responding policies be oriented toward mitigating economic disparity, vitalizing local businesses, and lowering the ratio of living in non-residential buildings. Notwithstanding some limitations such as limited analysis only on homicide and validity of measure, this study could find its own value in that it made the first attempt to make spatial analyses using all Dong Districts of Seoul based on the ecological model of crime.

Key Words : spatial dependence, spatial regression analysis, structural characteristics, homicide

* 본 연구는 순천향대학교 학술연구비 지원으로 수행하였음.

** 순천향대학교 경찰행정학과 교수(Professor, Department of Police Administration, Soon Chun Hyang University), E-mail: cjs2047@sch.ac.kr, Tel: 041-530-4721

I. 서론

물질적인 풍요로 인해 현대 도시민의 삶의 질을 평가함에 있어 안전의 중요성이 더욱 부각되고 있다. 특히 연일 보도되고 있는 강력범죄에 관한 뉴스는 시민들을 두려움에 떨게 하고 이웃 간의 불신마저 초래하고 있다.¹⁾ 2008년 통계청에서 발표된 『사회조사보고서』에 따르면 한국사회에서 시민안전에 가장 위협이 되는 요인으로 범죄발생(18.3%)이 지목되었고, 그 뒤로 경제위기(15.4%)와 환경오염(13.5%)이 꼽혔다(민수홍, 2011). 서울시민을 대상으로 실시된 2009년 서울서베이 자료를 분석한 결과는 시민들의 행복지수가 실제로 밤거리위험도나 범죄위험도와 반비례 관계에 있는 것을 잘 보여주고 있다.²⁾

그런데 어떤 지역에서는 다른 지역에 비해 범죄가 더 많이 발생하는 것이 사실이다. 그만큼 시민들이 느끼는 안전감과 삶의 질에도 지역마다 차이가 있을 것이다. 이처럼 지역마다 범죄율에 차이가 있는 것인가 하는 문제는 범죄학의 오랜 연구주제로서 최초의 경험적 연구로 간주되고 있는 사례는 Guerry(1833)와 Quetelet(1835)의 연구들이다. 그들은 당시의 연구들이 개개인의 생물학적 요인에서만 범죄의 원인을 찾고자 했던 경향을 비판하며, 구조적인 관점에서 보다 거시적인 원인을 탐구하고자 했다. 그 결과, 계절, 기후, 인구, 가난 등 사회환경적 여건이 지역에 따라 상이하기 때문에 범죄율이 차등적으로 분포한다고 주장했다(Einstadter and Henry, 2006). 이후 약 180년이 지난 현대에는 구조적 특성과 범죄율의 차등적 분

포 간 인과관계를 규명하고자 하는 노력이 생태학적 관점으로 집대성되어 다양한 연구가 서구를 중심으로 이루어지고 있다.

범죄현상에 대한 지역사회 차원의 거시연구는 범죄의 공간 종속성(spatial dependence)을 필히 고려해야 한다. 공간 종속성이란 범죄가 지역에 따라 무작위적으로 분포하지 않고 이웃한 지역끼리 유사한 특성을 보이는 현상을 말한다. 이러한 공간 종속성은 “모든 것은 서로 연관성이 있지만 가까운 것들이 멀리 떨어져 있는 것들보다 더 큰 연관성을 갖는다”는 토블러의 지리학 제1법칙(Tobler's First Law of Geography)에 따른 일반적인 현상이다. 경험적 연구에 있어 공간 종속성에 대한 분석이 필요한 이유는 일반적인 선형 회귀모형이 공간적 독립성(spatial independence)을 전제로 하고 있고 이 전제가 위반될 경우 예측오차들이 서로 상관성을 띠게 되어(공간자기상관, spatial autocorrelation) 회귀계수의 표준오차를 과장되고 편향되게 만들며 이는 결국 통계적 추론을 부정확하게 만드는 결과로 이어지기 때문이다(김현중·이성우, 2011; 정진성·황의갑, 2010).

범죄연구에 있어 공간 종속성의 존재 여부를 판단하고 그에 따른 적절한 공간 회귀모형을 구축, 분석하는 것이 2000년대 들어서면서부터 미국 등 서구에서는 상당히 일반화되고 있다. 최근 국내에서도 건축학, 지리정보학, 도시학 등 분야에서 공간 계량경제모형(spatial econometrics model)을 적용한 범죄연구가 적지 않게 시도되고 있다. 하지만 연구모형이 지나치게 임의적이거나 각 학문 분야에 최적화된 모형을 구축하는 경향이 강하여

1) 경기일보, 2012. 8. 30. <http://www.kyeonggi.com/news/articleView.html?idxno=604419>

2) 서울서베이 자료는 서울시 홈페이지에 공개되어 있는 통계 DB에서 획득하였는데, 2009년 자료를 분석한 이유는 본 연구의 자료분석이 주로 2009년 자료에 의존하고 있기 때문이었다. 시민들의 행복지수와 밤거리위험도와의 상관계수는 -0.198이었고, 강도, 소매치기, 성추행으로 구성된 범죄위험도와의 상관계수는 -0.138로 나타났다. 비록 통계적으로 유의하진 않았지만 부(-)의 상관을 보이고 있었다.

전술한 생태학적 관점에 충실한 모형의 검증이 잘 이루어지지 않고 있다.³⁾ 즉, 생태학적 관점에 특화된 공간 회귀분석은 매우 극소수로서 범죄현상의 거시적 원인 규명을 위해서 보다 많은 공간분석이 필요한 시점이다. 이에 본 연구는 생태학적 관점에 근거한 공간 회귀모형을 구축하여 범죄의 거시적 원인을 파악하고자 하는 일차적인 목적을 가지고 있다.

국내에서 일반적인 생태학적 관점을 검증하기 위해 시도된 공간 회귀분석은 정진성·황의갑(2010)의 연구가 대표적이라 할 수 있다. 그들은 전국 241개 시군구를 대상으로 살인율에 대한 공간시차모형(spatial lag model, SLM)을 구축하여 경제적 불이익, 주거 불안정(세입자 비율), 인종적 이질성(외국인 비율), 가정해체(이혼율), 인구 밀도, 토지이용(숙박·음식업 비율) 등의 생태학적 변인들이 살인율에 어떤 영향을 미치는지 분석하였다. 그들이 구축한 공간시차모형은 최소자승법(OLS)을 적용한 선형 회귀모형에 비해 설명력이 향상되었고 공간적 이질성(spatial heterogeneity)도 약 40% 감소하였다. 하지만 공간적 이질성이 여전히 통계적으로 유의하여 지역의 규모나 특성에 따른 다양한 공간 회귀분석이 필요한 것으로 드러났다. 이에 본 연구는 서울시를 대상으로 구 단위에 비해 규모가 작고 상대적으로 동질성이 큰 행정동을 분석단위로 하여 공간 회귀분석을 시도하고자 한다. 지금까지 서울시의 구(김현중·이성우, 2011)나 경찰관서(오미진, 2011; 이성우·

조중구, 2006)를 분석단위로 한 공간 회귀분석은 일부 시도된 바 있으나 전체 행정동을 대상으로 한 공간 회귀분석은 본 연구에서 최초로 시도된다는 점에서 본 연구의 또 다른 의의를 찾을 수 있겠다.

II. 이론 및 문헌 고찰

지역사회의 구조적 특성과 범죄율 간의 인과관계에 대한 탐구는 생태학적 관점으로 정리될 수 있다. 전술한 Guerry(1833)와 Quetelet(1835)의 최초 연구에 이어 현대의 생태학적 관점이 정착되기까지의 과정을 살펴보면 향후 연구에서 적절한 모형을 구축하는데 도움이 될 것으로 사료된다.

계절, 기후, 인구, 가난 등 사회환경적 여건이 지역에 따라 상이하기 때문에 범죄율이 차등적으로 분포한다고 주장한 Guerry와 Quetelet의 연구는 다윈의 진화론에 영향을 받은 유럽의 생물학자들에 의해 이론적 토대를 갖추게 되었다. 그들은 인간집단도 다양한 식물군의 발달, 소멸, 생존처럼 제한된 자원을 확보하기 위해 경쟁과 공생을 이어가며 환경에 적응해 간다고 전제하였다. 범죄가 발생하는 것은 자원이 부족해서 경쟁이 심해지는 경우, 동의된 방식이 아닌 이기적인 방법으로 자원을 확보하려는 과정의 결과물이라고 주장하였다(Einstadter and Henry, 2006). 이러한 설명은 인간의 행위를 자연 생태계의 맥락에서 이해하고자 하여 생태학적 관점이라 불리게 되었다.

3) 예컨대 정경석 외(2009)는 마산시의 26개 행정동을 대상으로 5대 범죄, 절도, 폭력의 거시적 원인을 파악하고자 공간오차모형(spatial error model, SEM)을 검증했는데, 이 모형에 도소매업수 등 생태학적 관점과 관련성이 떨어지는 변수들이 포함된 반면 이론적으로 중요한 세대당 인구비는 다중공선성 문제를 피하기 위해 제외되었다. 또한 사례수(n=26)에 비해 너무 많은 설명변수들(6개)이 포함되어 분석결과의 신뢰도에 의문이 제기되었다. 김현중·이성우(2011)는 수도권 63개 시군구를 대상으로 5대 범죄에 대한 다양한 공간 회귀모형들을 비교분석했는데, 사회경제적 변인들은 대체로 생태학적 관점에 기초한 적절한 변인들이었으나, 주거지집중도, 토지이용혼합도, 방범시설집중도, 공간적접근도와 같은 공간계획적 변인들이 동시에 분석되어 사회경제적 변인들만의 효과성을 알 수 없었다. 이 연구 역시 사례수(n=63)에 비해 지나치게 많은 변수들(12개)이 포함되어 회귀계수의 신뢰성에 의문이 제기되었다.

20세기 초반 시카고대학의 사회학자들도 당시 시카고 지역의 엄청난 인구증가와 도시팽창 과정, 특정 지역의 높은 범죄율 등을 설명하기 위해 생태학적 관점을 이용하였다. 예를 들면 Park과 Burgess(1925)는 빠른 인구증가로 인해 중심지 상업지구가 점차 바깥으로 세력을 확장해가는 과정에서 동심원 형태의 5개 권역이 형성되었는데, 중심지 상업지구와 인접한 제2권역(전이지역-zone of transition)에서 범죄율이 가장 높은 사실을 발견하고, 그 이유를 부족한 자원과 이를 두고 경쟁하는 수많은 이질적인 인구구성에서 찾았다. 반대로 도심에서 벗어나 교외로 나갈수록 부유층이 거주하는 형태를 띠었는데, 이들 지역에서는 경제적, 인종적으로 유사한 부류의 사람들이 경쟁보다는 협력과 공생에 초점을 맞춰 살아가다보니 범죄율이 줄어드는 것이라고 주장하였다.

이들의 주장을 보완·발전시킨 Shaw and McCay(1942)는 도시지역의 열악한 사회구조적 특성(낮은 소득, 잦은 주거이동, 다양한 인구구성, 높은 인구밀도, 높은 이혼율 등)이 주민들의 소통과 협력을 저해하여 범죄 등 지역사회문제에 대한 자발적인 통제능력이 떨어지고(사회해체), 이는 결국 높은 범죄율로 이어진다고 주장하였다. 즉, 지역사회의 열악한 생태환경 또는 사회구조적 특성이 사회해체 또는 비공식적 사회통제를 약화시켜 범죄율이 증가하는 것으로 보았다.

20세기 후반에 들어서면서 생태학적 관점은 경제적 여건, 주거 안정성, 인종 구성, 인구밀도, 가정 해체 등 기존의 사회구조적 특성에 더하여 도시 디자인, 무질서, 상황적 요인 등 물리적, 상황적 특성에 대한 관심으로 더욱 확대되었다. 이러한 과정을 거치면서 현대 생태학적 관점은 크게 (1) Sampson et al.(1997)이 시카고학파의 사회해체

이론을 발전시켜 만든 집합효율성이론, (2) Jeffery(1971)의 환경설계를 통한 범죄예방(CPTED)과 Newman(1972)의 방어공간이론을 주요내용으로 하는 환경범죄학, (3) 일상활동이론(Cohen and Felson, 1979), 합리적선택이론(Clarke and Cornish, 1985), 범죄패턴이론(Brantingham and Brantingham, 1993)으로 대표되는 상황이론, (4) 무질서를 주제로 한 깨진유리창이론(Wilson and Kelling, 1982) 등 네 가지 이론으로 발달되어 왔다. 이상 네 가지 이론들은 각자 사회해체, 집합효율성, 지역적 기능성 등과 같은 다양한 매개변수와 독립변수들에 초점을 맞춘 독자적인 인과모형을 제시하고 있지만, 공통적으로 범죄율의 차등적 분포와 구조적 변인이 미치는 영향에 대해 관심을 가지고 있고, 이를 통해 거시적 차원의 범죄예방책을 마련하고자 하는 경향을 보인다(Williams and McShane, 2003; 정진성·곽대훈, 2008: 253~254).

본 연구에서 의도하는 공간 회귀분석은 이러한 거시적 관점의 지역사회연구에서 비롯되었다고 해도 과언이 아니다. 생태학적 설명이 현대 범죄학의 주요 패러다임으로 자리잡으면서 범죄발생의 공간적 특성이 주목받기 시작했고, 기존의 인간 중심의 설명(kinds-of-people explanations)에서 장소 중심의 설명(kinds-of-place explanations)이 더욱 강조되기 시작한 때문이다(Stark, 1987). 이에 본 연구도 생태학적 관점의 공통된 관심을 국내 상황, 특히 서울시에 적용하여 공간 회귀분석을 시도하고자 한다.

구조적 변인과 범죄율과의 인과관계를 공간 회귀모형을 통해 분석한 국내연구를 살펴보면 다음과 같다. 이성우·조중구(2006)는 서울시의 31개 경찰서를 대상으로 재산세, 유동인구, 인구밀도, 풍속업소수 등 사회경제적 변인과 개발제한구역,

주거지연상면적, 숙박시설면적 등 도시계획적 변인들을 포함한 복합적인 공간계량모형을 구축하였다. 분석결과, 총범죄와 5대범죄 모두 공간 종속성과 공간적 이질성이 존재하여 공간 회귀분석이 필요함을 보여주었고, 사회경제적 변인 가운데 유동인구수와 유흥업소수가 범죄에 영향을 미치는 요인으로 드러났다.

정경석 외(2009)는 마산시의 26개 행정동을 대상으로 숙박음식업소수, 도소매업소수, 재산세, 생활보호대상자비율, 인구밀도, 노령자인구비율 등 사회구조적, 물리적 변인들을 포함한 공간 회귀모형을 구축하였다. 분석결과, 5대범죄와 절도, 폭력 등 모든 형태의 범죄가 공간 종속성을 나타냈고, 공간오차모형이 가장 적합한 것으로 드러났으며, 노령자인구비율, 재산세, 도소매업소수, 숙박음식업소수가 정적 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

정진성·황의갑(2010)은 전국 241개 시군구를 대상으로 경제적 불이익, 세입자 비율(주거 불안정), 외국인 비율(인종적 이질성), 이혼율(가정해체), 인구밀도, 숙박·음식업 비율(토지이용) 등 구조적 변인들을 포함한 공간 회귀모형을 구축하였다. 분석결과, 살인율은 공간 종속성을 띠었고, 공간시차모형이 가장 적합한 것으로 드러났으며, 이혼율은 강한 정적 영향, 인구밀도는 부적 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

오미진(2011)은 이성우·조중구(2006)와 마찬가지로 서울시의 31개 경찰서를 대상으로 인구밀도, 지하철 유동인구수, 기초생활보장 수급자수, 재산세 등 사회구조적 변인들과 유흥업소수, 주차장수, 공원밀도, 주거대비 공업시설면적, 주거대비 상업시설면적 등 물리적 변인들을 포함한 공간 회귀모형을 구축하였다. 분석결과, 5대범죄와 살인, 강도, 강간, 절도, 폭력 등의 개별 범죄 모두 공간

종속성을 보였고, 공간 오차모형이 가장 적합한 것으로 드러났다. 범죄발생에 가장 큰 영향을 미치는 변수는 유동인구수였고, 인구밀도는 5대범죄와 강도, 절도, 폭력에 정적 영향을 미치지만 살인과 강간에는 유의한 영향을 미치지 못했다. 기초생활수급자수는 살인과 폭력에 정(+적 영향을, 강도와 절도에 부(-)의 영향을 미쳤다. 재산세는 5대범죄와 절도, 폭력에 유의한 정(+적 영향을 미쳤다.

마지막으로 김현중·이성우(2011)는 수도권 63개 시군구를 대상으로 상주인구, 이혼건수, 청소년인구비율, 기초생활수급자수, 주거안정성, 1인당 지방세, 경찰수 등 사회경제적 변인들과 주거지 집중도, 토지용도 혼합도, 방범시설 집중도, 공간적 접근도 등 공간계획적 변인들을 포함한 다양한 공간 회귀모형을 구축하였다. 분석결과, 5대범죄는 공간 종속성을 보였고, 일반공간모형(general spatial model, SAC)이 가장 적합한 것으로 드러났으며, 상주인구, 1인당 지방세, 경찰수만 정(+적 영향을 미쳤다.

이상의 연구들은 정진성·황의갑(2010)을 제외하고 독립변수 수에 비해 사례 수가 너무 적어 분석결과와 신뢰성과 타당성에 의문이 제기될 소지가 컸다. 일반적으로 회귀분석에는 독립변수 1개당 최소 10~20개의 사례가 필요하기 때문이다(이재열 외, 2007). 또한 일부 변수들이 이론적 근거가 부족한 상태에서 임의적으로 선택되었고(도소매업수, 경찰수), 생태학적 관점과 관련성이 떨어지는 도시·공간계획적 변수들(개발제한구역, 주거지연상면적, 숙박시설면적, 토지용도혼합도, 방범시설 집중도, 공간적 접근도)이나 물리적 변수들(주차장수, 공원밀도, 주거대비 공업시설면적, 주거대비 상업시설면적)이 모형에 포함되어

생태학적 변인들만의 영향을 추출해내는데 한계가 있었다. 물론 각 학문영역에서 필요한 모형을 구축하고자 한 점은 매우 바람직하고 필요한 접근이지만 순수 범죄학적 논의가 현재로서는 부족한 것이 사실이다. 따라서 본 연구는 이러한 문제점들을 보완하기 위해 생태학적 관점에 충실한 구조적 변인들만을 포함한 공간 회귀모형을 구축하고 충분한 수의 사례를 이용하여 분석하고자 한다. 서울시를 대상으로 한 지역사회 수준의 생태학적 연구가 아직 소수에 불과한 점을 고려하여 각 사회구조적 변인이 범죄에 미치는 영향은 동등하게 정적일 것으로 가정한다.

III. 연구방법

1. 연구자료

서울시의 범죄와 구조적 특성을 측정하기 위해 경찰청의 범죄통계정보시스템 자료와 서울시 홈페이지에 공개되어 있는 2009년도 통계 DB (<http://stat.seoul.go.kr/jsp2/WWS8/WWSDS811.jsp>), 통계청의 2010년도 인구주택총조사 자료를 이용하였다. 2009년도 기준 서울시는 25개 구에 424개 행정동으로 이루어져 있는데, 송파구가 가장 많은 27개 행정동으로 구성되어 있고 금천구에는 가장 적은 11개의 행정동이 존재한다.

범죄 자료는 법정동을 기준으로 하고 있는 반면, 서울시 통계 DB는 행정동을 기준으로 하고 있어 범죄 자료를 행정동으로 통합시키기 위해 ArcGIS 10.1 프로그램을 이용하여 지오코딩(geocoding)하는 과정을 거쳤다. 또한 서울시의 일부 자료가 424개 동을 기준으로 하고 있지 않았는데, 전체적으로 424개 동에 맞추는 작업이 필요

하여 주민등록인구 자료는 2009년도 2사분기 자료를 사용했으며, 국민기초생활보장수급자 자료 가운데 성동구, 중랑구, 강북구, 구로구, 영등포구는 2008년도 자료를 이용하였다.

2. 변수의 측정

본 연구의 종속변수는 서울시 행정동의 범죄율로서 10만명당 살인율로 측정하였다. 살인은 가장 대표적인 범죄이자 측정에 있어서도 다른 범죄유형과 달리 암수가 거의 없어 타당도와 신뢰도가 높다. 살인율은 최근 5년간(2007~2011) 각 행정동에서 발생한 살인 건수를 인구수로 나눈 다음 100,000을 곱하여 산출하였다. 회귀분석의 전제조건 중 하나인 종속변수의 정규성(normality)을 확인한 결과 강한 정적 편포를 보여 이를 해결하기 위해 대수변환(logarithmic transformation)을 실시했고 그 결과 왜도(skewness)가 거의 0에 가까워졌다(〈표 1〉 참조). 살인범죄는 발생빈도가 매우 낮고 해마다 편차가 심해 다년간의 합으로 측정하는 것이 일반적이기 때문에 5년간의 합을 토대로 계산하였다(김진혁, 2002; 정진성·박현호, 2010; Baller et al., 2001). 해당 기간 동안 서울에서 발생한 총 살인 건수는 1,204건이었지만 정확한 지오코딩이 이루어지지 않은 147건을 제외하고 1,057건(87.8%)이 분석에 사용되었다.

생태학적 관점과 과거 연구들을 살펴보면 도시 지역의 구조적 특성을 대표하는 범죄유발요인으로 경제적 불이익, 주거 불안정, 인종적 이질성, 가정해체, 높은 인구밀도, 상업적 토지이용, 거처유형 등이 있다. 본 연구에서는 동 단위에서 구할 수 있는 최선의 자료를 이용하여 각 변인을 대표하는 대리변수를 하나씩 구성하였다.

먼저 경제적 불이익은 동별 인구 가운데 국민기 초생활보장수급자 수가 차지하는 비율(이하 '기초 수급자 비율')로 측정하였다.

주거 불안정은 전입자 수와 전출자 수를 합하여 동별 인구수로 나누어 측정하고 주거이동비율이라 칭하였다. 이는 전입자 수에서 전출자 수를 뺀 순 전입자 수나, 외국에서와 같이 월세 등 세입자 비율로 측정하는 방법보다 타당하고 국내 실정에 적합한 방법이라 사료되었다.

인종적 이질성은 동별 인구 가운데 외국인 수가 차지하는 비율로 측정하였다.

가정해체는 일반적으로 많이 이용되는 이혼율 자료를 동 단위에서는 구할 수 없어 그 대안으로 세대당 인구수를 이용하였다. 급격한 사회변화에 따라 최근 세대당 인구수가 줄고 있는데 그 원인은 이혼율의 증가나 기러기 가족과 같은 분거현상의 증가, 저출산, 나홀로 가구의 증가 등으로 볼 수 있다. 저출산이나 나홀로 가구는 엄밀히 따지면 가정해체로 보기 어려울 수 있지만 새로운 가족구조의 형태로서, 가정해체가 중시되는 이유, 즉 부모의 통제 약화와 가족 간 유대의 결핍이 유사하게 적용될 수 있다는 점을 고려하면 적절한 대리변수가 될 수 있다고 사료되었다. 그러나 이에 대한 논의는 실증적 검증을 요한다 하겠다(정진성·강욱, 2013).

인구밀도는 1km²당 거주하는 인구수로 측정하였다.

상업적 토지이용은 전체 사업체 가운데 숙박·음식업이 차지하는 비율로 측정하였다. 서구에서는 전체 건물 가운데 상업용 건물이 차지하는 비율로 측정하는 경우가 많지만(Sampson and Raudenbush, 1999; Wilcox et al., 2004), 모든 상업용 건물이 범죄를 유발하는 특성을 가지고 있다고 보기 어렵고

또한 국내 도시지역은 숙박·음식업소가 유흥업소와 밀접해 있는 경우가 많아 본 연구의 측정방식이 더 타당한 것으로 사료되었다(정진성·홍성욱, 2013).

마지막으로 거처유형은 2010년도 인구주택 총조사 자료를 이용하여 전체 거처유형 가운데 아파트, 단독주택, 연립 및 다세대, 기타(비거주용 건물 내 주택 & 주택 이외의 거처)가 차지하는 비율로 측정하였다. Savoie et al.(2006)은 단독주택보다 다세대주택지에서 더 많은 범죄가 발생한다고 보고하였고, 김동근 외(2007)는 2001년부터 2005년까지 서울시 4개구의 범죄 신고자료를 분석한 결과 단독주택지역에서 가장 적게 발생하고 다음으로 아파트지역, 단독주택·아파트·다세대가구가 혼재한 지역, 다세대가구지역 순으로 높은 발생율을 보인다고 보고하였다. 이처럼 일반 범죄를 연구할 때도 물론 거처유형이 중요한 변수가 되지만, 특히 살인의 경우에는 일반 범죄와 달리 노상이나 상업·유흥시설이 아닌 주택에서 발생하는 빈도가 더 높기 때문에 가능하면 분석에 포함되어야 할 변수라 하겠다(박경래 외, 2012).

3. 분석기법

본 연구에서 적용할 공간 회귀분석은 Anselin과 그의 동료들(Anselin, 2002; Anselin 2005; Baller et al., 2001; Messner and Anselin, 2004)의 연구와 논의를 기초로 한다. 전술한 바와 같이 지역사회를 분석단위로 하는 거시연구에서는 범죄현상의 공간 종속성을 통제할 수 있는 공간 회귀모형이 필요하다. 본 연구와 같이 인위적으로 설정된 행정구역은 연구의 분석단위로 사용할 경우에는 더욱 그러한데, 그 이유는 실제로는 유사한

생활권에서 이웃처럼 살고 있는 사람들이 행정구역상 다른 지역으로 구분되어 있는 경우가 많고 이는 결국 인접한 지역(행정동)의 유사성을 더욱 강화시키기 때문이다.

범죄를 포함한 공간적 현상들은 평균값의 변화, 즉 전체적인 패턴 또는 경향을 보여주는 일차적 프로세스(first-order process)와 평균으로부터의 이탈, 즉 오차의 지역적 종속성(local dependence)을 보여주는 이차적 프로세스(second-order process)로 이루어진다(Bailey and Gatrell, 1995). 이러한 특성을 반영하기 위한 공간 회귀모형은 특히 이차적 프로세스를 적절하게 모델링하는 것이 핵심요소로서 Anselin과 그의 동료들은 이차적 프로세스가 발생하는 원인으로 세 가지 현상, 즉 공간적 이질성(spatial heterogeneity), 공간 시차(spatial lag), 공간 오차(spatial error)를 제시하였다. 공간적 이질성은 지역에 따라 범죄에 이르는 인과과정 이 다르게 나타나는 것을 의미하며, 공간 시차는 특정 지역의 범죄율이 이웃하는 지역들의 범죄율에 영향을 받는 것을 말하고, 공간 오차는 공간적 상관성을 가지는 독립변인들이 모형에서 누락되는 것을 뜻한다.

이와 같은 공간적 현상들을 효과적으로 통제하기 위해 Anselin을 비롯한 많은 연구자들이 제시한 모델링 과정을 소개하면 다음과 같다. 첫 번째 단계는 살인율이 무작위하게 분포되어 있는지 검증하기 위한 탐색적 분석으로서 이를 위해 Global Moran's I의 유의성 검사를 실시한다. 그 결과 Global Moran's I가 유의하면 살인율이 무작위하게 분포되어 있지 않음을 알 수 있고 따라서 그 원인을 분석하기 위한 공간모델링이 필요해진다. 반대로 유의하지 않으면 어떤 형태의 공간적 프로세스도 존재하지 않음을 알려준다. 두 번째 단계는

최소자승법(OLS)에 근거한 선형회귀분석을 실시하여 잔차들이 전 지역에 걸쳐 동질적이고 독립적 인지(homogeneous and independent) 살펴보는 것이다. 이는 공간적 이질성과 공간자기상관 여부를 검증하는 것으로서 이 결과에 따라 마지막 단계로 공간 시차 모형 또는 공간 오차 모형이 구축, 분석된다.

이차적 프로세스가 존재하지 않는다는 가정, 즉 범죄가 공간적으로 독립적이고 동질적으로 분포한다는 가정 하에서 오차행렬은 $\sigma^2 I$ 형태를 띠며 이는 오차 역시 동질적이고 독립적임(identically and independently distributed, iid)을 나타낸다.

이 때 만약 공간적으로 이질적인 경우 오차 행렬의 대각선은 1이 아닌 다른 값들을 갖게 된다.

공간 시차가 발생하는 과정을 모형화하면 수식 (1)과 같다.

$$y = \rho W y + X\beta + u \quad (1)$$

여기서, ρ 는 공간 시차 모수이고, W 는 인접지역(들)을 대표하는 가중치행렬이며, $W y$ 는 W 에 의해 가중된 살인율의 시차변수이다. 마지막으로 u 는 iid 오차를 나타낸다.

공간 오차는 공간적으로 상관적인 독립변수들이 모형에서 빠짐으로서 발생하는 것이기 때문에 오차항은 수식 (2)와 같이 표현될 수 있다.

$$\epsilon = \lambda W \epsilon + u \quad (2)$$

여기서, λ 는 공간 오차 모수이고 W 와 u 는 위와 동일하다. 이 오차항을 전통적인 선형 회귀모형($y = X\beta + \epsilon$)에 대입하고 약간의 변환과정을 거치면 수식 (3)과 같은 공간 오차 모형이

구축된다.

$$y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1}u \quad (3)$$

여기서, $(I - \lambda W)^{-1}$ 는 공간승수(spatial multiplier)이고 u 는 위와 동일하게 iid 오차를 나타낸다. 이 모형을 보면 한 지역의 살인율이 공간승수를 통해 인접한 지역(들)의 오차에 영향을 받을 수 있다.

이상의 공간분석 과정을 수행하기 위해 본 연구는 Anselin에 의해 개발된 공간분석 프로그램인 GeoDa를 사용하였다. GeoDa를 이용하여 선형 회귀분석을 실시하면 공간적 이질성과 자기상관성을 파악할 수 있는 검증 통계치가 도출되어 위에서 설명한 두 번째 단계를 쉽게 수행할 수 있다. 공간적 이질성은 Breusch-Pagan, Koenker-Bassett, White 검정치를 이용하고 자기상관성은 Lagrange Multiplier 검정치를 이용하면 된다. 전통적인 공간분석모형인 SAR(Simultaneous Autoregressive) 모형과 CAR(Conditional Autoregressive)모형에 비해 Anselin의 접근법은 공간 의존성을 대표하는 공간 시차와 공간 오차 프로세스 간의 구분을 더욱 강조하는 특성을 가지고 있다. 만약 Lagrange Multiplier 검정치가 공간 시차 모형이 공간 오차 모형보다 설명력이 강하다는 것을 보여주면 연구자들은 공간 시차 모형을 구축하기만 하면 되고 반대로 공간 오차 모형이 더 적합하다는 것을 보여주면 공간 오차 모형만 분석하면 되는 편리한 장점이 있다(Anselin, 2005; Cheong, 2008; 정진성 · 황의갑, 2010).

IV. 분석결과

1. 연구자료의 일반적 특성

〈표 1〉은 서울시 행정동의 살인율과 사회구조적 특성을 보여준다. 424개 행정동의 5년간 살인율은 평균 11.40이었고 그 범위는 0에서 199.53이었다. 전체 행정동 가운데 84개 동에서 지난 5년간 단 한 건의 살인도 발생하지 않았고, 가장 많이 발생한 지역은 30건이었다.

기초수급자 비율은 평균 0.02였고 그 범위는 0에서 0.16에 달했다. 편차가 매우 심해 경제사정이 동별로 상이함을 알 수 있었다.

주거이동 비율은 평균이 0.37이었고 그 범위는 0.20에서 2.21에 달했다. 서구에 비해 주거이동 비율이 대체로 높은 편이었는데, 전입과 전출이 가장 많은 지역은 강동구에 소재했으며 그 합이 주민수보다 2배 이상 많아 흥미로웠다.

외국인 비율은 평균이 0.03이었고 그 범위는 0.00(실제로는 0.0005126임)에서 0.34에 달했다. 외국인 비율이 가장 높은 지역은 구로구와 중구 소재 특정 동이었다.

〈표 1〉 서울시 행정동의 구조적 특성

구분	평균	표준 편차	최소값	최대값	왜도
살인건수	2.49	2.98	.00	30	4.30
살인율	11.40	17.28	.00	199.53	5.97
살인율(로그)	1.95	1.15	.00	5.30	-.41
기초수급자 비율	.02	.02	.00	.16	
주거이동 비율	.37	.12	.20	2.21	
외국인 비율	.03	.04	.00	.34	
세대당 인구수	2.48	.30	1.50	3.32	
인구밀도	25785	13528	522	96673	
숙박·음식업 비율	.16	.06	.03	.44	
단독주택 비율	37.89	23.79	.00	93.21	
연립·다세대 비율	16.38	14.31	.00	70.07	
기타 거처 비율	5.26	6.78	.00	51.24	

세대당 인구수는 평균이 2.48, 범위가 1.50에서 3.32였다. 이 역시 상당히 큰 편차를 보였는데, 한 가지 주의할 점은 다른 변수들과 달리 세대당 인구수가 증가할수록 전통적인 가족구성이 잘 유지되고 있으므로 살인율에 부(-)의 영향을 미칠 것으로 가정해야 했다.

인구밀도는 평균이 25,785명이었고 그 범위는 522에서 96,673에 달했다. 인구밀도가 가장 낮은 곳은 서초구에 소재했고 가장 높은 곳은 양천구에 소재했다.

숙박·음식업비율은 평균이 0.16, 최소값은 0.03, 최대값은 0.44였다. 역시 동마다 큰 편차가 있음을 알 수 있었다.

거처유형은 전술한바와 같이 아파트비율을 포함한 네 가지 유형으로 측정하였으나, 더미변수를 측정하고 모형에 포함시키는 것과 유사한 원리로 다중공선성 문제를 해결하기 위해 아파트비율을 모형에서 제외시켰다. 아파트비율은 네 가지 유형 가운데 평균이 가장 높고(40.46%) 세대당 인구수와 높은 정(+)적 상관(0.69)을 보였으며 단독주택 비율과는 높은 부(-)의 상관(-0.88)을 보였다. 또한 살인율과는 비교적 강한 부(-)의 상관(-0.25)

을 보였다(표 생략). 단독주택비율은 평균이 37.89였고 그 범위는 0에서 93.21에 달했다. 연립·다세대비율이 그 다음으로 평균은 16.38이었고 최소 0에서 최대 70.07%에 달하는 지역도 있었다. 마지막으로 기타 거처 비율은 평균이 5.26이었고 최소값은 0, 중구 소재 동에서 최대 51.24%에 달했다.

2. 이변량 상관관계

〈표 2〉는 독립변수들 간, 독립변수들과 살인율 간 이변량 상관관계에 대해 보여주고 있다. 먼저 독립변수들 간 상관관계에 대해 살펴본 결과, 기초수급자 비율은 주거이동 비율(-0.12), 세대당 인구수(-0.13)와 부의 상관을 보였고 기타 거처 비율(0.10)과는 정적 상관을 보여 경제적으로 열악한 지역일수록 주거이동이 드물고 세대당 인구수가 적으며(나홀로 가구 등 새로운 가족구성이 많은 것) 기타 거처 비율은 높은 것으로 드러났다.

세대당 인구수와 외국인 비율(-0.49), 세대당 인구수와 숙박·음식업 비율(-0.48) 사이에서 비교적 높은 부(-)의 상관을 보였다. 이는 세대당 인구수가 많은 지역은 가족 중심의 주거형태가 많은

〈표 2〉 구조적 특성들 간 이변량 상관관계

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. 기초수급자 비율	1.00									
2. 주거이동 비율	-.12*	1.00								
3. 외국인 비율	.05	-.04	1.00							
4. 세대당 인구수	-.13**	-.14**	-.49**	1.00						
5. 인구밀도	.06	-.19**	-.02	.11*	1.00					
6. 숙박·음식업 비율	-.04	.11*	.22**	-.48**	-.06	1.00				
7. 단독주택비율	.04	-.01	.31**	-.67**	.07	.41**	1.00			
8. 연립·다세대비율	-.06	-.05	-.13**	-.11*	.04	.10*	.17**	1.00		
9. 기타 거처 비율	.10*	.15**	.35**	-.54**	-.21**	.16**	.09	-.17**	1.00	
10. 살인율(로그)	.19**	.08	.24**	-.37**	-.06	.20**	.21**	.03	.35**	1.00

** p < .01 * p < .05 (2-tailed)

곳으로서 외국인 비율과 숙박·음식업 비율이 낮은 것으로 해석될 수 있었고 일반적인 상식과도 부합하는 결과였다. 또한 세대당 인구수는 인구밀도를 제외한 그 밖의 독립변수들, 즉 기초수급자 비율(-0.13), 주거이동 비율(-0.14)과도 유의한 부의 상관을 보여 가족 중심의 주거지역은 기초수급자 비율이 낮고 주거이동도 빈번하지 않다는 것을 보여주었다. 세대당 인구수가 아파트비율과 높은 상관을 보인 것을 고려하면 다른 거처 유형들과 부(-)의 상관을 보인 것에 설득력이 있었다.

살인율과 유의한 정(+)적 상관을 보인 변수들에는 기초수급자 비율(0.19), 외국인 비율(0.24), 숙박·음식업 비율(0.20), 단독주택 비율(0.21), 기타 거처 비율(0.35)이 있었고, 세대당 인구수와는 비교적 강한 부의 상관(-0.37)을 보여주었다.

전체적으로 경제적으로 열악한 지역에서 새로운 가족구성 현상(적은 세대당 인구수)이 빈번하고 기타 거처 비율도 높았으며 살인율도 높았다. 또한 살인율은 외국인 비율, 숙박·음식업 비율, 기타 거처 비율이 높은 곳에서 높아 일반적인 이론과 상식에 부합한 결과가 도출되었다.

이는 정진성·황의갑(2010)의 시군구 단위 연구와 차별된 결과로서 국내 도시민들의 삶과 일치하는 경향이 있는 한편, 분석단위(시군구 vs 동)에 따라 상관성이 달라지는 가변적 공간단위의 문제(Modifiable Areal Unit Problem, MAUP)가 어느 정도 증명된 결과이기도 했다.

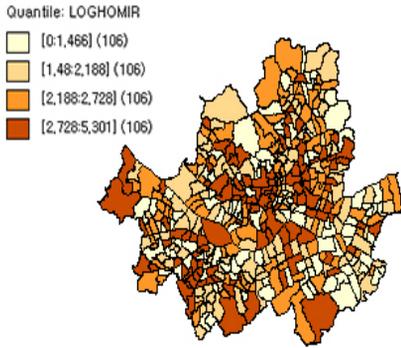
마지막으로 독립변수들 간의 높은 상관관계로

인해 발생할 수 있는 다중공선성(multicollinearity) 문제를 진단하기 위해 공차한계(tolerance)와 분산팽창계수(variance inflation factor)를 살펴보고 상태지수 검증(condition number test)을 실시하였다. 그 결과 본 연구에 사용된 독립변수들 간에는 다중공선성이 존재하지 않는 것으로 드러나 모든 변수들이 연구모형에 포함되었다(부록 참조).

3. 공간 종속성 검증

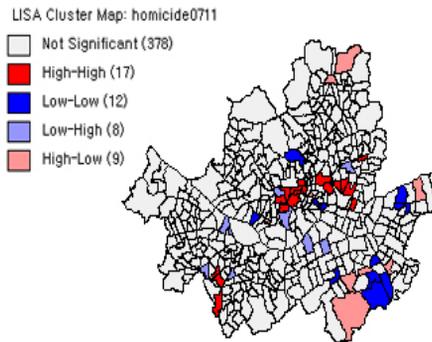
〈그림 1〉은 서울시의 행정동별 살인율 분포를 보여준다. 중심부와 서남부에서 살인율이 높아 보이고 이웃한 지역사이에 유사성도 어느 정도 찾을 수 있었다. 하지만 공간 종속성이 통계적으로 유의한지 살펴보기 위해 Global Moran's I의 유의성 검사를 실시했다.⁴⁾ Global Moran's I는 0.057로서 이에 대한 permutation 검정 결과 0.05 수준에서 통계적으로 유의했다($p=0.021$). 즉, 살인율은 공간 종속성을 띠고 따라서 공간 회귀모형이 필요함을 알 수 있었다. 그런데 정진성·황의갑(2010)의 시군구 단위 연구와 비교해보면 Global Moran's I 수치가 작고(0.069) 유의확률도 커($p=0.002$), 서울시 동별 살인율이 전국 시군구별 살인율에 비해 약한 공간 종속성을 띠는 흥미로운 결과를 보여주었다.

4) Global Moran's I는 특정 지역의 살인율이 인접지역의 살인율과 얼마나 상관성이 있는가를 나타내는 지표로서 인접지역을 결정하는 기준이 가중치행렬(W)을 결정하는 핵심이 되고 가중치행렬이 정해져야 공간 시차(spatial lag) 변수가 생성될 수 있다. 본 연구에서는 인접지역을 결정하는 기준으로서 Queen 기준을 채택했는데, 이는 두 지역의 경계가 선으로 이어진 경우뿐 아니라 점으로 형성된 경우도 인접지역으로 간주하는 방법을 말한다. 또한 Queen 기준을 적용함에 있어 특정 지역과 경계를 직접 접하고 있는 일차 이웃들(first-order neighbors)만 인접한 지역으로 간주했다. 참고로 일차 이웃들과 경계를 접하고 있는 이차 이웃들(second-order neighbors)을 적용해보기도 하고 Rook 기준, 최근린지역(nearest neighbors) 기준 등 가능한 모든 기준을 적용해봤으나 결과는 〈표 3〉과 거의 유사했다.



〈그림 1〉 서울시 행정동별 살인율 분포

이어서 어느 지역에서 살인율이 집중적으로 높은지(핫스팟)를 살펴하기 위해 Local Moran's I 검증⁵⁾을 실시하였다. 〈그림 2〉에서 High-High로 표시된 17개 지역이 핫스팟의 중심지역으로서 〈그림 1〉의 Quantile 지도에서 짐작할 수 있었던 지역과 큰 차이가 없이 중심부와 서남부 지역, 동부의 일부 지역이 핫스팟으로 드러났다.⁶⁾



〈그림 2〉 서울시 살인율 핫스팟

4. 선형 회귀모형

어떤 공간 회귀 모형이 적합한지 파악하기 위해 GeoDa를 이용하여 선형 회귀 분석을 실시하였다. 〈표 3〉의 선형 회귀 모형(OLS) 결과를 보면 Breusch-Pagan, Koenker-Bassett, White 검정치들이 모두 통계적으로 유의하여 지역(행정동)에 따라 살인에 이르는 과정, 즉 본 연구모형의 설명력이 다르다는 것을 알 수 있었다. 그런데 정진성·황의갑(2010)의 연구와 비교해보면 이질성이 상대적으로 약했는데, 이는 전국 시군구에 비해 한 도시 내의 행정동이 훨씬 동질적임을 감안하면 예상 가능한 결과였다. 향후 다양한 규모의 지역을 대상으로 한 공간분석이 필요함을 알 수 있었다.

다음으로 오차들의 종속성, 즉 공간 자기상관 여부와 종속성이 존재할 경우 공간 시차와 공간 오차 중 어떤 모형이 더 적합한지 파악하기 위해 Lagrange Multiplier(LM) 검정 결과를 살펴보았다. 그 결과, 공간 시차와 공간 오차 모두 존재하지 않는 것으로 드러났고 따라서 어떤 공간 회귀 모형도 필요하지 않음을 보여주었다. 이는 Global Moran's I 검정 결과를 토대로 어느 정도 예상할 수 있었는데, 결론적으로 서울시 행정동별 살인율은 공간 종속성을 띠지만 그 정도가 매우 약하고 따라서 어떤 형태의 공간 회귀 모형도 불필요함을 알 수 있었다.

그럼에도 불구하고 공간 회귀 모형의 불필요성을 확인하기 위해 공간 시차 모형과 공간 오차 모형을 모두 구축하여 분석해본 결과, 모형의 설명력(R^2 , Log Likelihood, Akaike Info Criterion,

5) 핫스팟을 표시하는 LISA(Local Indicator of Spatial Autocorrelation) 통계치의 일종임.

6) 〈그림 2〉에서 12개 Low-Low 지역은 살인율이 낮은 지역의 중심(콜드스팟)을 의미하고 Low-High, High-Low 지역은 높고 낮은 살인율이 교차해있는 지역을 의미한다.

〈표 3〉 구조적 특성이 살인율에 미치는 영향

	선형 회귀 모형(OLS)		공간 시차 모형(SLM)	공간 오차 모형(SEM)
	계수	t	계수	계수
상수	1.82	1.72	1.89	1.86
기초수급자 비율	10.55**	3.53	10.57**	10.57**
주거이동 비율	.49	1.08	.49	.47
외국인 비율	2.05	1.50	2.14	2.01
세대당 인구수	-.37	-1.13	-.38	-.38
인구밀도	-.00	-.02	-.00	-.00
숙박·음식업 비율	1.37	1.43	1.35	1.42
단독주택 비율	.00	.73	.00	.00
연립·다세대 비율	.00	1.41	.00	.00
기타 거처 비율	.04**	3.99	.04**	.04**
살인율시차(ρ , rho)			-.03 ($p=.68$)	
람다(λ , lambda)				.04 ($p=.60$)
R^2 (Adjusted R^2)	.200(.183)**		.200	.201
Log Likelihood	-612.95		-612.87	-612.83
Akaike Info Criterion	1245.90		1247.74	1245.66
Schwarz Criterion	1286.40		1292.29	1286.16
Heteroscedasticity	Breusch-Pagan	20.85 ($p=.01$)	20.87 ($p=.01$)	20.76 ($p=.01$)
	Koenker-Bassett	25.12 ($p=.00$)		
Spatial Autocorrelation	White	75.39 ($p=.03$)		
	LM(lag)	.15 ($p=.70$)		
	Robust LM(lag)	5.27 ($p=.02$)		
	LM(error)	.22 ($p=.63$)		
	Robust LM(error)	5.34 ($p=.02$)		

** $p < .01$ * $p < .05$

Schwarz Criterion)에 향상된 부분을 거의 발견하지 못했고 회귀계수들의 크기와 방향, 유의성도 거의 변하지 않았다. 또한 공간 시차 모수인 ρ 와 공간 오차 모수인 λ 도 유의확률이 매우 큼을 알 수 있었다.

선형 회귀 분석 결과, 살인율에 영향을 미친 변수는 기초수급자 비율과 기타 거처 비율로서 이들이 높을수록 살인율이 증가하는 것으로 드러났다. 다시 말하면, 경제적 여건이 불리할수록, 비거주용 건물내 주택이나 주택 이외의 거처에 살고 있는 비율이 높을수록 살인율이 증가하는 것으로 해석할 수 있었다.

V. 결론

살인과 같은 범죄는 공간적 현상이고 따라서 지역사회 차원의 거시연구에서는 공간 종속성에 대한 검토와 조치가 이루어져야 한다. 국내에서도 최근 다양한 지역과 분석단위를 대상으로 한 공간 회귀분석이 범죄연구에 적용되고 있다. 하지만 바람직한 연구모형은 이론과 과거연구, 건전한 상식에 기초한 변수들로만 이루어져야 하고 가능한 간결해야 한다는 일반적인 명제가 존재한다. 이러한 명제를 토대로 본 연구는 현대 범죄학의 주요 패러다임으로 자리 잡은 생태학적 관점에 충실한 공

간 회귀분석이 매우 부족하였다는 인식에서 출발했다. 거의 유일하게 생태학적 관점에 근거한 공간분석을 시도한 정진성·황의갑(2010)의 연구를 이어받아 서울시 전체 424개 행정동에 적용하고 전국 시군구를 대상으로 한 분석결과와의 차이점을 살펴보고자 했다.

분석결과, 살인율은 공간적으로 이질적이고 종속적인 것으로 드러났다. 하지만 전국 시군구를 대상으로 분석한 정진성·황의갑(2010)의 연구결과에 비하면 이질성과 종속성이 현저히 약함을 알 수 있었다. 약한 공간적 이질성은 한 도시 내 동지역이 다양한 성격을 가진 전국 시군구에 비해 훨씬 동질적인 점을 고려하면 수긍이 가는 결과였다. 약한 공간 종속성은 선뜻 이해하기 어려웠지만 추측컨대 약 20%에 해당하는 84개의 동에서 살인범죄가 전혀 발생하지 않은 사실이 그 이유 중 하나일 것으로 사료되었다. 예를 들어, 특정 지역과 대부분 인접지역들의 살인율이 함께 높은 경우에도 일부 인접지역의 살인율이 제로가 되면 큰 편차로 인해 Global Moran's I 값이 떨어지기 때문으로 볼 수 있었다. 마지막으로, Lagrange Multiplier (LM) 검정 결과 공간 시차와 공간 오차 모두 존재하지 않는 것으로 드러났다. 이는 약한 공간 종속성 결과를 토대로 어느 정도 예견할 수 있었으며, 공간 회귀 모형의 불필요성을 확인하기 위해 구축한 공간 시차 모형과 공간 오차 모형의 결과도 동일한 결론을 뒷받침해주었다.

선형 회귀 분석 결과, 살인율에 영향을 미치는 변수에는 기초수급자 비율과 기타 거처 비율이 있었다. 기초수급자 비율이 높을수록, 즉 경제적 여건이 불리할수록 살인율이 증가하는 것으로 드러났는데 이는 서구의 도시지역 연구들(Kubrin, 2003; Nieuwebeerta et al., 2008)과 일치하는 결과

인 반면, 정진성·황의갑(2010)의 시군구 대상 분석결과와는 상이했다. 정책적으로는 경제적 불평등을 완화시키고 지역경제를 활성화시키기 위한 서울시 당국의 노력이 필요해 보였고, 학술적으로는 더욱 다양한 지역사회를 대상으로 한 연구가 필요해 보였다.

기타 거처 비율 역시 살인율에 정(+)적 영향을 미쳐 비거주용 건물내 주택이나 주택 이외의 거처에 살고 있는 비율이 높을수록 살인율이 증가하는 것으로 드러났다. 전술한대로 거처 유형은 특히 살인에 대한 연구에서 중요한 변수로 간주되는데 그 이유는 살인은 일반 범죄와 달리 노상이나 상업·유흥시설이 아닌 주택에서 발생하는 빈도가 더 높기 때문이다. 따라서 정책적으로는 상가나 공장, 여관 등 비거주용 건물내 주택이나 주택이 아닌 곳에서 기거하는 비율을 감소시키는 주택정책과 더불어 해당 지역에 대한 보다 세밀한 분석이 이루어져야 하겠다.

마지막으로 그간 국내연구에서 일관되게 중요한 변수로 드러난 가정해체가 본 연구에서는 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 드러났다. 그 이유는 두 가지로 추측할 수 있었는데, 첫째로 본 연구에서 사용된 세대당 인구수가 이혼율과 달리 가정해체를 측정하는 적절한 대리변수가 되지 못할 수도 있다고 사료되었다. 두 번째 이유는 본 연구에서 거처 유형이 새로운 변수로 추가되어 세대당 인구수의 영향이 상쇄된 때문으로 볼 수 있었다. 실제 거처유형 변수들을 포함시키지 않은 채 회귀분석을 실시해 본 결과 세대당 인구수가 유의한 영향을 미친 것을 확인할 수 있었다. 따라서 세대당 인구수가 가지는 정확한 의미에 대한 추가적인 연구가 필요해 보였다.

이상의 결과와 해석은 몇 가지 한계로 인해 주

의를 요한다. 첫째, 살인범죄에 국한된 분석은 강도, 강간, 절도, 폭력 등 다른 유형의 범죄에 동일하게 적용될 수 없다. 범죄 유형에 따라 독특한 특성이 있고 또한 독립변인들과의 인과정도도 다를 수 있기 때문이다(Clarke, 1997). 살인을 제외한 다른 유형의 범죄들은 발생빈도가 상대적으로 커 공간 종속성이 강하고 공간 시차나 공간 오차가 발견될 가능성이 높을 것으로 예상된다.

둘째, 동 단위에서는 이용 가능한 자료의 부족으로 인해 사회구조적 변인들에 대한 적절한 측정이 어렵다. 특히, 이혼율이나 재산세, 유흥업소수 등의 변수는 이론과 과거 연구에서 매우 중요시 되는데 동 수준에서는 자료의 획득이 어려운 실정이다. 따라서 본 연구에서 이혼율 대신 사용한 세대당 인구수가 가지는 의미와 역할에 대해서는 추가적인 검증을 요한다 하겠다.

이러한 한계점에도 불구하고, 본 연구는 서울시 전체 행정동을 대상으로 생태학적 관점에 충실한 모형을 구축하여 살인범죄에 대한 공간 회귀분석을 시도한 최초의 연구라는 점에서 의의를 찾을 수 있었다. 정진성·황의갑(2010)의 시군구를 대상으로 한 연구와 비교하여 매우 의미 있는 결과가 도출되었고 바람직한 정책제언도 이루어졌다. 향후 다른 유형의 범죄와 다른 지역(대도시, 중소도시, 농어촌지역 등)을 대상으로 한 공간 회귀분석이 더욱 많이 시도되길 바라며, 본 연구가 서울시의 거시 범죄예방책 수립에 조금이나마 기여할 수 있기를 기대한다.

참고문헌

김동근·윤영진·안건혁, 2007, “토지이용에 따른 도시범죄에 대한 연구”, 『국토계획』, 제42권 제7호:

155~168, 대한국토·도시계획학회.

- 김두섭·강남준, 2008, 『회귀분석: 기초와 응용』, 나남.
- 김진혁, 2002, “살인범죄의 특성 및 대응방안”, 『한국공안행정학회보』, 제11권 제2호: 29~63.
- 김현중·이성우, 2011, “수도권 5대 범죄의 결정요인: Mixed GWR모형의 적용”, 『서울도시연구』, 제12권 제4호: 137~155, 서울연구원.
- 민수홍, 2011, “범죄의 두려움: 통계청 사회조사 자료분석”, 『경찰학논총』, 제6권 제1호: 154~176, 경찰학연구소.
- 박경래·최인섭·박성훈·고충열·강용길·박현호·공주대산학협력단, 2012, 『범죄유발지역·공간에 대한 위험성 평가도구 개발·적용 및 정책대안에 관한 연구(1)』, 한국형사정책연구원.
- 오미진, 2011, “도시범죄에 영향을 미치는 도시환경특성에 관한 연구: 서울시 5대 범죄를 중심으로”, 석사학위논문, 홍익대학교.
- 이성우·조중구, 2006, “공간적, 환경적 요인이 범죄피해에 미치는 영향”, 『서울도시연구』, 제7권 제2호: 57~76, 서울연구원.
- 이재열·강상진·방하남·이명진·박경숙·은기수·한준·이윤석, 2007, 『사회과학의 고급계량분석: 원리와 실제』, 서울대학교 출판부.
- 정경석·문태현·정재희·허선영, 2009, “GIS와 공간통계기법을 이용한 시·공간적 도시범죄 패턴 및 범죄 발생 영향요인 분석”, 『한국지리정보학회지』, 제12권 제1호: 12~25.
- 정진성·강욱, 2013, “도시지역의 사회구조적 특성과 살인범죄와의 인과관계: 서울시 행정동을 중심으로”, 『한국콘텐츠학회 논문지』, 제13권 제3호: 152~161, 한국콘텐츠학회.
- 정진성·곽대훈, 2008, “지역사회의 생태학적 변인이 범죄율에 미치는 영향: 성장곡선모형을 이용한 종단적 분석”, 『형사정책연구』, 제19권 제3호: 251~290, 한국형사정책연구원.
- 정진성·박현호, 2010, “지역사회의 구조적 특성이 살인범죄에 미치는 영향: 전국 시군구를 대상으로 한 음이향 회귀분석”, 『형사정책연구』, 제21권 제1호: 91~119, 한국형사정책연구원.
- 정진성·홍성욱, 2013, “사회구조적 지역특성과 살인범죄에 관한 다층모형분석”, 『통계연구』, 제18권 제1호: 1~15, 통계청.
- 정진성·황의갑, 2010, “살인범죄의 원인에 대한 거시적 분석: GIS를 활용한 공간회귀모델링”, 『형사정책』,

- 제22권 제1호: 157~184, 한국형사정책학회.
- Anselin, L., 2002, "Under the Hood: Issues in the Specification and Interpretation of Spatial Regression Models", *Agricultural Economics*, 27: 247~267.
- Anselin, L., 2005, *Exploring Spatial Data with GeoDa™: A Workbook*, Spatial Analysis Laboratory, Department of Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois, Urbana-Champaign.
- Bailey, T. C. and Gatrell, A. C., 1995, *Interactive Spatial Analysis*, Essex: Prentice Hall.
- Baller, R. D., Anselin, L., Messner, S. F., Deane, G., and Hawkins, D. F., 2001, "Structural Covariates of U.S. County Homicide Rates: Incorporating Spatial Effects", *Criminology*, 39: 561~590.
- Belsley, D. A., Kuh, E., and Welsch, R. E., 1980, *Regression Diagnostics*, New York: John Wiley.
- Brantingham, P. L. and Brantingham, P. J., 1993, "Environmental, Routine, and Situation: Toward a Pattern Theory of Crime", in R. V. Clarke and M. Felson(eds.), *Routine Activity and Rational Choice: Advances in Criminological Theory*, New Brunswick, NJ: Transaction Publishers.
- Cheong, J., 2008, *Neighborhood Disorder, Dilapidated Housing, and Crime: Multilevel Analysis within a Midsized Midwestern City Context*, A Dissertation for Ph.D., Michigan State University.
- Clarke, R. V., 1997, "Introduction", in R. V. Clarke(ed.), *Situational Crime Prevention: Successful Case Studies*, New York: Harrow and Heston.
- Clarke, R. V. and Cornish, D. B., 1985, "Modeling Offenders' Decisions: A Framework for Research and Policy", in M. Torny and N. Morris(eds.), *Crime and Justice: An Annual Review of Research*, Vol.7, Chicago: University of Chicago Press.
- Cohen, L. E. and Felson, M., 1979, "Social Change and Crime Rate Trends: A Routine Activities Approach", *American Sociological Review*, 44: 588~608.
- Einstadter, W. and Henry, S., 2006, *Criminological Theory: An Analysis of Its Underlying Assumptions*, Lanham, MD: Rowman and Littlefield.
- Guerry, A. M., 1833, *Essai sur la Statistique Morale de la France*, Paris: Crochard.
- Jeffery, C. R., 1971, *Crime Prevention through Environmental Design*, Beverly Hills, CA: Sage.
- Kubrin, C. E., 2003, "Structural Covariates of Homicide Rates: Does Type of Homicide Matter?", *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 40: 139~170.
- Messner, S. F. and Anselin, L., 2004, "Spatial Analyses of Homicide with Areal Data", in M. Goodchild and D. Janelle(eds.), *Spatially Integrated Social Science*, 127~141, New York: Oxford University Press.
- Newman, O., 1972, *Defensible Space: Crime Prevention through Urban Design*, New York: McMillan.
- Nieuwbeerta, P., McCall, P. L., Elffers, H., and Wittebrood, K., 2008, "Neighborhood Characteristics and Individual Homicide Risks: Effects of Social Cohesion, Confidence in the Police, and Socioeconomic Disadvantage", *Homicide Studies*, 12(1): 90~116.
- Park, R. E. and Burgess, E., 1925, *The City*, Chicago: University of Chicago Press.
- Quetelet, L. A., 1835, *Physique Sociale: Ou, Essai sur le Developpement des Facultes de l'Homme*, Brussels: Muquardt.
- Sampson, R. J. and Raudenbush, S. W., 1999, "Systematic Social Observation of Public Spaces: A New Look at Disorder in Urban Neighborhoods", *The American Journal of Sociology*, 105: 603~651.
- Sampson, R. J., Raudenbush, S. W., and Earls, F. 1997, "Neighborhoods and Violent Crime: A Multilevel Study of Collective Efficacy", *Science*, 277(August 15): 918~924.
- Savoie, J., Bedard, F., and Collins, K., 2006, *Neighborhood Characteristics and the Distribution of Crime on the Island of Montreal*, Crime and Justice Research Paper Series, Statistics Canada Catalogue no. 85-561-MIE, no. 7, Ottawa.
- Shaw, C. R. and McKay, H. D., 1942, *Juvenile Delinquency and Urban Areas: A Study of Delinquents in Relation to Differential*

- Characteristics of Local Communities in American Cities*, Chicago: University of Chicago Press.
- Stark, R., 1987, "Deviant Places: A Theory of the Ecology of Crime", *Criminology*, 25(4): 893-909.
- Wilcox, P., Quisenberry, N., Cabrera, D. T., and Shayne, J., 2004, "Busy Places and Broken Windows? Toward Defining the Role of Physical Structure and Process in Community Crime Models", *Sociological Quarterly*, 45: 185~207.
- Williams, F. P. and McShane, M. D., 2003, *Criminological Theory*, Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall.
- Wilson, J. Q. and Kelling, G., 1982, "The Police and Neighborhood Safety: Broken Windows", *Atlantic Monthly*, 127: 29~38.

원 고 접 수 일 : 2013년 7월 19일
1차심사완료일 : 2013년 9월 10일
2차심사완료일 : 2013년 10월 14일
최종원고채택일 : 2014년 1월 10일

<부록> 다중공선성 진단

<부록표 1> 공차 한계 및 분산 팽창 계수

독립변수	공차 한계	분산 팽창계수
기초수급자 비율(ED)	.93	1.07
주거이동 비율(RI)	.89	1.12
외국인 비율(EH)	.70	1.43
세대당 인구수(FD)	.25	3.94
인구밀도(PD)	.91	1.10
숙박·음식업 비율(LF)	.73	1.37
단독주택 비율(SH)	.44	2.30
연립·다세대 비율(MH)	.87	1.15
기타 거주 비율(OH)	.53	1.88

<부록표 1>은 본 연구에 사용된 독립변수들의 공차 한계와 분산 팽창계수를 보여준다. 분산 팽창계수는 공차 한계의 역수로서 일반적으로 그 값이 10 이상일 때 심각한 다중공선성이 존재하는 것으로 간주하는 바, 결과를 보면 모든 독립변수

들의 분산 팽창계수가 2보다 작아 다중공선성 문제가 없어보였다.

그런데 분산 팽창계수는 여러 변수들 간에 얽혀 있는 다중공선성 문제를 정확히 진단하기 어려운 단점이 있다. 따라서 상태지수 검증을 실시했고 그 결과는 <부록표 2>에 나타나 있다. Belsley 외(1980)에 의하면, 상태지수가 30 이상인 고유근에 대해 각 변수별로 분산 비율이 어떻게 퍼져 있는가를 보면 여러 변수들 간에 얽혀 있는 다중공선성을 진단할 수 있는데, 그 기준은 분산 비율이 0.50 이상인 변수들이 두 개 이상 존재하면 그들 사이에 공선성이 서로 얽혀 있다고 볼 수 있다. 따라서 본 연구에 사용된 독립변수들 간에는 다중공선성이 존재하지 않는 것으로 결론지을 수 있었다 (김두섭·강남준, 2008; 정진성·강욱, 2013: 158)

<부록표 2> 상태지수 검증

차원	고유근	상태지수	분산 비율(Variance Proportions)0									
			상수	ED	RI	EH	FD	PD	LF	SH	MH	OH
1	7.33	1.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00
2	.89	2.87	.00	.00	.00	.25	.00	.01	.00	.00	.06	.12
3	.49	3.86	.00	.26	.00	.28	.00	.00	.00	.02	.08	.14
4	.43	4.15	.00	.39	.01	.14	.00	.02	.00	.00	.09	.23
5	.33	4.69	.00	.24	.02	.00	.00	.06	.00	.00	.54	.02
6	.22	5.80	.00	.00	.00	.19	.00	.06	.03	.36	.15	.00
7	.18	6.43	.00	.01	.08	.04	.00	.63	.02	.04	.00	.13
8	.08	9.35	.00	.00	.17	.01	.00	.01	.79	.14	.00	.00
9	.05	11.81	.01	.04	.65	.00	.02	.20	.05	.03	.01	.01
10	.00	71.90	.99	.05	.07	.09	.97	.00	.11	.41	.05	.33

** p < .01 * p < .05 (2-tailed)