

## 공간패널모형을 활용한 절도 및 폭력범죄와 사회구조적 변인 간의 관계 분석

염윤호\*

### 국 | 문 | 요 | 약

본 연구는 X시 Y구의 집계구를 연구의 지역적 분석단위로 설정하고, 2015년~2017년 수집된 공간패널 자료를 활용하여 범죄와 사회구조적 변인 간의 관계를 분석하였다. 사회구조적 관점에서 범죄 현상을 분석한 종래의 연구는 주로 횡단적 혹은 종단적 연구방법을 택일하거나, 두 측면을 동시에 고려할 수 있는 단순 패널 모형을 활용하더라도 자료에 내재한 공간적 종속성 문제를 해결하는 데에 한계가 있다. 이에, 본 연구는 다양한 공간패널모형 중, 종속 및 독립변수에 내재한 시공간적 종속성을 동시에 고려할 수 있는 동적 공간더빈 모형(dynamic spatial Durbin model)을 적용하여, 사회구조적 변인의 절도 및 폭력범죄에 대한 차별적 영향력을 분석하였다. 그 결과, 본 연구는 각 유형의 범죄는 시공간적으로 종속되어 있으나, 시간적 종속성은 동시적으로 존재하는 공간적 종속성의 일부 혹은 전부를 상쇄함을 확인하였다. 이는 특정 시공간에서의 범죄 발생은 인접지역의 공간가중된 영향력보다는 동일 공간에서 시차를 두고 발생한 범죄에 더 많은 영향을 받음을 의미한다. 한편, 본 연구는 외생변수로 측정된 CCTV 밀집도, 주류업소밀집도, 다세대주택 비율이 증가할수록 절도범죄가 감소함을 추정하였고, 인구밀도, 다세대주택 비율이 증가할수록 1인 가구 비율이 감소할수록 폭력범죄가 감소함을 추정하였다. 이러한 결과를 토대로, 절도범죄 다발지역에 CCTV를 집중적으로 설치하는 등 범죄유형 및 사회구조적 특성에 따라 개별화된 경찰활동을 시행할 것을 제안하였다.

DOI : <https://doi.org/10.36889/KCR.2020.09.30.3.201>

❖ 주제어 : 공간패널모형, 동적 공간더빈 모형, 폭력범죄, 절도범죄, 시간적/공간적 종속성

\* 부산대학교 공공정책학부 조교수

## I. 서론

범죄 현상과 사회구조적 변인 간의 관계에 대한 분석은 다수의 실증연구에 의해 지속적으로 이루어져 왔다. 다수의 선행연구는 범죄 현상과 다양한 지표로 나타나는 범죄의 기회구조 혹은 낙후된 사회환경 간의 관계를 분석하였다. 이러한 관계를 분석하는 데에 개별 연구들은 수집된 자료의 특성에 따라 다양한 연구방법을 활용하였다. 예를 들어, 염운호(2018a)는 폭력범죄에 내재한 공간적 종속성을 확인하고 공간회귀모형을 적용하여 폭력범죄에 대한 주류업소밀집도의 정적 영향력을 추정하였다.<sup>1)</sup> 한편, 윤우석(2010)은 시계열모형을 활용하여 폭력범죄에 대한 실업률의 정적 영향력을 추정하였다.<sup>2)</sup> 이처럼 다수의 선행연구는 범죄 현상과 다양한 변인 간의 관계를 사회구조적 관점에서 분석하였으나, 횡단적 혹은 종단적 연구방법을 택일하여 적용하여 시공간에서 발생하는 범죄 현상의 한 단면에만 초점을 두었다는 한계가 있다(Belotti et al., 2016; Ye·Wu, 2011). 하지만, 범죄의 시공간적 군집 현상을 분석한 연구에 따르면, 범죄 현상은 특정 공간뿐만 아니라, 특정 시간에 종속하여 발생하는 특성을 나타낸다. 특히, 그러한 종속성은 특정 시공간에 독립·한정되는 것이 아니라, 인접한 시공간에 파급(spill-over)된다(염운호·김혁, 2019; 정경석 외, 2010). 따라서 범죄 현상에 내재한 시공간적 종속성의 동시적 존재에 대한 간과는 통계적 오차를 내포하여 추정의 정확성을 저해할 수 있다(Belotti et al., 2016; Lee·Yu, 2010; Ye·Wu, 2011).

이러한 한계를 극복하고자, 본 연구는 범죄 현상에 내재한 시공간적 종속성을 동시적으로 고려할 수 있는 공간패널모형을 적용하여 범죄 현상과 사회구조적 변인 간의 관계를 분석하고자 한다. 공간패널모형은 종래의 ‘단순 패널자료 모형’이 간과한 공간적 종속성을 부가적으로 고려할 수 있는 모형으로, 변인들에 내재한 시공간적 종속성을 동시에 고려하여 통계적 추정의 오차를 줄일 수 있다(Belotti et al., 2016; Lee·Yu, 2010; Ye·Wu, 2011). 특히, 이러한 공간적 종속성의 영향력은 분석하고자 하는 특정 독립변

1) 염운호(2018a), 이대성·이강훈(2009), 정진성(2013), Lipton·Gruenewald(2002) 등의 연구는 횡단적 연구방법을 활용하여 범죄 현상과 사회구조적 변인 간의 관계를 분석한 연구의 예이다.

2) 이수창(2014), 이창근·김의준(2011), 정진화·주하연(2013), 주일엽(2012), Klein et al.(2017) 등의 연구는 종단적 연구방법을 활용하여 범죄 현상과 사회구조적 변인 간의 관계를 분석한 연구의 예이다.

수의 영향력보다 과대추정 될 수도 있으므로, 개인이 아닌 지역을 연구의 분석단위로 설정하는 사회구조적 연구에서 반드시 고려해야 할 요소이다(Morenoff et al., 2001). 국내의 경우, 공간패널 모형을 활용한 연구들은 주로 경제 현상(공준현·김지욱, 2016; 이상호, 2014)이나 농수산물의 생산(김봉태·이성우, 2014; 최성천·백장선, 2016)에 관한 연구로서, 형사정책 분야에 공간패널모형을 적용하여 범죄 현상과 사회구조적 변인 간의 관계를 분석한 연구는 매우 드물다.

이에, 형사정책 분야에 공간패널모형을 적용하기 위한 시도로서, 본 연구는 국내 X시 Y구를 연구대상 지역으로 설정하고 집계구를 지역적 분석단위로 설정하였다. 이후, 연구대상 지역에서 3년간(2015년~2017년)<sup>3)</sup> 발생한 범죄 및 동일기간 수집된 집계구 단위의 인구사회학적 특성을 토대로 공간패널 자료를 구축하고 공간패널모형을 적용하였다. 특히, Belotti와 그의 동료들(2016)의 연구와 유사하게, 본 연구는 구축된 동일 자료에 대해 다양한 유형의 공간패널모형을 적용하고 도출된 결과를 비교하였다. 또한, 종속변수인 범죄를 절도와 폭력범죄로 구분하고 사회구조적 변인들의 범죄유형에 따른 차별적 영향력을 분석하였다. 한편, 그러한 분석과정에서 본 연구는 범죄와 사회구조적 변인 간의 관계를 일상활동이론의 관점에서 분석하였다.

## II. 이론적 논의 및 선행연구

일상활동이론(routine activity theory)은 여타의 범죄이론과 달리, 범죄 현상은 지역 사회의 낙후된 특성이나 개인의 특성에 기인하는 것이 아니라, 일상활동의 변화 등과 같이 피해자와 피해자를 둘러싼 범죄의 기회구조와 그와 관련된 환경 및 조건에 기인하는 것이라고 설명한다. Cohen과 Felson(1979)은 그러한 범죄 발생의 개연성을 높일 수 있는 조건 및 환경으로서 세 요소를 제시하였는데, 이들은 ‘동기화된 범죄자’, ‘적절한 피해자’, 그리고 ‘역량 있는 감시자의 부존’이다. 이러한 세 요소의 동시적 존재가 반드시 범죄로 이어지는 것은 아니나, 가사·여가·직업·소비 활동 등을 포함하는 다양한 ‘일상

3) 연구 기간을 3년으로 한정된 것은 집계구 단위의 인구사회학적 통계자료 및 범죄자료의 가용성에 기인한다.

활동'의 변화와 그 특성은 세 요소와 상호작용하며 범죄 발생의 개연성을 높인다(Cullen·Agnew, 2011). 예를 들어, 현대 사회에 증가하고 있는 야외에서의 여가 및 소비활동은 해당 가정이 그러한 일상활동을 영위하는 시간 동안 빈집으로 남겨져, 침입 절도의 대상이 될 수 있는 개연성을 높일 수 있다.

이러한 일상활동이론의 기본적 설명은 범죄율의 지리적 분포의 차이, 인구특성에 따른 범죄 피해율의 차이 등을 설명하는 데에 유용한 근거로 제시되기도 한다(Cullen·Agnew, 2011). 그러한 이유는 개별 지역에서 발생하는 일상활동 유형의 차이는 근본적으로 해당 지역의 사회구조적 특성에 영향을 받으며, 그러한 사회구조적 특성은 해당 지역의 지리적 특성이나 환경에 상당한 영향을 받기 때문이다. 예를 들어, 도시와 농어촌의 지리적 환경에 기인하는 일상활동의 차이는 해당 지역의 주민이 노출되는 범죄의 유형과 빈도에 영향을 미칠 수 있다(Spano·Nagy, 2005). 지리적 환경에 기인하여 차별적으로 나타나는 일상활동의 상이성에도 불구하고, 일상활동이론은 이러한 일상활동의 변화만이 범죄 발생의 개연성을 변화시키는 요소라고 설명하지는 않는다. 앞서 살펴본 바와 같이, 일상활동이론은 그러한 환경 내에 존재하는 동기화된 범죄자, 적절한 피해자, 및 역량 있는 감시자의 부존이라는 요소들이 시공간적으로 수렴할 때, 범죄 발생의 개연성은 더욱 높아진다고 설명한다. 이러한 핵심 요소들의 시공간적 수렴은 그러한 요소들의 단순한 피상적 연결을 의미하는 것이 아니라, 노출·근접성·피해자의 유인성·감시 여부로 평가되는 하위 세부 요소들의 동시적 존재와 연관된다(Cohen et al., 1981).

Cohen과 그의 동료들(1981)에 따르면, '노출'은 특정 시간 및 공간에서 동기화된 범죄자가 인지하는 피해자나 피해품에 대한 물리적 가시성이나 접근성을 의미하며, '근접성'은 동기화된 범죄자와 피해자의 거주지역 간의 물리적 거리를 의미한다. 또한, '유인성'은 동기화된 범죄자가 인식하는 적절한 피해자로부터 기대되는 물질적·상징적 보상 혹은 피해자의 저항 강도를 의미하며, '감시'는 범죄를 예방할 수 있는 도구나 사람의 효과성을 의미한다. 이러한 네 가지 세부 요소들은 현실에서 다양한 형태로 나타날 수 있으나, 이러한 세부 요소들이 나타나는 환경을 잠재적 범죄자가 범죄 실행에 유리한 것으로 주관적으로 인식하는 경우, 범죄 발생의 개연성은 높아진다. 예를 들어, 아동 성범죄는 "i) 잠재적 아동성범죄자에 의해 예측되는 저항력의 정도가 낮은 아동이 ii) 잠재적 성범죄자와 일상활동이 시간적·공간적으로 수렴할 수 있는 인접한 거리 내에 iii) 노출되

어 존재하고, iv) 아동을 지키는 보호자(부모나 교사)가 없는 경우”에 발생할 개연성이 높다(염윤희, 2018b, p.83). 이처럼, 범죄는 잠재적 피해자가 인식하는 상황적 요소들이 일치하는 시공간적 지점에서 발생하는 조건적 성격을 갖기 때문에, 이러한 요소 중 전체 혹은 일부를 제거하여 범죄 발생을 억제할 수 있다.

이러한 일상활동이론을 토대로, 국내외 다수의 실증연구는 범죄와 범죄유발요인으로서의 사회구조적 특성 간의 관계를 분석하였다. 사회구조적 관점에서 이루어진 대다수의 연구는 동기화된 범죄자, 적절한 피해자, 그리고 역량 있는 감시자의 부재라는 범죄유발요인을 직접 측정하지 아니하고, 이러한 개념을 포섭하는 사회·경제적 지표를 대리변수(proxy variable)로 측정하였다. 예를 들어, Gruenewald(2007)는 동기화된 범죄자와 적절한 피해자에 대한 대리변수로서 주류업소밀집도를 제시하고 이를 연구에 활용하였다.<sup>4)</sup> Gruenewald(2007)에 따르면, 높은 주류업소밀집도 그 자체가 범죄 발생의 직접적 원인은 아니나, 높은 주류업소밀집도에 의해 증가한 유동인구는 범죄 발생과 유의미한 정적 관계를 나타냄을 추정하였다. 이러한 결과는 Mustaine과 Tewksbury(2009)의 일상활동이론의 관점에서 주류업소에 의해 유입된 유동인구는 음주 상태로 이르게 될 개연성이 높아 단순한 유동인구로 존재하는 것이 아니라, 잠재적 성범죄자 혹은 피해자로 변화할 수 있다는 설명으로 이해될 수 있다. 특히, Mustaine과 Tewksbury(2009)는 음주 상태는 잠재적 성범죄자를 동기화된 성범죄자로 격상시킬 수 있는 상황적 조건이 될 수 있음을 강조하였다. 국내외 다수의 연구는 성범죄뿐만 아니라, 폭력범죄<sup>5)</sup> 및 강도<sup>6)</sup> 등과 같은 범죄 현상을 일상활동이론의 관점에서 분석함에 있어, 잠재적 범죄자와 피해자의 단순한 유입뿐만 아니라 범죄자의 동기 혹은 피해자의 유인성을 높일 수 있는 변인으로서 주류업소의 기능을 전제하였다.

한편, 일상활동이론의 역량 있는 감시자 요소를 대리변수로 측정하기 위해 다수의 연구는 측정 가능한 사회구조적 변인들을 활용하였다. 국내외 연구들은 주로 경찰 인력<sup>7)</sup>,

4) 범죄에 대한 주류업소밀집도의 영향력은 사회해체이론의 관점에서 설명 가능한데, 사회해체이론에 따르면 주류업소가 밀집한 지역은 이미 낙후된 사회환경이 존재하던 곳으로, 주류업소는 그러한 사회환경과 범죄 현상을 매개한다(Gruenewald, 2007).

5) 예를 들어, 염윤희(2018a)는 국내 특정 행정구를 대상으로 분석한 결과, 주류업소밀집도는 폭력범죄와 유의미한 정적 관계가 있을 뿐만 아니라, 그러한 관계는 공간적으로 종속되어 있음을 추정하였다.

6) 예를 들어, Smith와 그의 동료들(2000)은 미국 남동부 지역의 도시들을 대상으로 분석한 결과, 주점 및 음식점 밀집도는 노상강도와 유의미한 정적 관계가 있음을 추정하였다.

경찰 활동<sup>8)</sup>, 가로등<sup>9)</sup>, CCTV 등과 같이 범죄 발생을 예방할 수 있는 사람이나 물체를 대리변수로 활용하였다. 이러한 변인 중, 다수의 국내외 연구는 CCTV를 역량 있는 감시자에 대한 대리변수로 측정하고 그 영향력을 분석하고자 하였다. 예를 들어, Welsh와 Farrington(2009)은 영국·미국 등에서 이루어진 44개의 실증연구에 대해 메타분석을 시행하여 CCTV의 범죄예방효과를 분석하였다. 그 결과, CCTV 설치지역은 미설치지역보다 일반적으로 범죄 발생이 약 16% 감소함을 추정하였다. 이러한 효과는 범죄유형, 설치장소, 다른 범죄예방정책의 유무에 따라 차별적으로 나타남을 확인하였다. 한편, Welsh와 Farrington(2009)의 연구와 유사하게, 다수의 국내외 연구는 범죄유형에 따른 CCTV의 범죄예방효과는 연구방법에 따라 혼재된 영향력을 추정하였다(박은형·정지수, 2014; 염윤호, 2019). 이러한 상이한 연구 결과에도 불구하고, 다수의 실증연구는 CCTV를 감시자에 대한 대리변수로서 가정하고 범죄에 대한 영향력을 지속적으로 분석하였다.

살펴본 바와 같이, 일상활동이론에 바탕을 둔 다수의 선행연구는 주로 범죄유발요인을 간접적으로 측정할 수 있는 주류업소밀집도 및 CCTV 등과 같은 지표를 대리변수를 활용하여, 범죄와 그러한 변수 간의 관계를 분석하였다. 하지만 이러한 연구들은 범죄 현상에 내재한 시공간적 종속성의 동시적 존재를 고려하지 않고, 단순히 횡단적 혹은 종단적 연구방법을 활용하여 통계적 추론의 정확성을 저해할 가능성을 내포하고 있다. 앞서 살펴본 바와 같이, 일상활동이론에서 범죄 발생의 부대적 환경 및 조건으로 전제하는 일상활동의 변화는 활동 인구가 존재하는 지역사회의 사회구조적 특성에 영향을 받으며 그러한 사회구조적 특성은 해당 지역의 지리적 특성이나 환경에 영향을 받기 때문에 (Spano·Nagy, 2005), 그러한 지역적·공간적 차이를 고려할 필요성 또한 존재한다. 이에, 본 연구는 이러한 이론적 토대와 선행연구를 바탕으로 범죄와 다양한 사회구조적 변인 간의 관계를 일상활동이론의 관점에서, 범죄의 시공간적 종속성을 동시에 고려할 수

7) 예를 들어, Kleck과 그의 동료들(2005)은 미국 54개 주를 대상으로 시행한 연구에서 경찰 인력의 증감은 개별 범죄자의 체포 위험성에 대한 인식에 영향을 주지 못하였으나, 사회구조적 관점에서 경찰 인력의 증감은 범죄율과 부적 관계를 나타냄을 추정하였다. 반면, Kleck·Barnes(2014)는 동일한 표본을 활용한 연구에서 경찰 인력의 증감과 범죄율의 유의미한 관계를 추정하지 못하였다.

8) 예를 들어, Sorg와 그의 동료들(2013)은 핫스팟 지역에 대한 도보순찰의 증가는 폭력범죄에 대해 예방효과가 있음을 추정하였다.

9) 예를 들어, Painter와 Farrington(1999)은 영국 Stoke시에 개선된 가로등을 실험지역에 설치한 결과, 실험지역의 범죄 발생이 통제지역보다 유의미하게 감소함을 추정하였다.

있는 공간패널모형을 적용하여 분석하고자 한다. 특히, 그러한 과정에서 선행연구와 유사하게, 동기화된 범죄자와 적절한 피해자에 대한 대리변수로서 주류업소밀집도를, 역량 있는 감시자에 대한 대리변수로서 CCTV를 변수로 측정하고 이러한 변수들의 범죄에 대한 영향력을 분석하고자 한다(Gruenewald, 2007; Mustaine·Tewksbury, 2009; Welsh·Farrington, 2009).

### Ⅲ. 연구방법

#### 1. 연구자료

본 연구는 X시 Y구를 연구대상 지역으로 설정하고, 집계구를 연구의 지역적 분석단위로 설정하였다. 집계구는 통계청에서 제시하는 최소의 통계 지역 단위로서, 사회경제적 동질성 및 지리적 형상 등을 고려하여 최소인구 300명, 최대인구 1,000명으로 설정된 지역 단위이다. Y구는 2017년 기준 총 976개의 집계구로 구획되어 있음이 확인된다.

공간패널 자료 구축을 위해, 본 연구는 Y구의 집계구별/연도별 범죄통계자료, CCTV 자료, 주류업소자료, 그리고 인구통계자료를 수집하였다. 먼저, Y구를 관할하는 Y경찰서의 2015년~2017년 5대 범죄(살인, 강도, 성폭력, 절도, 폭력) 통계자료를 토대로, 절도 및 폭력범죄를 추출하였다.<sup>10)</sup> 절도범죄는 절도, 야간주거침입절도, 상습절도 등(횡령 및 사기 제외)으로 정의되며, 이러한 정의에 따라 2015년 2,843건, 2016년 2,080건, 2017년 2,199건의 절도범죄를 추출하였다. 폭력범죄는 폭행, 특수폭행, 상해, 협박 등으로 정의되며, 이러한 정의에 따라 2015년 3,678건, 2016년 3,652건, 2017년 3,590건의 폭력범죄를 추출하였다. 추출된 범죄자료에는 개별범죄의 발생 주소가 기재되어 있다.<sup>11)</sup>

한편, CCTV자료는 공공데이터포털(<https://www.data.go.kr/>)에서 열람 가능한 Y구의 CCTV 설치현황자료를 활용하였다. CCTV 설치현황자료를 토대로 본 연구는 2015

10) 해당 통계자료는 저자가 경찰대학 치안정책연구소에서 연구관으로 재직 시 연구과제 수행을 위해 해당 경찰서로부터 수집한 자료로서, 본 연구 수행 목적에 필요한 범죄유형 및 범죄발생지 주소 정보만을 활용하여 최종 연구자료로 구축하였다.

11) 해당 범죄들의 야외 혹은 실내 발생 여부에 대해서는 별도로 구분하지 않았다.

년~2017년 Y구에 설치된 CCTV 자료를 추출하였다. 연도별 CCTV 설치현황을 살펴 보면, 2015년 247개소 653대, 2016년 189개소 760대, 2017년 112개소 349대, 3년간 총 1,762대가 설치된 것으로 확인된다. 추출된 CCTV 자료에는 개별 CCTV의 설치 주소가 기재되어 있다. 한편, 공공데이터포털에서 열람 가능한 Y구의 식품위생업소자료를 활용하여 주류업소를 추출하였다. 본 연구는 주류제공이 주목적인 ‘단란주점’ 및 ‘유흥주점’ 등의 업소를 ‘주류업소’로 정의하고, 2015년~2017년에 운영 중인 주류업소를 각각 1,263개, 1,395개, 1,621개 추출하였다. 추출된 주류업소 자료에는 개별업소의 소재지 주소가 기재되어 있다. 마지막으로 국가통계포털(<https://kosis.kr/index/index.do>)에서 신청·열람 가능한 2015년~2017년 집계구별 인구통계자료를 활용하여 Y구의 연도별 인구, 가구, 주택의 특성에 관한 통계 항목을 추출하였다. 해당 인구통계자료에는 집계구 코드가 기재되어 있다.

이후, 수집된 자료들을 하나의 자료로 통합하기 위해 GIS 자료로 변환하였다. 먼저, ‘좌표부여(geocoding)’ 기법을 활용하여 연도별 절도 및 폭력범죄, CCTV, 주류업소 자료에 기재된 주소지를 X/Y축으로 표시된 좌표로 변환하였다. 이후, QGIS 프로그램을 활용하여 변환된 GIS 자료를 Y구의 집계구 경계지도에 점으로 현출하였다. 점으로 현출된 자료들은 ‘위치기반 변수결합(join attributes by location)’ 기능을 활용하여 Y구의 집계구 경계지도와 결합하여, 집계구별/연도별 절도 및 폭력범죄, CCTV, 주류업소의 개수를 산출하였다. 마지막으로 결합한 집계구 경계지도와 인구통계자료 상의 집계구 코드를 토대로, ‘벡터결합(add vector join)’ 기능을 활용하여 수집된 모든 자료를 집계구별/연도별로 통합하였다.

## 2. 측정방법

### 가. 종속변수

각 집계구별로 산출된 2015년~2017년 절도 및 폭력범죄의 건수를 직접 활용하지 않고 각 집계구별 등록인구를 활용하여, 연도별 인구 1천 명당 범죄 건수를 종속변수로 각각 측정하였다. 즉, 2015년, 2016년, 2017년 인구 1천 명당 ‘절도범죄’를 하나의 종속변수로, 동일한 기간에 발생한 인구 1천 명당 ‘폭력범죄’를 다른 종속변수로 설정하

였다.

#### 나. 독립변수

종속변수와 유사하게 각 집계구별로 산출된 2015년~2017년 주류업소 및 CCTV 수를 직접 활용하지 않고 각 집계구별 등록인구를 활용하여, 연도별 인구 1천 명당 주류업소 및 CCTV 수를 독립변수로 각각 측정하였다. 즉, 2015년, 2016년, 2017년 인구 1천 명당 주류업소 수를 연도별 ‘주류업소밀집도’로 설정하였고, 동일한 기간에 설치된 인구 1천 명당 CCTV 수를 연도별 ‘CCTV 밀집도’로 설정하였다.

#### 다. 통제변수

통제변수는 각 집계구별 인구사회학적 특성으로, 인구밀도, 1인 가구 비율, 15~34세 남성 비율, 다세대주택 비율, 총 네 가지 변수를 설정하였다. 인구밀도는 각 집계구별 1km<sup>2</sup> 당 등록인구 1,000명의 수(1,000명/km<sup>2</sup>), 1인 가구 비율은 각 집계구의 총세대 가구에서 1인 가구가 차지 비율(%), 15~34세 남성 인구 비율은 각 집계구의 총인구에서 해당 인구가 차지하는 비율(%), 다세대주택 비율은 각 집계구의 총 주택 유형에서 다세대주택이 차지하는 비율(%)로 측정하였다. 이러한 변수들은 다수의 선행연구에서 범죄에 영향을 줄 수 있는 변수들로 고려되었다. 특히, 사회해체이론을 토대로 범죄와 사회구조적 변인 간의 관계를 분석한 선행연구들은 인구밀도, 남성 인구, 외국인 비율, 다세대주택, 1인 가구 등과 같이 공동체의 유대관계 혹은 낙후된 사회환경을 나타낼 수 있는 지표들을 범죄유발요인으로 고려하였다(박은형·정지수, 2014; 염윤호, 2018a).

### 3. 분석방법

#### 가. 공간패널모형(spatial panel data model)

범죄와 같이 특정 시공간에 발생하는 사회현상은 독립적으로 발생하는 것이 아니라, 인접한 시공간에서 발생하는 동일현상 그 자체 혹은 원인이 되는 사회구조적 변인과 상호작용한다(Tobler, 1970). 이에, 다수의 연구는 다양한 사회현상에 내재한 시공간적 중

속성의 존재를 확인하고 공간회귀모형이나 시계열모형을 적용하여 그러한 종속성의 영향력을 분석에 반영하였다. 하지만, 종래의 연구들은 횡단적 혹은 종단적 연구방법을 택 일하여 적용하거나 공간패널 자료에 대해 단순 패널자료 모형을 적용하여, 모형에 내재한 시공간적 종속성의 동시적 존재를 고려하지 못하였다는 한계가 있다. 특히, 이러한 종속성의 영향력은 독립변수의 영향력보다 과대 추정될 수 있으므로 이를 간과하는 모형은 통계적 정확성을 위협하는 오차를 내포할 수 있다(Morenoff et al., 2001). 따라서, 시공간적 종속성의 동시적 존재를 반영할 수 있는 공간패널모형을 적용하여 설명력과 적합도가 높은 결과를 도출할 수 있다.

공간패널모형은 공간적 종속성이 내재한 변인에 따라 다양한 유형으로 분류된다. 이는 ‘단순(횡단적) 공간회귀모형’의 유형과 유사한 것으로, 공간적 종속성이 종속변수, 독립변수, 혹은 오차에 단독 혹은 복합적으로 내재할 수 있음을 전제한다(Belotti et al., 2016; Elhorst, 2014). 반면, 시간적 종속성은 시계열분석 모형과 유사하게 변수들에 내재한 시차(time lag)로써 모형에 반영되며, 시차의 유무에 따라 공간패널모형은 동적(dynamic) 혹은 정적(static) 모형으로 분류된다(Belotti et al., 2016). 공간패널모형에서 시간적 종속성은 단독으로 고려될 수도 있으나, 주로 앞서 살펴본 공간적 종속성에 의한 유형과 결합하여 해당 유형을 세분화한다.<sup>12)</sup> 본 연구는 공간적 종속성의 존재만을 고려하는 4개의 정적 공간패널모형 및 시간적 종속성을 부가적으로 고려하는 2개의 동적 공간패널모형, 총 6개의 모형을 동일 공간패널 자료에 적용하고 그 결과를 비교하고자 한다.<sup>13)</sup> 이러한 모형들은 통계프로그램인 stata의 ‘xsmle’ 명령어를 활용하여 분석하였다.

### 1) 공간자기회귀(spatial auto-regressive, SAR) 모형

SAR 모형은 공간적 종속성이 종속변수에 내재함을 전제하고, 이를 공간자기회귀변수( $\rho$ )를 통하여 모형에 반영한다. 즉, 특정시점(t) 및 특정지역(i)의 종속변수의 관측값

12) 공간적 종속성에 대한 고려 없이 시간적 종속성만을 고려한 공간패널모형은 단순 패널자료 모형과 동일하여 분류의 실익은 없다.

13) 6개의 모형 중, 아래의 SAR, SDM, SEM, SAC 모형은 정적 모형이며, 동적 SAR 및 동적 SDM 모형은 동적 모형이다.

( $Y_{it}$ )은 동일시점의 인접지역의 관측값( $Y_{jt}$ )에 의해 영향을 받으며, 이러한 영향력은 공간가중치와 결합하여 일종의 독립변수로서 모형에 반영된다. SAR 모형의 수식은 다음과 같다.

$$Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{jt} + X_{it}\beta + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

위 수식에서  $\rho$ 는 공간자기회귀계수로서 특정지역의 관측값( $Y_{it}$ )이 인접지역의 관측값( $Y_{jt}$ )들의 공간가중된 평균값에 의해 설명되는 정도를 나타내며,  $\mu_i$ 는 특정지역(i)의 고정된 영향(fixed effect)이지만 관측되지 않은 변수들에 의한 오차를,  $\epsilon_{it}$ 는 동질적이고 독립적인 오차를 나타낸다.  $w_{ij}$ 는 공간가중치로서, 인접성·거리·사회경제적 유사성 등에 의해 정의될 수 있는데(이석환, 2014), 본 연구는 인접성을 기반으로 이분 공간가중행렬(binary spatial weight matrix)로서 가중치를 부여하고자 한다. 즉, 공간적 인접성 여부에 따라, 인접하면 '1', 인접하지 않으면 '0'의 가중치를 부여하고자 한다. 이러한 가중치는 이후의 모든 모형에서 동일하게 부여된다.

## 2) 공간더빈 모형(spatial Durbin model, SDM)

공간더빈 모형은 공간적 종속성이 종속변수뿐만 아니라, 독립변수에 내재함을 전제하고 이를 모형에 반영한다. 공간더빈 모형의 수식은 다음과 같다.

$$Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{jt} + X_{it}\beta + \theta \sum_{j=1}^N w_{ij} Z_{jt} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

위 수식에서 종속변수 내재한 공간적 종속성은 SAR 모형과 동일한 방법으로 공간자기회귀계수( $\rho$ )에 의해 반영되며, 독립변수에 내재한 공간적 종속성은  $\theta$ 계수에 의해 반영된다.  $\theta$ 계수는 특정 독립변수의 공간가중된 평균값이 종속변수( $Y_{it}$ )를 설명하는 정도를 나타내며, 이는 공간가중 되지 않은 독립변수의 영향력( $\beta$ )과는 구별된다.

## 3) 공간오차 모형(spatial error model, SEM)

SEM 모형은 공간적 종속성이 오차에 내재함을 전제하고, 이를 공간자기회귀계수( $\lambda$ )를 통하여 모형에 반영한다. SEM 모형의 수식은 다음과 같다.

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \mu_i + \phi_{it}, \text{ when } \phi_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij}\phi_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

위 수식에서  $\phi_{it}$ 는 공간적 종속성을 갖는 오차항을 의미하며,  $\lambda$ 는 오차의 공간자기회귀계수를 의미한다. SEM 모형은 특정변수의 종속변수에 대한 영향력을 분석하는 것이 아니라, 확인된 공간적 종속성이 결측 혹은 누락변수에 의한 오차( $\phi_{it}$ )에 내재함을 가정하고, 이를 통제하여 추정의 오차를 감소시킬 수 있는 모형이다. 이때의 오차  $\phi_{it}$ 는 특정 지역(i)의 고정된 영향(fixed effect)에 의한 오차  $\mu_i$ 와 구별된다.

## 4) 공간자기상관(spatial auto-correlation, SAC) 모형

SAC 모형은 공간적 종속성이 종속변수 및 오차에 내재함을 전제하고, 이를 앞서 살펴본 두 유형의 공간자기회귀계수인  $\rho$  및  $\lambda$ 를 통하여 모형에 반영한다. SAC 모형의 수식은 다음과 같다.

$$Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{jt} + X_{it}\beta + \mu_i + \phi_{it}, \text{ when } \phi_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij}\phi_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

## 5) 동적 혹은 정적 모형

앞서 살펴본 4개의 공간패널모형은 정적 모형으로, 시계열분석 모형에서 전제하는 시간적 종속성을 반영할 수 없는 한계가 있다. 공간패널모형에서 시간적 종속성은 종속변수 및 독립변수 모두에 존재 가능하며(Elhorst, 2014), 이는 시차를 통하여 모형에 반영된다. 본 연구에서는 시간적 종속성이 종속변수에만 내재한다고 가정하고 SAR 모형 및 SDM 모형에 대해서만 시간적 종속성을 부가하여 ‘동적 공간자기회귀 모형’ 및 ‘동적

공간터빈 모형'을 적용하고자 한다.<sup>14)</sup> 종속변수에 대한 시차는 다음과 같은 수식으로 반영된다.

$$\tau Y_{i(t-1)} + \psi \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{j(t-1)} \quad (5)$$

위 수식은 종속변수의 관측값( $Y_{it}$ )이 t-1시점의 종속변수의 관측값( $Y_{i(t-1)}$ )뿐만 아니라, t-1시점의 인접지역의 관측값( $Y_{j(t-1)}$ )들의 공간가중된 평균값에 영향받을 수 있다. 두 항은 정적 공간패널모형의 t시점의 종속변수의 공간적 종속성( $\rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{jt}$ )을 대체하는 것이 아니라, 추가되어 병렬적으로 존재한다. 예를 들어, 공간터빈 모형에 시간적 종속성을 결합한 동적 공간터빈 모형의 수식은 다음과 같다.

$$Y_{it} = \tau Y_{i(t-1)} + \psi \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{j(t-1)} + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{jt} + X_{it}\beta + \theta \sum_{j=1}^N w_{ij} Z_{jt} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (6)$$

위 수식은 공간터빈 모형의 수식(2)와 시간적 종속성의 수식(5)를 결합한 것으로서, 동적 공간터빈 모형은 종속변수의 시간적( $\tau Y_{i(t-1)} + \psi \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{j(t-1)}$ )·공간적( $\rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{jt}$ ) 종속성의 동시적 존재뿐만 아니라, 독립변수의 공간가중된 효과( $\theta \sum_{j=1}^N w_{ij} Z_{jt}$ )를 반영하여 여타의 공간패널모형보다 설명력이 높은 결과를 도출할 수 있다.

#### 나. 분석모형의 선택 및 적합도 검증

공간패널모형을 포함하는 패널자료 모형은 특정지역(i)의 관측되지 않은 변수들에 의한 오차( $\mu_i$ )를 분석하는 방법에 따라 고정효과모형(fixed effects model)과 확률효과모

14) 본 연구에서 이 두 모형에 대해서만 시간적 종속성을 고려하는 이유는 본 연구가 활용하는 통계프로그래밍 Stata의 'xsmle' 명령어가 제공하는 기능에 의해 한정되는 것이지, 이론적 한계에 의해 한정되는 것은 아니다.

형(random effects model)으로 구분된다. 고정효과모형은 관측되지 않은 변수들에 의한 오차를 하나의 고정모수(fixed parameter)로 가정하며 관측된 여타 변수들과의 상관성의 존재 가능성을 전제한다. 반면, 확률효과모형은 관측되지 않은 변수들에 의한 오차는 특정 확률분포를 따르는 확률변수로 가정하며 관측된 여타 변수들과의 독립성을 전제한다. 패널자료 모형을 적용하는 실증연구에서 두 모형에 대한 선택적 적용은 일반적으로 Hausman 검정을 통해 이루어진다(Allison, 2009). Hausman 검정의 영가설은 확률효과모형에 의해 추정된 회귀계수가 고정효과모형에 의한 회귀계수와 동일하다는 것으로, 검정의 결과가 통계적으로 유의미하면 영가설을 기각하고 고정효과모형을 적용한다.<sup>15)</sup> 이러한 Hausman 검정은 공간패널모형에도 동일하게 적용한다(Belotti et al., 2016).

한편, Hausman 검정을 통하여 확정되고 도출된 각 모형 간의 적합도를 비교하기 위해, 각 모형에 대해 우도 비율 검정(likelihood ratio test)을 산출하고 교차 비교하여 최적의 모형을 도출하고자 한다(Belotti et al., 2016; Lesage·Pace, 2009). Lesage와 Pace(2009)는 최대우도추정법(maximum likelihood estimation)에 기초한 공간회귀모형인 SAR, SDM, SEM, SAC 모형 간의 비교는 SDM 모형을 기본 모형으로 설정할 것을 제안하였는데, 이는 SDM 모형이 개념적으로 SAR 및 SEM 모형(SAC 모형 제외)을 포섭하기(nested) 때문이다. 따라서, Lesage와 Pace(2009) 및 Belotti와 그의 동료들(2016)은 SDM 모형과 SAR 및 SEM 모형 간의 비교는 우도 비율 검정을 통하여, SDM 모형에 포섭되지 않는(non-nested) SAC 모형은 Akaike information criterion(AIC) 통계량을 통하여 적합도를 비교할 것을 제안하였다.

15) 동적 SAR 모형, 동적 SDM 모형, SAC 모형에 대해서는 Hausman 검정을 시행하지 않고, 고정효과모형을 적용한다(Belotti et al., 2016).

## IV. 분석결과

### 1. 기술통계분석

본 연구는 2016년 자료를 기준으로 표본의 일반적 특성을 변수의 최댓값, 최솟값, 평균, 표준편차로 나타내는 기술통계분석을 시행하였다. 또한, 종속변수 및 독립변수에 내재한 공간적 종속성을 Moran's I 통계량<sup>6)</sup>을 통하여 확인하였다. <표 1>과 같이, 대부분의 변수는 공간적으로 종속되어 있음이 확인되는데, 이는 한 집계구 내에서 특정변수가 1단위 증가하게 되면, 인접 집계구의 동일변수가 도출된 Moran's I 통계량만큼 증가함을 의미한다. 예를 들어, 특정 집계구 내의 절도범죄가 1건 증가하게 되면, 인접 집계구의 절도범죄는 0.265건 증가함을 의미한다. 이러한 변수들에 내재한 공간적 종속성은 공간패널모형 적용의 기본전제를 충족함을 의미한다.

<표 1> 2016년 기준 변수에 대한 기술통계분석 결과

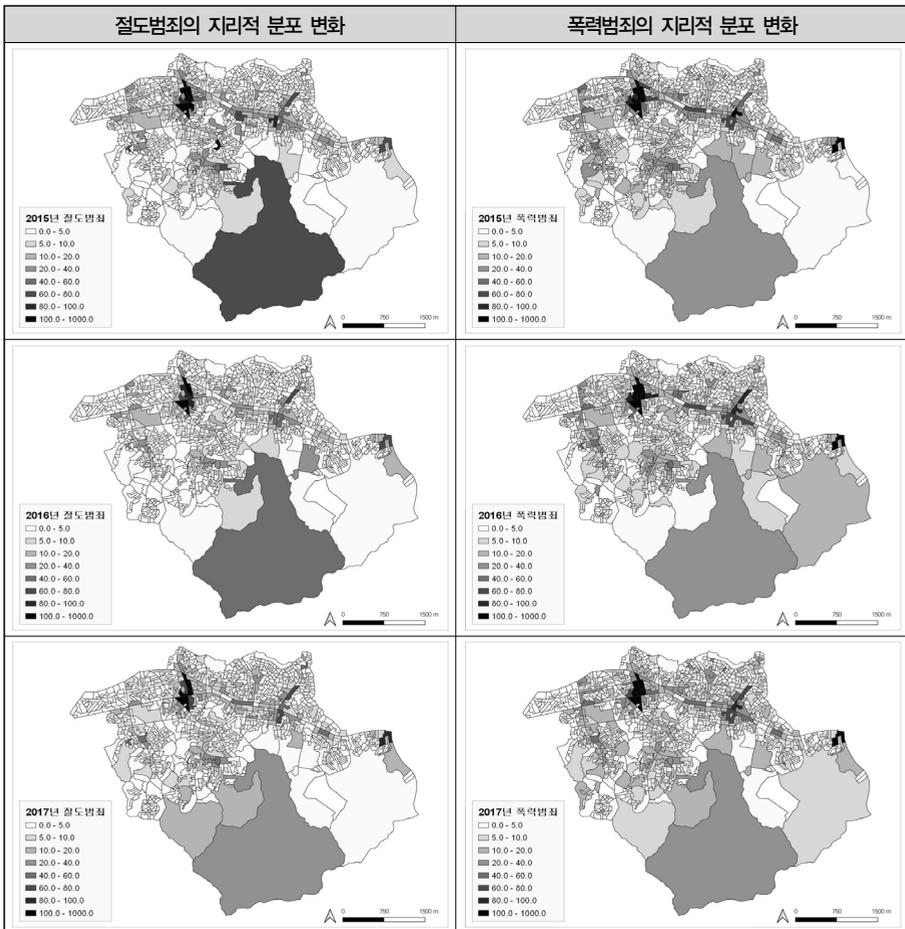
변수명		최솟값	최댓값	평균	표준편차	Moran's I
종속 변수	절도범죄(건/1,000명)	0	99.057	3.712	8.566	0.265***
	폭력범죄(건/1,000명)	0	230.047	6.610	15.398	0.221***
독립 변수	CCTV 밀집도(대수/1,000명)	0	1213.482	1.548	5.815	0.013 <sup>17)</sup>
	주류업소밀집도(업소 수/1,000명)	0	149.877	2.563	8.959	0.221***
통제 변수	인구밀도(1,000명/km <sup>2</sup> )	0	12.820	0.104	0.654	0.038*
	1인 가구 비율(%)	0	89.063	37.526	23.409	0.540***
	15~34세 남성 비율(%)	0	45.433	14.245	7.646	0.532***
	다세대주택 비율(%)	0	91.463	16.477	19.264	0.335***

\*:  $p < 0.05$  ; \*\*:  $p < 0.01$  ; \*\*\*:  $p < 0.001$

부가적으로 본 연구는 2015년~2017년 발생한 절도 및 폭력범죄의 지리적 분포의

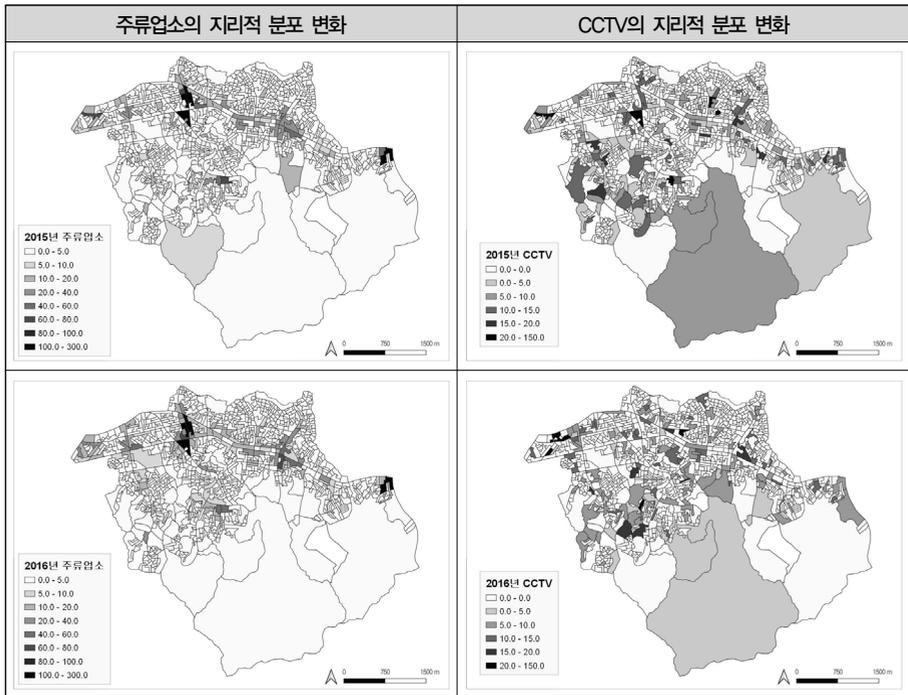
- 16) 본 연구에서 공간적 종속성의 존재는 Moran's I 통계량을 통하여 확인하였다. Moran's I 통계량은 -1과 +1 사이의 값을 갖는 일종의 상관계수로서, 양(+)의 통계량은 공간적으로 인접한 지역들의 변인이 유사한 방향을 나타냄을 의미한다(Moran, 1950).
- 17) 여타 변수들과 달리, Moran's I 통계량으로 확인되는 CCTV의 공간적 종속성은 연도별 설치대수 및 설치장소의 임의성으로 인해 상당한 편차를 나타낸다. 예를 들어, 2015년 CCTV의 Moran's I 통계량은 0.067로 유의미하였으나, 2017년에는 0.002로 유의미하지 않았다. 이는 아래 <그림 2>의 2015년~2017년 CCTV 설치의 지리적 분포 변화를 통해 간접적으로 확인된다.

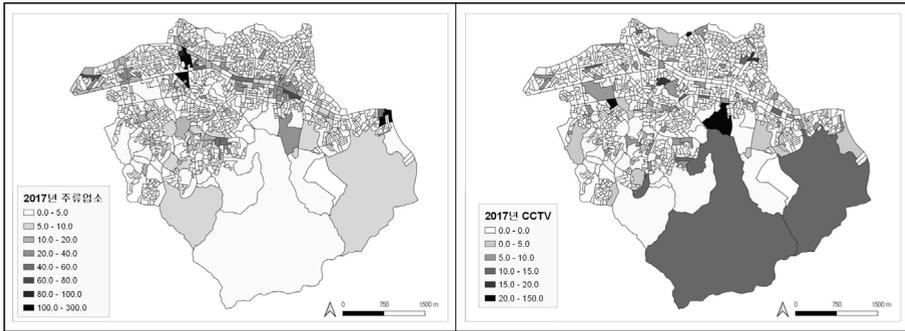
연도별 변화를 시각화하여 <그림 1>과 같이 나타냈다. <그림 1>과 같이, 절도 및 폭력 범죄는 연구기간 동안 모든 집계구에서 지리적으로 균등하게 발생하는 것이 아니라, 특정 지역에 군집을 이루고 있음이 시각적으로 확인되었다. 이러한 시각적 군집성은 앞서 확인한 절도 및 폭력범죄의 유의미한 Moran's I 통계량과 일치하는 결과이다. <그림 1>과 같이, 범죄의 공간적 군집 현상은 시간의 변화에도 불구하고 지속하며, 연도별로 큰 편차를 나타내지 않음이 확인되었다. 이는 두 유형의 범죄가 시공간적으로 종속되어 있으며, 그러한 종속성은 해당 지역에서 지속함을 의미한다.



<그림 1> 2015년~2017년 절도 및 폭력범죄의 지리적 분포 변화

또한, 본 연구의 주요 독립변수인 주류업소밀집도와 CCTV 밀집도의 지리적 분포의 연도별 변화를 시각화하여 [그림 2]와 같이 나타냈다. 먼저, 주류업소밀집도의 지리적 분포는 앞서 살펴본 절도 및 폭력범죄와 유사하게 특정 지역에 군집을 이루고 있음이 시각적으로 확인되었다. 주류업소밀집도는 지리적으로 균일하게 분포하는 것이 아니라, 특정 지역에 군집을 이루고 있으며, 이러한 군집은 시간의 변화에도 지속적으로 존재하였다. 특히, 주류업소밀집도가 높은 지역은 절도 및 폭력범죄가 높은 지역과 상당 부분 일치하는 것으로 확인되었다. 이는 주류업소밀집도와 범죄 간의 관계를 간접적으로 지지함을 의미한다. 반면, CCTV 밀집도는 여타의 변수들에 비해 산발적으로 분포하고 있음이 시각적으로 확인되었다. 이러한 산발적 분포는 앞서 <표 1>에서 살펴본 바와 같이, 유의미하지 않은 Moran's I 통계량과 부합하는 결과이다. 또한, 연도별 설치지역 및 설치대수의 편차 또한 여타의 변수에 비해 큰 것으로 시각적으로 확인되었다.





〈그림 2〉 2015년~2017년 주류업소 및 CCTV의 지리적 분포 변화

## 2. 공간패널모형 분석결과

본 연구는 앞서 확인한 절도 및 폭력범죄에 내재한 시공간적 종속성의 존재를 토대로 다양한 공간패널모형을 적용하였다. 정적 SAR, SDM, SEM 모형에 대해 Hausman 검정을 시행하여 유의미한 통계량을 도출하여 폭력범죄의 SDM 모형(<표 3> 참조)을 제외한 모든 모형에 대해 고정효과모형을 적용하였다.<sup>18)</sup> 이후, 도출된 결과에 대해 우도 비율 및 AIC 통계량을 통하여 범죄 유형별로 최적의 모형을 도출하였다.

먼저, 절도범죄에 대해 다양한 공간패널모형을 적용한 결과는 <표 2>와 같다. <표 2>와 같이 두 가지 동적 패널모형(dynamic SAR 및 dynamic SDM)을 제외한 나머지 네 가지 정적 패널모형(SAR, SDM, SEM, SAC)은 유사한 결과를 도출하였다. 네 가지 정적 패널모형은 절도범죄와 CCTV 밀집도, 주류업소밀집도와 음(-)의 상관관계를 추정하였으며, 다세대주택 비율과의 양(+)의 상관관계를 추정하였다. 반면, 두 가지 동적 패널모형은 상반되는 결과를 추정하였는데, CCTV 밀집도, 주류업소밀집도의 음(-)의 영향력을 추정하였으며, 동적 SAR 모형만이 1인 가구 비율의 양(+)의 영향력을 추정하였다.

또한, 종속변수의 시차를 모형에 반영하는 두 동적 모형은 해당 연도(t) 절도범죄에 대한 전년도(t-1) 절도범죄의 양(+)의 영향력을 추정하였다. 이를 상세히 살펴보면, 동적

18) 앞서 살펴본 바와 같이, 동적 SAR 모형, 동적 SDM 모형, SAC 모형에 대해서는 Hausman 검정을 시행하지 않고, 고정효과 모형을 적용한다(Belotti et al., 2016).

SAR 모형과 동적 SDM 모형은 그 영향력을 각각 0.154( $p < 0.001$ ), 0.155( $p < 0.001$ )로 추정하였는데, 이는 집계구의 전년도 절도범죄가 1천 명당 1건 증가하면, 해당 연도의 절도범죄가 대략 0.15건 증가함을 의미한다. 한편, 이러한 시간적 종속성의 존재에 의해 공간적 종속성의 설명력은 약화하거나 그 방향이 바뀌었는데, 이는 시간적 종속성의 영향력이 공간적 종속성의 영향력에 비해 상대적으로 강함을 나타낸다. 예를 들어, 종속변수의 공간적 종속성만을 고려하는 SAR 모형의 공간적 종속성( $\rho$ )은 0.101( $p < 0.001$ )이었으나, 시간적 종속성을 부가적으로 고려하는 동적 SAR 모형의 공간적 종속성( $\rho$ )은 -0.078( $p < 0.05$ )로 그 방향 및 강도가 변화하는 것을 확인할 수 있다.<sup>19)</sup> 한편, 설명변수의 공간적 종속성을 고려하는 두 가지 SDM 모형 중 동적 SDM 모형을 중심으로 그 결과를 살펴보면, 공간효과를 고려한 1인 가구 비율은 절도범죄에 대해 양(+)의 영향력을, 공간효과를 고려한 15~34세 남성 비율은 음(-)의 영향력을 나타냄을 추정하였다. 이는 특정 집계구(i) 내의 절도범죄의 변화는 단순히 해당 집계구 내에서 관찰되는 설명변수( $Z_i$ )에 의해서만 설명되는 것이 아니라, 인접지역(j)의 설명변수의 공간가중된 관측값( $\theta \sum_{j=1}^N w_{ij} Z_{jt}$ )에 의해 영향을 받음을 의미한다.

19) 이는 시간적 종속성에 대한 고려 없이, 공간적 종속성이 종속변수 및 오차 모두에 존재함을 가정하는 SAC 모형의 공간적 종속성이 -0.408( $p < 0.001$ ) 및 0.425( $p < 0.001$ )로 나타나는 것과 대비된다.

〈표 2〉 절도범죄에 대한 공간패널모형 적용 결과

변수 및 모형		Pooled OLS	SAR	Dynamic SAR	SDM	Dynamic SDM	SEM	SAC
절도범죄(t-1)		-	-	0.154***	-	0.155***	-	-
독립 변수	CCTV 밀집도 (대수/1,000명)	0,227***	0,207***	-0,036*	0,203***	-0,031*	0,198***	0,201***
	주류업소밀집도 (업소 수/1,000명)	1,075***	0,349***	-0,084***	0,344***	-0,087***	0,361***	0,326***
통제 변수	인구밀도 (1,000명/km <sup>2</sup> )	0,513	-3,036	2,092	-3,643	1,960	-2,763	-3,807
	1인 가구 비율(%)	0,052*	-0,071	0,084*	-0,047	0,059	-0,066	-0,045
	15~34세 남성 비율(%)	-0,027	-0,077	-0,013	-0,072	-0,011	-0,076	-0,069
	다세대주택 비율(%)	-0,016	-0,275***	-0,084	-0,245***	-0,118	-0,268***	-0,232***
공간 가중 외생 변수 (Wz)	CCTV 밀집도 (대수/1,000명)	-	-	-	0,097	0,031	-	-
	주류업소밀집도 (업소 수/1,000명)	-	-	-	-0,138	0,029	-	-
	인구밀도 (1,000명/km <sup>2</sup> )	-	-	-	-6,686	0,509	-	-
	1인 가구 비율(%)	-	-	-	-0,031	0,297***	-	-
	15~34세 남성 비율(%)	-	-	-	-0,090	-0,345*	-	-
	다세대주택 비율(%)	-	-	-	-0,100	0,057	-	-
Spatial Parameter ( $\lambda$ )		-	-	-	-	-	0,157***	-0,408***
Spatial Parameter ( $\rho$ )		-	0,101***	-0,078*	0,100***	0,084*	-	0,425***
Log Likelihood		-	-4604,48	-4604,48	-4594,10	-4594,10	-4604,48	-4604,48
R-Squared (within)		-	0,056	0,051	0,058	0,059	0,055	0,056
R-Squared (between)		-	0,214	0,469	0,141	0,333	0,240	0,219
R-Squared (all)		0,550	0,195	0,440	0,131	0,321	0,218	0,200
AIC		23630,71	19508,67	9031,33	19514,21	9022,15	19500,47	19503,01
Hausman $\chi^2$		-	35,20***	-	38,30***	-	N/A <sup>20)</sup>	-

\*:  $p < 0.05$ ; \*\*:  $p < 0.01$ ; \*\*\*:  $p < 0.001$ , N/A: not available

20) Hausman 검정을 통하여 확률효과 혹은 고정효과 모형 적용의 타당성을 검토하여야 하나, 미상의 원인으로 확률효과 모형의 결과를 산출하지 못하여 고정효과를 적용하였다.

한편, 다양한 공간패널모형의 적합도를 우도 비율 및 AIC 통계량을 통하여 확인하고, 그 결과를 <표 3>과 같이 나타냈다. 먼저, SDM 모형을 기본 모형으로 SAR 및 SEM 모형과 그 적합도를 비교하여 보면, 동적 SDM 모형은 SDM, SEM, SAC 모형과 비교하여 그 적합도가 높음을 확인할 수 있다.<sup>21)</sup> 반면, 우도 비율로 확인되는 동적 SDR 모형과 동적 SAR 모형의 추정값의 차이는 유의미한 차이가 없으나, AIC 통계량으로 확인되는 적합도는 동적 SDM 모형이 더 높은 것으로 확인되었다.

<표 3> 우도 비율 및 AIC 통계량을 통한 모형 적합도 비교

모형 비교		우도 비율( $\chi^2$ )	AIC
SDM	dynamic SDM	1234.02***	-
SEM	dynamic SDM	1296.36***	-
SAR	dynamic SAR	352.97***	-
dynamic SAR	dynamic SDM	14.01	-
SAC		-	19503.01
dynamic SDM		-	9022.15

\*:  $p < 0.05$  ; \*\*:  $p < 0.01$  ; \*\*\*:  $p < 0.001$

이후, 폭력범죄에 대해 동일한 방법으로 다양한 공간패널모형을 적용하고, <표 4>와 같은 결과를 도출하였다. 절도범죄의 결과와 유사하게, 두 가지 동적 패널모형(dynamic SAR 및 dynamic SDM)을 제외한 나머지 네 가지 정적 패널모형(SAR, SDM, SEM, SAC)은 유사한 결과를 도출하였다. 네 가지 정적 패널모형은 폭력범죄와 CCTV 밀집도, 주류업소밀집도와 양(+)의 상관관계를 추정하였으며, 모형에 따라 일부 차이가 존재하기는 하나 인구밀도 및 다세대주택 비율과 음(-)의 상관관계를 추정하였다. 반면, 두 가지 동적 패널모형은 일부 상반되는 결과를 폭력범죄에 대해 추정하였는데, CCTV 밀집도, 주류업소밀집도의 영향력은 유의미하지 않은 것으로 추정되었으며, 1인 가구 비율의 양(+)의 영향력을 추정하였다. 인구밀도와 다세대주택 비율의 영향력은 여타의 모형과 유사하게 음(-)의 영향력을 추정하였다.

또한, 종속변수의 시차를 모형에 반영하는 두 동적 모형은 해당 연도(t) 절도범죄에

21) 동적 SDM 모형과 SDM 및 SEM 모형과의 비교는 우도 비율을 통하여, SAC 모형과의 비교는 AIC 통계량을 통하여 가능하다.

대한 전년도(t-1) 절도범죄의 양(+의 영향력을 추정하였다. 동적 SAR 모형과 동적 SDM 모형은 그 영향력을 각각 0.648(p<0.001), 0.635(p<0.001)로 추정하였는데, 이는 집계구의 전년도 절도범죄가 1천 명당 1건 증가하면, 해당 연도의 절도범죄가 대략 0.64건 증가함을 의미한다. 이러한 시간적 종속성의 존재는 공간적 종속성의 영향력을 완전히 상쇄하였다. 예를 들어, 종속변수의 공간적 종속성만을 고려하는 SAR 모형의 공간적 종속성( $\rho$ )은 0.150(p<0.001)이었으나, 시간적 종속성을 부가적으로 고려하는 동적 SAR 모형의 공간적 종속성( $\rho$ )은 0.024로 유의미하지 않은 것으로 확인되었다. 또한, 설명변수의 공간적 종속성을 고려하는 두 가지 SDM 모형 중 동적 SDM 모형의 결과를 살펴보면, 공간효과를 고려한 주류업소밀집도는 폭력범죄에 대해 양(+의 영향력을 나타내는 것으로 추정되었다. 이는 특정 집계구(i) 내의 폭력범죄의 변화는 인접지역(j)의 주류업소밀집도의 공간가중된 값에 의해 영향을 받음을 의미한다.

〈표 4〉 폭력범죄에 대한 공간패널모형 적용 결과

변수 및 모형		Pooled OLS	SAR	Dynamic SAR	SDM	Dynamic SDM	SEM	SAC
폭력범죄(t-1)		-	-	0,648***	-	0,635***	-	-
독립 변수	CCTV 밀집도 (대수/1,000명)	0,217**	0,136***	0,010	0,143***	0,010	0,131***	0,139***
	주류업소밀집도 (업소 수/1,000명)	1,854***	0,366***	-0,0146	0,773***	-0,008	0,361***	0,359***
통제 변수	인구밀도 (1,000명/km <sup>2</sup> )	0,662	-9,776*	-17,010***	0,025	-16,177***	-10,186*	-8,396*
	1인 가구 비율(%)	0,061*	-0,010	0,098*	0,092*	0,094*	-0,009	-0,005
	15~34세 남성 비율(%)	-0,061	-0,027	0,077	-0,009	0,078	-0,025	-0,021
	다세대주택 비율(%)	-0,014	-0,110*	-0,139*	-0,023	-0,146*	-0,108*	-0,097*
공간 가중 외생 변수 (Wz)	CCTV 밀집도 (대수/1,000명)	-	-	-	0,144*	0,026	-	-
	주류업소밀집도 (업소 수/1,000명)	-	-	-	0,178**	0,153**	-	-
	인구밀도 (1,000명/km <sup>2</sup> )	-	-	-	0,003	7,610	-	-
	1인 가구 비율(%)	-	-	-	-0,036	-0,080	-	-
	15~34세 남성 비율(%)	-	-	-	0,083	-0,072	-	-
	다세대주택 비율(%)	-	-	-	-0,049	0,124	-	-

변수 및 모형	Pooled OLS	SAR	Dynamic SAR	SDM	Dynamic SDM	SEM	SAC
Spatial Parameter ( $\lambda$ )	-	-	-	-	-	0,148***	-0,347***
Spatial Parameter ( $\rho$ )	-	0,150***	0,024	0,162***	0,008	-	0,416***
Log Likelihood	-	-5457,16	-5473,76	-5457,16	-5457,16	-5457,16	-5473,76
R-Squared (within)	-	0,078	0,062	0,076	0,067	0,076	0,082
R-Squared (between)	-	0,253	0,774	0,647	0,785	0,230	0,302
R-Squared (all)	0,657	0,246	0,759	0,611	0,769	0,224	0,293
AIC	25432,73	18047,60	10455,42	22908,50	10442,63	18051,36	18040,67
Hausman $\chi^2$	-	15,91***	-	21,32	-	N/A <sup>22)</sup>	-

\*:  $p<0.05$ ; \*\*:  $p<0.01$ ; \*\*\*:  $p<0.001$ , N/A: not available

한편, 공간패널모형의 적합도를 우도 비율 및 AIC 통계량을 통하여 확인하고, 그 결과를 <표 5>와 같이 나타냈다. 먼저, SDM 모형을 기본 모형으로 SAR 및 SEM 모형과 그 적합도를 비교하여 보면, 동적 SDM 모형은 SDM, SEM, SAR, SAC 모형과 비교하여 그 적합도가 높음을 확인할 수 있다. 또한, AIC 통계량은 동적 SDM 모형이 최적의 모형임을 부가적으로 지지한다.

<표 5> 우도 비율 및 AIC 통계량을 통한 모형 적합도 비교

모형 비교		우도 비율( $\chi^2$ )	AIC
SDM	dynamic SDM	1031,17***	-
SEM	dynamic SDM	1013,31***	-
SAR	dynamic SAR	716,68***	-
dynamic SAR	dynamic SDM	144,46***	-
SAC		-	18040,67
dynamic SDM		-	10442,63

\*:  $p<0.05$ ; \*\*:  $p<0.01$ ; \*\*\*:  $p<0.001$

22) Hausman 검정을 통하여 확률효과 혹은 고정효과 모형 적용의 타당성을 검토하여야 하나, 미상의 원인으로 확률효과 모형의 결과를 산출하지 못하여 고정효과를 적용하였다.

## V. 논의 및 정책적 시사점

본 연구는 X시 Y구를 연구대상 지역으로 설정하고, 사회구조적 관점에서 절도 및 폭력범죄와 사회구조적 변인 간의 관계를 분석하였다. 특히, 이러한 관계를 분석함에 있어, 범죄 현상에 내재한 시공간적 종속성을 반영할 수 있는 공간패널모형을 활용하여 기존의 통계모형이 갖는 한계를 극복하고자 하였다. 그러한 과정에서 동일한 자료에 대하여 다양한 공간패널모형을 적용하고, 그 결과를 비교하여 사회구조적 변인 그 자체의 영향력 뿐만 아니라 그러한 변인의 공간가중된 영향력까지 동시에 고려하는 동적 SDM 모형이 적합도가 높음을 확인하였다.

동적 SDM 모형의 적용 결과, 사회구조적 변인들은 절도 및 폭력범죄에 대해 차별적 영향력을 나타냄을 확인하였다. 먼저, 두 동적 모형은 각 종속변수의 시차를 고려할 수 있는 모형으로 전년도 범죄 발생 건수가 해당연도에 양(+ )의 영향력을 나타냄을 확인하였다. 예를 들어, 전년도 집계구의 절도범죄가 1건 증가하면, 해당연도의 절도범죄는 0.155건 증가함을, 전년도 집계구의 폭력범죄가 1건 증가하면, 해당연도의 폭력범죄는 0.635건 증가함을 확인하였다. 이러한 시간적 종속성의 강도는 범죄 현상에 내재한 공간적 종속성을 일부 혹은 전부를 상쇄하는 것으로 확인되었다. 이는 종래의 연구에 부합하는 결과로서, 범죄 등의 사회현상은 공간 논리(spatial logic)에 의해 계층화되며(ordered), 이러한 계층화는 공간 위의 사회 조건이 변화하지 않는 한 고착되고 지속함을 의미한다(Sampson, 2013). 즉, 공간 위의 현상들은 계층화된 기저 구조의 특성에 영향을 받으며, 기저 구조는 급격한 변화 없이 지속하기 때문에, 그 결과로서 공간 위의 현상도 유사하게 지속한다. 이러한 기저 구조의 계층성은 공간적 종속성으로 발현되며, 고착성 혹은 지속성은 시간적 종속성으로 발현되는 것이다. 본 연구는 기저 구조의 시간적 고착성이 공간적 계층성보다 범죄에 대한 설명력이 더 높다는 것을 확인하였다. 즉, 특정 공간에서 공간적 특성에 기인하여 발생한 사회현상은 해당 특성의 급격한 변화 없이 지속할 개연성이 높다는 것으로 해석된다.

한편, 다양한 사회구조적 변인의 절도 및 폭력범죄에 대한 차별적 영향력을 분석한 결과, CCTV 밀집도와 주류업소밀집도는 절도범죄에 대해서만 유의미한 부적 영향력을 나타냄을 추정하였다. 특히, 집계구 내의 CCTV가 1대 증가하거나 주류업소가 1개 증가

하면, 해당 집계구 내의 절도범죄는 각각 0.031건 및 0.087건 감소하는 것으로 확인되었다. 먼저, CCTV 밀집도는 절도범죄에 대해서만 유의미한 범죄 예방효과가 있는 것으로 추정되었는데, 이는 일부의 선행연구에 부합하는 결과로서, 역량 있는 감시자로서 CCTV 범죄예방효과는 범죄유형에 따라 차별적으로 나타남이 확인되었다. 이는 범죄자의 합리성을 전제하는 상황적 범죄이론의 설명과 부합하는 것으로서, 폭력범죄는 음주로 인해 통제력이 저하된 상태에서 발생할 개연성이 높으나 절도범죄는 적절한 피해자의 탐색과 감시자 부재 확인을 동시에 고려하는 등의 합리적 의사결정과정에 의해 발생할 개연성이 높아 CCTV의 존재에 의해 범죄가 예방될 수 있는 것으로 판단된다(염운호, 2019).

반면, 잠재적 범죄자와 피해자에 대한 대리변수로서 고려된 주류업소밀집도는 절도범죄와 부적 관계가 있는 것으로 추정되었는데, 이는 선행연구 결과와 부합하지 않는 결과이다. 이러한 결과는 <표 2>에서 살펴본 바와 같이, 오직 시간적 종속성을 고려하는 동적 모형에서만 확인된 것으로, 여타의 모형에서는 주류업소밀집도는 절도범죄에 대해 양(+)의 관계를 나타내는 것으로 확인되었다. 이는 앞서 살펴본 바와 같이 시간적 종속성이 공간적 종속성과 비교하여, 범죄에 대한 설명력이 높다는 사실에 기인하는 것으로 판단된다. 즉, 특정 집계구의 절도범죄의 연도별 변화(variance within groups)는 외생변수보다는 절도범죄의 내생성에 의해 설명되나, 내생성을 고려하지 않은 정적 모형에서는 집계구 간의 절도범죄 변화(variance between groups)는 외생변수에 의해 설명되는 것으로 이해된다.

본 연구는 사회구조적 관점에서 다양한 공간패널모형을 적용하여 범죄 현상에 동시적으로 내재한 시공간적 종속성을 반영하여 범죄와 변인 간의 관계를 분석하였다는 점에서 의의가 있다. 본 연구는 횡단적 혹은 종단적 연구방법을 택일하여 적용하는 것보다 범죄 현상에 내재한 시공간적 종속성을 고려할 수 있는 공간패널모형을 적용하는 것이 적합도가 높은 결과를 도출할 수 있다는 점을 확인하였으며, 이러한 결과는 선행연구 결과와 일치한다(Lee·Yu, 2010; Ye·Wu, 2011). 다양한 공간패널모형 중, 종속변수의 내생성 및 외생성을 동시에 고려할 수 있는 동적 SDM 모형은 여타의 모형에 비해 일반적으로 적합도가 높은 모형을 도출할 수 있음을 확인하였다. 특히, 앞서 살펴본 바와 같이, 범죄 현상에 내재한 시간적 종속성과 공간적 종속성의 영향력의 상대적 차이는 변인들의 영향

력에 유의미한 영향을 미칠 수 있음을 확인하였다.

변인들에 내재한 시공간적 특성을 반영할 수 있는 이러한 통계적 방법은 시공간에 존재하는 범죄 현상을 더 정확하게 추론하는 것을 가능하게 하여, 실제 현상에 부합하는 실증연구가 가능하게 할 것이라고 기대된다. 보다 정확한 추론을 통하여 도출된 결과는 새로운 치안 정책을 수립하거나 그 효과성을 검증함에 있어 중요한 실증적 토대가 될 것이라고 기대한다. 특히, 본 연구의 결과는 다양한 형사정책의 시행에 있어서 특정 정책의 장기적(혹은 단기적) 영향력을 고려할 필요가 있음을 시사한다. 앞서 살펴본 바와 같이, 공간에 내재한 특성에 기인하여 발생하는 범죄는 해당 특성의 급격한 변화 없이는 지속할 개연성이 높다. 따라서, 해당 지역의 범죄를 감소시키기 위해서는 이미 발생한 범죄에 대한 진압적 경찰활동보다는 범죄 발생의 개연성을 낮출 수 있는 예방적 경찰활동을, 예방적 경찰활동보다는 해당 공간의 사회경제적 구조나 범죄의 기회구조를 변화시킬 수 있는 지역사회 차원의 총체적 사회개선 정책이 수반되어야 함을 의미한다. 한편, 본 연구에서 도출된 바와 같이, 범죄유형에 따른 CCTV의 차별적 영향력을 고려하여 절도범죄와 같이 범죄자의 합리적 의사 결정 과정에 기반을 둔 범죄를 예방하기 위하여 CCTV를 설치하는 등 해당 지역이 지속적으로 감시되고 있음을 잠재적 범죄자에게 인식시켜줄 필요가 있다. 이러한 정책적 노력은 본 연구의 이론적 토대였던 일상활동이론에서 설명하는 감시자의 부재 문제를 해결하여 절도 등의 범죄 감소에 유의미한 영향을 미칠 것이라고 기대된다.

하지만, 본 연구는 국내 X시 Y구를 연구대상 지역으로 설정한 연구로서, 그 결과를 여타의 지역까지 일반화시키기에는 무리가 있으며, 추후 연구에서 다양한 지역을 대상으로 분석을 시행할 필요가 있다고 판단된다. 또한, 본 연구는 공간패널 자료를 활용하여, 범죄 현상에 내재한 시공간적 종속성을 분석하고자 하였으나 집계구 단위의 인구통계자료의 부족으로 연구 기간을 3년으로 한정하였다는 한계가 있다. 또한, 집계구 단위의 인구통계자료의 부족으로 다양한 유형의 사회구조적 변인들을 고려하지 못하였다는 한계가 존재한다. 추후 연구에서는 집계구의 연도별 통계자료를 더 확보하고, 실업률이나 이혼율 등의 다양한 형태의 사회구조적 변인들을 고려하여 설명력이 더 높은 모형을 구축할 수 있다고 판단된다.

## 참고문헌

- 공준현·김지욱. (2016). 공간패널모형을 이용한 한국 사회간접자본(SOC)의 지역 생산 효과 분석. 한국재정학회, 9(3), 71-95.
- 김봉태·이성우. (2014). 공간패널모형을 이용한 수산종묘방류사업의 효과 분석. 해양정책연구, 29(2), 363-383.
- 박은형·정지수. (2014). 범죄예방정책으로서 방범용 CCTV의 효과성에 관한 연구: 패널 2SLS를 활용한 분석을 중심으로. 한국경찰학회보, 16(1), 39-73.
- 염윤희. (2018a). 공간가중회귀분석 방법을 활용한 폭력범죄의 공간적 상이성(Spatial Heterogeneity) 및 사회구조적 원인 분석. 경찰학연구, 18(4), 9-40.
- 염윤희. (2018b). 아동 성범죄자 출입 및 주거제한 지역의 공간적 반경에 관한 연구, 치안정책연구, 32(1), 79-102.
- 염윤희. (2019). CCTV의 범죄예방효과 분석: 연속적 실험치치(continuous treatment)를 위한 용량반응모형(dose-response model)의 적용. 형사정책, 31(2), 203-233.
- 염윤희·김혁. (2019). 시공간적 군집성 분석을 통한 데이트폭력의 효과적 대응 및 피해자 보호를 위한 정책적 시사점: 서울시 관악구를 중심으로. 피해자학연구, 27(1), 5-32.
- 윤우석. (2010). 경제위기 상황과 범죄 발생의 관계 검증. 한국공안행정학회보, 19(3), 153-189.
- 이대성·이강훈. (2009). 도시지역 특성과 범죄율과의 관계에 관한 연구: 인구, 사회, 경제적 요인을 중심으로. 한국지방자치연구, 11(1), 189-206.
- 이상호. (2014). 공간패널모형을 이용한 산업집적의 고용 효과 분석. 산업노동연구, 20(2), 107-148.
- 이석환. (2014). 공간의존성에 대한 이해와 공간회귀분석의 활용. 한국정책과학학회보, 18(3), 39-79.
- 이수창. (2014). 경찰력 증가와 경찰활동 강화가 범죄 발생 억제 효과에 미치는 영향에 대한 ARIMA 시계열분석. 치안정책연구, 18(1), 65-103.

- 이창근·김의준. (2011). 범죄 발생율과 경기변동 간의 비대칭 구조와 영향요인 분석. *경제연구*, 19(1), 33-51.
- 정경석·문태현·정재희. (2010). 시공간검정통계량을 이용한 도시범죄의 핫스팟분석. *한국지리정보학회지*, 13(3), 14-28.
- 정진성. (2013). 강력범죄의 구조적 요인에 대한 공간회귀분석. *경찰학연구*, 13(4), 53-78.
- 정진화·주하연. (2013). 주류소비가 사망률과 범죄율에 미치는 효과분석: 주요 손상사고와 강력범죄를 중심으로. *응용경제*, 15(2), 187-218.
- 주일엽. (2012). 시계열 모형을 이용한 범죄예측 사례연구. *한국경호경비학회지*, 30, 139-139.
- 최성천·백장선. (2016). 공간 패널 회귀모형을 이용한 양파 생산량 추정. *응용통계연구*, 29(5), 873-885.
- Allison, P. D. (2009). *Fixed effects regression models*. California, U.S.: Sage.
- 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(3), 561-588.
- Belotti, F., Hughes, G., and Mortari, A. P. (2016). Spatial panel data models using Stata, *The Stata Journal*, 17(1), 139-180.
- Cohen, L. E. and Felson, M. (1979). Social change and crime rate trends: A routine activity approach. *American Sociological Review*, 44(4), 588-608.
- Cohen, L. E., Kluegel, J. R. and Land, K. C. (1981). Social inequality and predatory criminal victimization: An exposition and test of a formal theory. *American Sociological Review*, 46(5), 505-524.
- Cullen, F. T. and Agnew, R. (2011). *Criminological theory: Past to present*. Oxford University Press.
- Elhorst, J. P. (2014). *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels*. Heidelberg, Germany: Springer.

- Gruenewald, P. J. (2007). The spatial ecology of alcohol problems: niche theory and assortive drinking. *Addiction*, 102(6), 870-878.
- Kleck, G. and Barnes, J. C. (2014). Do more police lead to more crime deterrence? *Crime & Delinquency*, 60(5), 716-738.
- Kleck, G., Sever, B., Li, S., and Gertz, M. (2005). The missing link in general deterrence research. *Criminology*, 43(3), 623-659.
- Klein, B. R., Allison, K., and Harris, C. T. (2017). Immigration and violence in rural versus urban counties, 1990-2010. *The Sociological Quarterly*, 58(2), 229-253.
- Lee, L. and Yu, J. (2010). Some recent developments in spatial panel data models. *Regional Science and Urban Economics*, 40(5), 255-271.
- LeSage, J. and Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. New York, U.S.: Chapman and Hall.
- Lipton, R. and Gruenewald, P. (2002). The spatial dynamics of violence and alcohol outlet. *Journal of Studies on Alcohol*, 63(2), 187-195.
- Livingston, M., Chikritzhs, T., and Room, R. (2007). Changing the density of alcohol outlets to reduce alcohol-related problems. *Drug and Alcohol Review* 26(5), 557-566.
- Moran, P. A. (1950). Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometric*, 37(1/2), 17-23.
- Morenoff, J. D., Sampson, R. T., and Raudenbush, S. W. (2001). Neighborhood inequality, collective efficacy, and the spatial dynamics of urban violence. *Criminology*, 39(3), 517-558.
- Mustaine, E. E. and Tewksbury, R. (2009). Transforming potential offenders into motivated ones: Are sex offenders tempted by alcohol and pornography? *Deviant Behavior*, 30, 561-588.
- Painter, K. and Farrington, D. P. (1999). Street lighting and crime: diffusion of benefits in the Stoke-on-Trent. In K. Painter and N. Tilley (Eds.),

- Surveillance of Public Space: CCTV, Street Lighting and Crime Prevention* (pp.77-122). Monsey, NY: Criminal Justice Press.
- Sampson, R. J. (2011). *Great American city: Chicago and the enduring neighborhood effect*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Smith, W. R., Frazee, S. G., and Davison, E. L. (2000). Furthering the integration of routine activity and social disorganization theories: Small units of analysis and the study of street robbery as a diffusion process. *Criminology*, 38(2), 489-524.
- Sorg, E. T., Haberman, C. P., Ratcliffe, J. H., and Groff, E. R. (2013). Foot patrol in violent crime hot spots: The longitudinal impact of deterrence and posttreatment effects of displacement. *Criminology*, 51(1), 65-101.
- Spano, R. and Nagy, S. (2005). Social guardianship and social isolation: An application and extension of lifestyle/routine activity theory to rural adolescents. *Rural Sociology*, 70(3), 414-437.
- Tobler, W. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*, 46(1), 234-240.
- Welsh, B. C. and Farrington, D. P. (2004). Surveillance for crime prevention in public space: Results and policy choices in Britain and America. *Criminology & Public Policy*, 3(3), 497-526.
- Ye, X. and Wu, L. (2011). Analyzing the dynamics of homicide patterns in Chicago: ESDA and spatial panel approaches. *Applied Geography*, 31, 800-807.

## Examination of relationship between theft/violent crime and social structural variables with spatial panel data models

Yeom, Yun-ho\*

This study examined the relationship between crime and social structural variables using a spatial panel dataset collected in Y district, X city from 2015 to 2017. A volume of study has analyzed such a relationship with different statistical tools but failed to consider both cross-sectional and longitudinal features inherent in criminal phenomena. Even panel data analysis models considering both aspects simultaneously failed to consider spatial dependence inherent in the spatial panel dataset. Thus, among various spatial panel data models, this study applied a ‘dynamic spatial Durbin model’ that simultaneously considers both spatial and temporal dependence within variables. In this process, this study analyzed the discriminatory effects of social structural variables on the two types of crime, theft and violent crime. As a result, this study found that each type of crime is temporally and spatially dependent, but the spatial dependence is partially or completely offset by temporal dependence. This indicates that crime in a specific time and space is influenced by crimes in the same space, but with different time rather than crimes in adjacent areas. Moreover, this study estimated that theft decreases as CCTV density, alcohol outlet density, and multi-family housing increase whereas violent crime decreases as population density and multi-family housing increase, and single-household decreases. Based on these results, this study suggested that customized crime prevention activities, such as the installation of CCTVs in the spatial and temporal hotspot of theft, be implemented depending on crime types and socioeconomic conditions.

---

\* Assistant Professor, Department of Public Policy and Management, Pusan National University

❖ key words: spatial panel data model, dynamic spatial Durbin model, theft/violent crime, spatial/temporal dependence

투고일 : 8월 31일 / 심사일 : 9월 24일 / 게재확정일 : 9월 24일