

서울 시민의 범죄 두려움에 관한 연구

: 서울 서베이 자료를 활용하여*

박종훈** · 이경재*** · 이성우****

A Study on Fear of crime of people in Seoul*

Jong Hoon Park** · Kyung Jae Lee*** · Seong Woo Lee****

요약 : 이 연구는 서울 시민의 범죄 두려움에 영향을 미치는 요인을 규명하는 데 목적이 있다. 개인 특성과 함께 범죄 두려움에 영향을 미치는 지역특성 변인을 통제하여 분석을 수행하였다. 이 연구에서 활용한 자료는 서울시가 제공하는 서울 서베이 자료이며, 분석시점은 2006년·2011·2014년이다. 분석모형은 종속 변수로 활용된 범죄 두려움이 리커트형 척도로 조사된 것을 고려하여 순서형 로짓모형을 적용하였다. 연구 결과, 지역·공간특성인 밤거리 보행, 외국인 비율, 이혼율은 범죄 두려움과 정(+)의 인과성을 보이는 것으로 드러났다. 또한 10~30대 사이의 비교적 젊은 여성, 10대 남성 등 청소년과 여성의 범죄 두려움이 비교적 높은 것으로 분석됐다. 두 가지 분석결과에 종합하면 범죄 두려움을 해소하려면 취약 연령과 성별에 따른 범죄 두려움 제거 방안 마련이 필요하며, 공간과 지역특성을 고려한 공간계획이 필요하다고 판단된다. 이러한 요인은 자연적·인위적 감시성을 증진해 범죄 두려움을 효과적으로 줄일 수 있을 것으로 예상된다. 이 연구는 서울시민의 범죄 두려움을 해소할 수 있는 서울시 범죄 정책의 기초자료로 활용될 것으로 기대된다.

주제어 : 범죄 두려움, 범죄 발생, 지역특성, 서울, 순서형 로짓모형

ABSTRACT : The objective of this study is to investigate the determinants of the fear of crime in Seoul metropolitan area. This study focuses on individual characteristics which are widely used in crime research as well as regional characteristics such as demographic, artificial surveillance, crime incidence rate, etc. With utilizing the Seoul Survey data and Seoul Statistics that are composed of individual characteristics and environmental attributes of Seoul 2006, 2011, 2014, we found that walking in the night time, foreigner rate, and divorce rate have a positive effect on fear of crime. In addition, groups of 10~30 year old women and teenage men are highly exposed to fear of crime among others. These results indicate that it is necessary to reinforce natural and artificial surveillance systems through the spatial planning that can reduce the fear of crime. It is estimated that the suggested policy instruments may alleviate the fear of crime on the groups of 10~30 year old women and teenage men. This study concludes with some policy implications that can reduce the fear of crime focusing on spatial perspectives.

Key Words : Fear of Crime, Crime Incidence, Regional Characteristics, Ordered Logit Model

* 이 연구는 2018년 대한국토도시계획학회 춘계산학술대회에서 발표한 내용을 수정·보완하여 제출한 것임.

** 서울대학교 농경제사회학부 지역정보전공 박사수료(Ph. D Candidate Regional Information, Seoul National University)

*** 서울대학교 농경제사회학부 지역정보전공 석사과정(Master Course, Regional Information, Seoul National University)

**** 서울대학교 농경제사회학부 지역정보전공 교수(Professor, Regional Information, Seoul National University). 교신저자(Seonglee@snu.ac.kr)

I. 서론

강남역 살인사건, 인천 초등생 살인사건, 오원춘 사건 등 흉폭한 강력범죄의 증가와 함께 양적으로 가파르게 증가하는 범죄발생은 심각한 사회적 문제로 여겨지고 있다. 특히 SNS(Social Network Service), 인터넷 등을 활용한 사람들의 정보접근이 쉬워지면서 간접경험으로 범죄피해에 노출되지 않더라도 범죄에 노출될 수 있다는 두려움이 사회 구성원 삶의 질을 위협하고 있다.

간접경험으로 접한 범죄 두려움의 사회적 증가는 사회 구성원 간의 불신을 유발하며, 사회 전체적으로 유대감, 신뢰감 등에 기반을 둔 사회 결속력의 감소를 초래한다. 부정적 영향의 확산을 방지하려면 사회적으로 막대한 경제적·비경제적 비용이 소요되며, 대부분의 사회적 비용은 사회 구성원이 부담하게 된다. 사회 구성원의 부담을 경감하기 위해서는 사회에 노정된 문제를 미연에 방지하는 것이 필요하다.

범죄 두려움의 감소는 사전에 범죄를 예방하는 것에서 출발가능하다. 따라서 범죄 두려움 해소 및 범죄 예방을 동시에 해결하는 것은 사회 구성원 삶의 질을 높이는 동시에 사회 전체적 비효율을 제거할 수 있다. 하지만 범죄 두려움 해소와 범죄 예방정책은 개인(=미시적), 또는 지역·공간 차원(=거시적)으로 분리하여 수행된 연구에 근거하고 있어(박정선, 2011; 박종훈 외, 2015; 박종훈 외, 2017; Ferraro, 1995; May and Dunaway, 2000; 김현중·이성우, 2013; Wallace et al., 2006), 미·거시적 측면을 종합해 범죄정책을 제안하지 못하는 한계를 지니고 있다. 범죄 두려움을 추적하고 해소하려면 개인특성과 지역특성이 동시에 반영되는 것이 필요하다. 아울러 공간의 가변적 특성을 고려한다면, 특정시점에 의존하기보다 장기

적 관점에서 범죄 두려움에 미치는 요인을 살펴보는 것이 요구된다.

본 논문에서는 서울 시민의 범죄 두려움에 미치는 요인을 규명한다. 특히 개인 특성 변인과 함께 지역특성을 반영하는 공간(야간보행), CCTV, 이혼율, 외국인 비율 등의 요인을 통제하여 범죄 두려움에 미치는 요인을 통합적 관점에서 살펴본다. 아울러 공간속성의 변화를 살피는 동시에 오원춘 사건(2008년 발생)처럼 사회적으로 파장을 일으킨 범죄 발생 이전과 이후의 변화를 장기적으로 조망하고자 2006년, 2011년, 2014년으로 나눠 분석을 수행한다. 분석결과에 근거하여 범죄 두려움에 미치는 요인 변화와 이를 효과적으로 해소할 수 있는 정책 방안을 논의하고자 한다.

연구 진행을 위해 서울 서베이 자료를 분석자료로 활용하며, 지역특성 변인은 경찰청, 통계청, 서울통계 등의 자료를 활용하여 구성한다. 분석모형으로는 리커트형 척도로 조사된 범죄 두려움의 특성을 고려하여 순서형 로짓모형(Ordered Logit Model)을 연구의 분석모형으로 적용하고자 한다.

연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 범죄 두려움과 관련된 이론과 선행연구를 탐색하며 이 연구의 차별성을 논의한다. 3장에서는 연구에서 활용한 방법론을 설명하고, 4장에서는 연구자료와 설명변인을 논의한다. 5장에서는 분석결과를 서술하며, 마지막 6장에서는 분석결과를 요약하고 연구의 한계와 후속 연구를 제안한다.

II. 선행연구

1. 범죄 두려움의 개념과 이론

범죄 두려움은 개인에 따라 차별적으로 형성되는 추상적 개념으로 범죄 두려움을 측정하는 것은

쉽지 않다. 범죄 두려움은 인지적 관점과 감정적 관점에서 접근하여 측정이 가능하다. 인지적 관점은 개인이 범죄 피해자가 될 가능성에 대한 주관적 인지에 근거하여 범죄 두려움을 측정한다(Baumer, 1985).

반면, 감정적 관점은 개인이 느끼는 범죄 위협과 불안감에 따라 범죄 두려움을 측정한다(Warr and Stafford, 1983). 두 관점에 따라 범죄 두려움을 정의하면, 범죄 두려움은 “범죄 피해의 위협을 개인이 인지함에 따라 발생하는 개인의 부정적인 반응”이라고 할 수 있다(박종훈 외, 2015; Ferraro, 1995).

범죄 두려움은 개인적 관점에서 범죄의 직·간접적 피해경험에 근거하여 설명되는 범죄 피해모형(Victimization Model), 취약성(Vulnerability) 이론(=신체적 취약성, 사회적 취약성)과 거시적 관점에서 Shaw and McKay(1942)의 사회해체이론(Social Disorganization Theory)으로 구분된다.

범죄 피해모형은 개인이 경험한 직접적 피해경험(Garofalo, 1979)과 인적 네트워크, SNS, 인터넷 등의 정보매체로 습득한 간접적 피해 경험으로 구분할 수 있다(Skogan and Maxfield, 1981). 범죄 피해모형에 근거하면 범죄 두려움은 대개 직접적 범죄 피해로 형성되지만, 간접 피해가 범죄 두려움에 미치는 영향력도 간과할 수 없다(Skogan and Maxfield, 1981).

범죄 두려움은 개인의 판단에 따라 본인이 신체적, 사회적으로 취약하다고 판단하면 커지는 경향이 있다(Covington and Taylor, 1991; Bennett and Flavin, 1994). 신체적으로는 연령, 성별에 따라 노년층, 여성이 갖는 범죄 피해에 따른 범죄 두려움이 비교적 크다고 볼 수 있으며, 사회적으로는 소득, 교육수준이 낮은 경우 사회적으로 취약

해 범죄 두려움이 증가한다고 볼 수 있다(류준혁·정승민, 2011; 성용은·유용재, 2007; Fisher and Sloan, 2003; Pantazis, 2000; Maxfield, 1987).

사회해체이론은 거시적 관점에서 범죄 발생과 범죄 두려움을 설명하고 있으며, 크게 지역의 무질서를 설명하는 무질서 모형(Disorder Model)과 지역주민 간 사회적 유대 강화로 지역의 범죄억제역량을 나타내는 집합효용성에 주목한 사회통합 모형(Social Integration Model)으로 구분할 수 있다(강지현, 2018; 박종훈 외, 2015).

무질서 모형은 지역사회의 특성에 주목하며, 통제 불가능한 상황에 따른 무질서가 범죄 두려움과 밀접한 관련이 있다고 주장한다(박현수, 2018; Lewis and Salem, 1986). 무질서 모형은 사회적 무질서와 물리적 무질서로 구분된다(Wilson and Kelling, 1982). 사회적 무질서는 지역사회 구성원(노숙자, 비행청소년 등)의 특성을 나타내며, 물리적 무질서(폐가, 빈집 등)는 주변의 무질서한 환경을 나타낸다(박종훈 외, 2015; Lagrange et al., 1992). 무질서 모형에 근거하면, 개인이 주변 환경이 무질서하다고 인지하면 범죄 두려움이 증가한다고 할 수 있다(May and Dunway, 2000; Skogan, 1990).

무질서 모형에서 발전하여 제안된 사회통합 모형에서는 지역주민 간 친밀감 증대, 사회적 유대감 강화가 감시기능을 확대하는 동시에 지역사회의 무질서를 제거하여 범죄 두려움 감소에 영향을 미친다고 설명하고 있다(Skogan and Maxfield, 1981; Sampson et al., 1997).

하지만 일부 연구 결과에서는 지역주민 간 유대가 범죄 두려움에 정의 영향을 미치거나 또는 유의미한 관계가 없다고 제시하고 있다. 경제적 빈곤으로 낮은 수준의 삶을 사는 경우에는 지역주

민 간 유대가 높아도 오히려 범죄 두려움과 피해가 높다는 결과도 보고되고 있다(박윤환·장현석, 2013; 엽보아, 2015; Villarreal and Silva, 2006). 또는 지역 유대와 범죄 두려움 간 관계가 유의미하지 않다고 제시한 연구도 존재한다(황의갑, 2009).

2. 개인·환경적 특성과 범죄, 범죄 두려움에 관한 실증연구

범죄 관련 연구는 대부분 범죄발생 또는 범죄 예방에 집중되어 있으며, 범죄 두려움 연구는 상대적으로 적게 수행되었으나, 최근 관심이 증가하고 있다. 특히 대부분의 연구는 개인 또는 가구 특성과 결부지어 범죄 두려움에 미치는 요인을 수행하였다(김성연, 2013; 박정선, 2011; 박정선·이성식, 2010; 성용은·유영재, 2007; 송영남·이승우, 2016; 장안식 외, 2011). 범죄 두려움에 주목하여 수행된 다수의 연구결과를 바탕으로 범죄 두려움을 해소하는 대응방안에 대한 논의가 지속적으로 이루어져왔다. 하지만 간과하지 말아야 하는 부분은 범죄 두려움의 요인이 개인적 특성뿐 아니라 공간적 요인에도 영향을 받는다는 점이다.

범죄는 범죄발생 조건이 갖추어진 특정 장소(=범죄화가 가능한 공간(Criminalizable Space), 나아가 특정 지역특성에서 발생가능성이 높다는 연구결과를 감안하면, 범죄와 공간 또는 지역 간 인과관계는 비교적 명확하다(김현중·이성우, 2013; 정경석 외, 2009; 차훈진, 2007; 허선영·문태현, 2011). 범죄-공간 또는 지역 간 인과관계를 고려하면 범죄 발생에 대한 개인의 두려움도 공간 또는 지역특성과 밀접한 관련이 있다고 할 수 있다.

특정 공간(야간 보행, 후미진 곳)이나 지역환경의 무질서는 해당 공간에 대한 사람들의 활용성을

줄여 자연적 감시성을 낮추며, 이는 지역주민의 범죄 두려움 증가로 이어진다(고준호, 2009; 광대경·이승철, 2010; 박종훈 외, 2015; 윤성빈 외, 2017; 엽보아, 2015; 황성은 외, 2017). 환경적 관점에서 범죄발생과 범죄 두려움을 제거하기 위해서 다양한 전략이 제시되었다. 두 가지 대표적인 것이 물리적 설계로 입지조건을 변화시키고 자연적 감시성을 증대해 범죄예방을 제안한 Newman(1972)의 방어공간 이론과 물리적 설계로 자연적 감시성뿐 아니라 인위적 감시성을 증진할 수 있는 CCTV와 감시 인력 증대, 또는 지역사회 사회 유대감을 증진해 범죄 예방과 범죄 두려움의 감소를 제안한 Jeffery(1971)의 환경설계 범죄예방 전략(CPTED: Crime Prevention Through Environmental Design)이다(신의기 외, 2008; 임창호, 2015).

3. 선행연구와의 차별성

앞서 이루어진 논의를 종합하면, 범죄발생·범죄 두려움과 관련된 실증연구는 다양하게 진행되었다. 특히 범죄 두려움과 개인·공간 특성의 인과관계를 규명한 연구는 상당한 수준에 도달한 것으로 보인다. 하지만 해당 연구가 대부분 개인 특성 또는 환경 특성으로 분절되어 연구가 진행된 한계가 있다. 범죄 두려움이 개인 특성, 공간과 지역특성으로 나타난다는 점을 고려하면 개인의 범죄 두려움 측정은 종합적 관점에서 이루어질 필요가 있다.

실증적 관점에서 서울 시민의 범죄 두려움을 살펴본 연구는 제한적이다. 이 연구는 서울 시민의 범죄 두려움을 살펴보기 위해 서울시민을 대상으로 한 조사 자료인 서울 서베이 자료를 활용하며, 2006년, 2011년, 2014년 자료를 분석해 범죄 두려움과 개인·공간·지역특성 간 변화관계를 살펴본

다. 이 논문의 분석결과는 향후 서울 시민 범죄 두려움의 특성을 파악하고 효과적으로 제거하는 데 중요한 시사점을 제공할 수 있을 것으로 생각된다. 아울러 범죄 두려움 해소가 궁극적으로 범죄 예방을 지향한다는 점에서 범죄 예방정책의 정책적 자료로 활용이 가능하다고 판단된다.

III. 연구방법론

범죄 두려움처럼 개인의 주관적 인식 관련 응답은 리커트(Likert)형 척도로 측정된다. 리커트형 척도로 구성된 종속변수를 분석모형에 활용하는 경우 이산(Discrete)형태의 로짓모형에 적용한다면 분석결과의 신뢰성을 위협할 수 있다. 따라서 이 연구에서는 5점 척도(매우 낮음~매우 높음)로 구성된 종속변수의 특성을 고려하여 순서형 로짓모형을 분석방법으로 활용하였다(이성우, 2005; Madala, 1983).

순서형 로짓모형의 수식은 식 (1)로 표현된다.

$$y^* = \sum_{k=1}^N X_k \beta_k + \epsilon$$

단, ϵ 는 $E(\epsilon) = 0$ 인 대칭(Symmetric) 분포이며, $CDF \equiv F(\epsilon)$

식 (1)

식 (1)에서 y^* 는 관찰이 가능하지 않은 응답변수(Response Variable)를 나타내며, X_k 는 독립변수의 벡터를, β 는 추정치를 나타낸다.

y^* 는 관찰 불가능한 응답변수로, 응답자가 관찰 가능한 응답 y 를 선택하는 기준을 제공한다. 여기에서 응답자가 선택 가능한 응답이 J 개 존재한다면, y^* 는 특정 범주 안에서 j 를 선택할 수 있도록 하는 관찰 가능한 기준이 된다. 5점 척도로 구성된 이 연구에서 종속변수 y_i 는 선택 가능한

응답이 5개(매우 낮음-낮음-보통-높음-매우 높음)가 존재한다고 할 수 있다. 위 관계를 수식화하면 식 (2)와 같다.

$$\begin{aligned} y_i &= \text{매우 낮음} && \text{if } y^* \leq \mu_1 (=0) \\ y_i &= \text{낮음} && \text{if } \mu_1 < y^* \leq \mu_2 \\ y_i &= \text{보통} && \text{if } \mu_2 < y^* \leq \mu_3 \\ y_i &= \text{높음} && \text{if } \mu_3 < y^* \leq \mu_4 \\ y_i &= \text{매우 높음} && \text{if } \mu_4 < y^* \end{aligned} \quad \text{식 (2)}$$

식 (2)에서 $\mu_1 \sim \mu_4$ 는 각 y^* 의 각 응답 범주에 대한 경계값(Threshold)을 의미한다. 예를 들어 조사 응답자가 범죄 두려움이 보통($y=3$)이라고 한다면, 응답자는 μ_2 와 μ_3 사이에 관찰 가능한 y^* 를 가지고 있음을 의미한다. 여기서 μ 는 다양한 값들로 추정할 수 있다. 하지만 범주형 로짓 회귀 분석에서는 $\mu_1 = 0$ 으로 정규화(Normalize)시켜 추정된 회귀식이 평행이동이 가능하게 하여 확률 값을 양수 값으로 만들어준다. 이러한 일련의 과정은 동일한 벡터 공간상에서 분석의 효율성을 높일 수 있다(이성우 외, 2005).

식 (1)과 식 (2)를 결합하면, 각각의 범주에 들어가는 확률을 로짓 분포함수를 활용하여 식 (3)과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{Prob}(y_i = \text{매우 낮음}) &= F\left(-\sum_{k=1}^K \beta_k x_k\right) \\ \text{Prob}(y_i = \text{낮음}) &= F\left(\mu_2 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k\right) - F\left(-\sum_{k=1}^K \beta_k x_k\right) \\ \text{Prob}(y_i = \text{보통}) &= F\left(\mu_3 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k\right) - F\left(\mu_2 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k\right) \\ \text{Prob}(y_i = \text{높음}) &= F\left(\mu_4 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k\right) - F\left(\mu_3 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k\right) \\ \text{Prob}(y_i = \text{매우 높음}) &= 1 - F\left(\mu_4 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k\right) \end{aligned} \quad \text{식 (3)}$$

단, $F(\theta) = \frac{1}{1 + e^{-\theta}} = \frac{e^{\theta}}{1 + e^{\theta}}$

〈표 1〉 변인 설명

변인		변인설명	
종속변인	범죄 두려움	매우 낮음(=1), 낮음(=2), 보통(=3), 높음(=4), 매우 높음(=5)	
인구학적 변인	연령	20세 미만	
		20~29세	
		30~39세	
		40~49세	
		50~59세	
	60대 이상(참조집단)		
	성별	남성(=1), 여성(참조집단)	
	혼인 여부	기혼(=1), 미혼, 이혼 및 사별 등(참조집단)	
사회경제적 변인	교육수준	중졸이하(참조집단)	
		고졸	
		대졸 이상	
	소득계층	저소득층(200만 원 미만)	
중간소득층(200~500만 원) (참조집단)			
고소득층(500만 원 이상)			
주거 변인	주택 유형	단독주택	
		아파트(참조집단)	
		연립주택 및 다세대 주택 등	
	가구구성 형태	1인 가구	
다인 가구(참조집단)			
공간 변인(인지적 특징)	밤거리 보행 위험도	높음(=1), 낮음(참조집단)	
지역 변인(객관적 특징)	범죄건수	지역구별 인구 1,000명당 5대 범죄 건수	
	CCTV 개수	지역구별 인구 1,000명당 CCTV 개수	
	외국인 비율	지역구별 인구 중 외국인 비율	
	이혼율	지역구별 인구 1,000명당 이혼 건수	
	서울 5대 권역	도심권(용산구, 종로구, 중구) (참조집단)	
		동북권(노원구, 성북구, 강북구, 도봉구, 성동구, 광진구, 동대문구, 중랑구)	
		서북권(은평구, 마포구, 서대문구)	
		서남권(양천구, 강서구, 영등포구, 동작구, 관악구, 금천구, 구로구)	
		동남권(서초구, 강남구, 송파구, 강동구)	

IV. 자료와 변인설명

1. 분석자료

연구의 분석자료는 서울시에서 제공하는 서울 서베이 2006년, 2011년, 2014년 자료이다. 서울 서베이 자료는 서울 시민의 인구·사회경제적 특성과 함께 종속변인인 서울 시민의 범죄 두려움을 조사하고 있어 이 연구에 적합한 자료이다. 통계적

으로도 3만 명 이상의 서울 시민을 조사한 대표본 자료로 분석결과의 효율성과 신뢰성을 기대할 수 있다. 추가로 연구모형에서 지역특성을 통제하려고 경찰청, 서울통계 등의 기관 자료를 활용하였다.

2. 변인 설명

〈표 1〉은 이 논문에서 통제된 독립변인에 대해

정리한 것이다. 이 연구에서는 서울 서베이의 “범죄에 대한 위협 인식” 항목을 범죄에 대한 두려움으로 치환하여 사용하였다. 앞서 범죄에 대한 두려움에 대한 개념이 개인의 주관적인 인지적·감정적 반응에 따라 형성된다는 점을 고려한다면 (Baumer, 1985; Ferraro, 1995; Warr and stafford, 1983), 범죄에 대한 위협 인식을 범죄에 대한 두려움으로 용어를 전환하여 표현하는 데 무리가 없다고 판단된다. 범죄에 대한 두려움은 “매우 낮음~매우 높음”의 5점 척도로 구성되어 있는 것을 활용하였다.

연구를 위해 구성된 연구모형에서는 인구학적 변인(연령, 성별, 혼인 여부 등), 사회·경제적 변인(교육, 소득수준), 주거변인(주택 형태, 가구 형태), 개인의 인지적 수준을 보여주는 공간변인(야간 보행 안전도), 지역의 객관적 특성을 보여주는 지역특성 변인(지역별 범죄율, CCTV 개수, 외국인 비율, 이혼율)을 독립변인으로 활용하였다. 그 외에도 거주 지역에 따라 범죄에 대한 두려움이 차별적으로 존재할 가능성을 감안하여 서울시를 5개 권역으로 분류하여 지역을 통제하였다.

개별 독립변인이 범죄 두려움에 미치는 요인은 다음과 같다. 먼저, 인구 및 사회·경제적 변인은 개인적 특성에 근거하여 범죄 두려움에 대한 설명이 가능한 취약성 모형을 대입하여 분석 결과를 추론할 수 있다. 인구학적 변인에서 연령과 성별은 신체적 취약성과 관련이 있다. 신체가 취약하다고 인지하는 연령대에서, 남성보다 여성인 경우에 범죄 두려움이 높을 것으로 예측된다(류준혁·정승민, 2011; 박정선, 2011; 장안식 외, 2011; 조은경, 2003). 하지만 최근 발생하는 강력범죄가 10~20대 연령대를 대상으로 발생한다는 점을 고려하면 연령이 낮은 집단에서 범죄 두려움이 높게

나타날 것으로 예상된다(박종훈 외, 2015). 혼인 여부는 기혼, 미혼+이혼 및 사별 두 집단으로 변인을 구성하였다. 범죄 두려움에는 본인이 아닌 타인이 범죄 표적이 되어 피해를 경험할 수 있다는 이타적 두려움도 존재한다(오봉욱, 2016; 장안식, 2012). 이타적 두려움은 배우자피해 두려움(Spousal fear)과 부모로서의 자녀피해 두려움(Parental fear for Children)으로 구분할 수 있다(양승돈·오봉욱, 2016). 기혼은 가족(배우자, 자녀)이 범죄 피해자가 될 수 있다는 이타적 두려움으로 범죄 두려움이 미혼·이혼·사별보다 높을 것으로 예측된다(류준혁·정승민, 2011; 박종훈 외, 2015).

사회경제적 변인으로 통제된 교육수준과 소득수준은 연령 및 성별에 따른 신체적 취약성과 달리 사회적 취약성과 관련이 있다. 사회적으로 취약한 경계에 위치한 낮은 교육수준과 저소득 집단은 상대적으로 범죄피해에 노출될 가능성이 높다. 또한, 사회적, 물리적으로 무질서한 환경에 노출될 가능성도 비교적 높다. 따라서 사회경제적 지위가 낮으면 그렇지 않은 집단보다 범죄 두려움이 클 것으로 예측된다(류준혁·정승민, 2011). 또한 사회경제적 지위가 낮은 경우에는 거주하는 지역 특성도 사회경제적 지위가 높은 경우보다 사회적·물리적으로 무질서할 가능성이 높아 범죄 두려움이 크게 나타날 개연성도 존재한다. 하지만 박종훈 외(2015)의 연구에서 고소득층 집단에서 범죄 두려움이 앞으로 커질 것이라고 나타났다. 해당 배경에는 사회의 양극화가 심화되면서 고소득층을 대상으로 한 범죄가 증가하였기 때문으로 추측된다.

주거변인은 주택 유형과 가구구성 형태로 구분하였다. 주택 유형과 사회적 유대이론에 따른 거

주 구성원의 감시기능 간 연관성에 주목하면 유대성의 증진에 따른 감시기능 상승은 범죄발생 가능성을 낮추지만 유대성 소실에 따라 감시기능이 낮으면 범죄발생 가능성이 높아진다(Bottoms and Wiles, 1992). 따라서 사회해체 이론에 근거하면 유대관계 형성이 상대적으로 어려운 아파트는 범죄 두려움이 높을 가능성이 있다. 반대로 물리적 측면에서 아파트는 CCTV의 존재, 경비인력의 상주, 거주가구의 집합적 거주형태 등이 단독주택에 견줘 자연적·인위적 감시기능이 강해 아파트 거주민은 범죄 두려움이 오히려 낮을 개연성도 존재한다(박중훈 외, 2015; Sampson et al., 1997). 단독주택과 연립 다세대 주택은 사회적 유대성에 따른 감시기능의 증진으로 범죄 두려움이 낮을 것으로 예상되지만, 물리적 측면에서 담장 때문에 외부시야 확보가 어렵고 건물 간 협소하고 후미진 공간이 있어 자연적 감시성이 현저하게 떨어진다면 범죄 두려움이 커질 가능성도 간과할 수 없다(윤성빈 외, 2017; 황성은 외, 2017).

가구구성 형태는 최근 증가하는 1인 가구의 추세를 반영하여 1인 가구와 2인 이상 다인 가구로 구분하였다. 1인 가구의 비율은 통계청에 따르면 2000년 15.5%에서 2015년 27.2%로 11.7% 포인트 증가한 것으로 나타났다. 일반적으로 1인 가구는 밀집되어 구성되어 있으며, 1인 가구의 증가와 맞물려 1인 가구를 대상으로 한 범죄가 증가하고 있는 것으로 드러났다. 그 중에서도 신체적으로 비교적 열위에 있는 여성 및 노년층 1인 가구를 대상으로 한 범죄발생이 높은 것으로 나타났다(강지현, 2018; 형사정책연구원, 2018). 범죄발생의 증가와 함께 특히, 1인 가구 중 주요 범죄대상인 20~30대 이하 여성의 범죄 두려움이 높은 것으로 조사되었다(통계로 보는 여성의 삶, 2017; 형사정

책연구원, 2018). 이러한 논의를 종합하면, 1인 가구는 다인 가구에 비해 범죄 두려움의 확률이 높을 것으로 예측된다.

개인의 인지적 수준을 보여주는 밤거리 보행 안전도 인식은 원 자료에서 5점 척도(매우 안전-안전-보통-위험-매우 위험)로 구성된 변인을 “위험(위험, 매우위험)-위험하지 않음(매우안전, 안전, 보통)”의 2점 척도로 재구성하였다. 밤거리 보행은 가로등이 미비한 경우나 인적이 드문 경우처럼 주위 환경에 따라 안전하다고 인식하지 않을 때 범죄 두려움이 증가할 가능성이 높아 정(+의 상관관계를 보일 것으로 예측할 수 있다(박중훈 외, 2015).

지역의 객관적 수준을 보여주는 지역특성 변인은 개인이 거주하고 있는 인구 천 명당 범죄건수, 인구 천 명당 CCTV 개수, 외국인 비율, 이혼율과 서울 5대 권역으로 구분하여 구성하였다. 인구 천 명당 범죄건수는 지역구민 1인당 발생하는 5대 범죄건수(살인, 강도, 성폭력, 절도, 폭력)로 도출하였다. 범죄 두려움은 지역의 범죄 발생률이 높을 때 커진다는 점에서(Skogan and Maxfield, 1981), 종속변인과 정(+의 상관관계를 가질 것으로 예측된다. CCTV는 범죄에 대한 인위적 감시성을 증진하여 범죄를 예방하는 역할을 한다(임창호, 2016). 하지만 범죄 예방효과는 그 효과가 명확하지 않다. 임형진·전용태(2014)에 따르면, 폭력범죄는 효과가 유의미하게 나타나지만 절도 범죄는 그렇지 않은 것으로 보고되고 있다. 마찬가지로 범죄 두려움의 감소 여부도 상반된 결과를 제시하고 있어 인구 천 명당 CCTV 개수와 범죄 두려움 간 상관관계를 예측하는 것은 모호하다(곽대경·이승철, 2010; 류준혁·정승민, 2011; Grill and Spriggs, 2005).

지역 내 기존 거주민과 외국인으로 구성된 지역 내 인종의 이질적 특성은 지역의 사회적 갈등을 야기하여 지역의 범죄율이 높아질 가능성이 존재한다(강지현, 2018; 박중훈 외 2017; 정진성·강욱, 2013; 최영신 외, 2012; Bursik and Grasmick, 1993). 따라서 외국인 비율이 높은 지역의 범죄 발생 확률은 그렇지 않은 지역보다 상대적으로 높다고 유추할 수 있으며, 지역 거주민의 범죄 두려움에 영향을 미칠 것으로 예상된다.

지역 내 이혼율의 증가는 가정해체를 경험한 청소년 중 일부 청소년의 무규범성을 유발하여 지역의 사회적 무질서를 야기한다. 특히 청소년의 범죄발생을 증가시킬 가능성이 높다(Smith et al., 2000). 이러한 과정 하에서 일부 청소년의 범죄행위에서 비롯되는 지역의 무질서 확대는 범죄 두려움에 정(+)의 영향을 미칠 개연성이 존재한다.

서울 5대 권역은 도시계획적 측면에서 비교적 재정 확보가 수월한 지역이 가시성 확보(가로등 수, 가로의 넓이 등), 지역환경 정비 등이 그렇지 않은 지역에 견줘 우월한 가능성이 높다. 지역환경의 우월성은 지역 무질서 이론에 근거하면 범죄 발생과 범죄 두려움을 줄인다는 점에서 5대 권역 중 동남권 지역의 범죄 두려움이 적을 것으로 예상된다. 반대로 서울시 범죄통계를 살펴보면(ready, chosun.com 참조), 종로구, 중구, 강남구 등 상업 시설과 유흥시설이 밀집해 유동인구가 많은 지역의 범죄발생 건수가 높아 해당 지역의 범죄 두려움이 높을 것으로 예측된다. 따라서 권역별 범죄 두려움과의 관계에 대한 판단은 유보한다.

V. 분석결과

1. 회귀분석 결과

〈표 2〉는 이 연구의 분석결과를 정리한 것이다. 순서형 로짓모형을 활용할 때는 분석결과¹⁾를 살펴보기 전에 종속변수의 기본 가정인 동일 기울기 가설(Equal Slope Assumption)²⁾을 검정할 필요가 있다. 가설 검정 결과, 귀무가설($=H_0$: 개별 범주 간 기울기는 교차하지 않음)을 기각하여 종속 변수의 개별 범주 간 기울기가 동일하지 않은 것으로 나타났다. 순서형 로짓모형을 적용한 연구는 동일 기울기 가설을 충족하지 못하는 사례가 다수 나타난다. 이때 연구에 사용된 표본이 주어진 벡터 공간 내에서 베타(β)가 서로 교차하지 않는다고 가정을 하며, 이 연구도 동일한 가정을 적용하여 순서형 로짓 모형을 분석모형으로 활용하였다.

연구모형의 효율적 추정을 담보하려면 설정된 독립변인 간 다중공선성 문제를 확인해야 한다. 이 연구는 분산팽창인자 지수(VIF: Variance Inflation Factor)를 활용하였다. 검정 결과, 모형의 모든 변수에서 VIF 지수가 10 미만으로 나타나 다중공선성 문제는 없는 것으로 확인되었다.

위 과정으로 방법론 적용의 타당성과 모형설정(Model specification)의 적합성을 확인하였다. 모형의 설명력은 일반선형회귀 모형에서 활용하는 R^2 대신 로짓모형에서는 활용하는 Pseudo- R^2 로 설명한다. 이 연구는 McFadden Pseudo- R^2 와 Mckelvey-Zavornia Pseudo- R^2 를 활용하였다. 먼

1) 이 연구에서는 지면의 제약상 기초통계를 포함하지 않았음. 기초통계 정보가 필요한 경우 저자에게 연락하기를 부탁드립니다.
(e-mail: hohojonghoon@gmail.com)

2) 동일기울기 가설 검정의 귀무가설은 다음과 같다. $H_0: \beta_{1m} = \beta_{2m} = \dots = \beta_{km}$ 단, $m = 1, 2, \dots, s$. 동일 기울기 가정(Equal Slope Assumption) 검정 결과, 기각하는 경우에는 일반적으로 순서형 로짓모형이 아닌 다항로짓 모형(Multinomial Logit Model)을 적용하는 것이 타당하지만 종속변수가 순서형으로 구성된 경우에는 동일한 벡터 공간 내에서 추정된 베타가 교차하지 않는다는 가정에 근거하여 순서형 로짓 모형을 적용하는 것이 가능함. 해당 가설 관련 자세한 설명은 이성우 외(2005)를 참조하기 바람.

저, McFadden Pseudo-R² 값(R_{MF}²)은 모든 분석 연도에서 Rule of Thumb인 0.2에 가깝게 나타나 모형의 활용한 설명이 가능하다고 판단된다. McKelvey

-Zavoina Pseudo-R² 값(R_{MZ}²)을 살펴보면, R_{MZ}²이 모든 시점에서 0.6 이상인 것으로 확인됐다³⁾. 개별 독립변인과 범죄 두려움 간 분석결과를

<표 2> 순서형 로짓 회귀분석 결과

변인설명		회귀 계수					
		2006년		2011년		2014년	
절편	절편 1	-1.0550	***	-2.3600	***	-2.8813	***
	절편 2	0.7044	***	-0.2391	**	-0.0581	
	절편 3	2.5511	***	1.6234	***	1.9092	***
	절편 4	5.2807	***	4.4310	***	4.4448	***
연령	10대	0.3012	***	0.3631	***	0.2442	***
	20대	0.2012	***	0.4037	***	0.1184	***
	30대	0.2187	***	0.2582	***	0.0490	
	40대	0.1619	***	0.1425	***	0.0317	
	50대	0.0710	**	0.0377		-0.0129	
성별	남성	-0.6725	***	-0.4019	***	-0.1470	***
혼인여부	기혼	0.1204	***	0.1766	***	-0.0171	
교육수준	고졸	0.0771	***	-0.1464	***	0.1432	***
	대졸 이상	0.1254	***	-0.1214	***	0.2476	***
소득계층	저소득층	0.0039		-0.2854	***	-0.1769	***
	고소득층	-0.0004		0.0232		0.0128	
주택형태	단독주택	0.0465	**	0.0231		-0.0182	
	연립 주택 등	0.0558	**	0.0573	**	0.0720	***
가구 형태	1인 가구	-0.0781	**	-0.1153	***	-0.1259	***
공간 변인(인지적)	밤거리 보행 위험	3.0828	***	2.7988	***	2.4513	***
지역 변인(객관적)	범죄건수	-0.0194	***	-0.0020		0.0041	
	CCTV 개수	0.1946	***	0.1859	***	0.0091	
	외국인 비율	3.4202	***	1.4380	***	2.6538	***
	이혼율	0.3759	***	0.0287		0.0876	**
서울 권역	동북권	0.1633	***	0.0265		-0.0321	
	서북권	0.3275	***	-0.2620	***	-0.0580	
	서남권	0.2013	***	-0.0782		-0.3536	***
	동남권	0.1860	***	0.1087	**	0.2112	***
N		48,030		45,605		41,265	
Model Fit	-2LogL	27617		20583		15453	
	McKelvey-Zavoina	0.7378		0.6727		0.6134	
	McFadden	0.1932		0.1587		0.1376	

주) * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

$$3) R_{MZ}^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (\hat{Y}_i^* - \bar{Y}^*)^2}{\sum_{i=1}^N (\hat{Y}_i^* - \bar{Y}^*)^2 + N\sigma^2}$$

모형의 설명력을 나타내는 다양한 Pseudo-R² 중 특히 이항·순서형 로짓, 프로빗 모형과 토빗(Tobit)모형에서 가장 적합한 계수로 여겨짐. 다만 R_{MZ}²는 보다 널리 활용되는 McFadden R²(R_{MF}²)보다 오차항의 불규격화(misspecification)에 더 민감하게 반응하는 특징을 보임(Veall, 1996).

살펴보면 다음과 같다. 먼저, 연령은 일부 연령대에서 통계적 유의성을 확보하지 못하였지만, 대체적으로 60대 이상 연령대보다 60세 이하의 모든 연령대에서 범죄 두려움과 정(+)의 상관관계를 보이는 것으로 확인돼 박중훈 외(2015)의 연구결과와 유사한 것으로 드러났다. 연령대별로 살펴보면 모든 조사년도에서 계수의 크기(=magnitude)가 연령대가 낮을수록 큰 것으로 분석돼 10~20대의 범죄 두려움이 상당한 것으로 추측된다. 성별은 남성보다 여성이 모든 조사시점에서 범죄 두려움이 큰 것으로 나타났다. 연령과 성별 변인은 위 분석결과가 도출된 배경에는 범죄가 젊은 연령대인 청소년 또는 20대, 여성을 대상으로 발생하는 빈도가 늘어난 것으로 풀이된다. 밀양 여중생 집단 성폭행과 같은 10대 학원폭력, 강력범죄와 함께 사회적 파장을 일으켰던 조두순 사건(2008년), 양주 여고생 살인사건(2008년), 오원춘 사건(2012년), 김해 여고생 살인사건(2014년) 등 비록 서울시에서 발생한 범죄는 아니지만 간접피해로 느끼는 범죄 두려움이 해당 변인의 분석결과에 반영된 것으로 파악된다. 추후 범죄 두려움을 제거하기 위해서 젊은 연령대, 여성을 대상으로 한 범죄 예방정책이 확대되어야 할 것으로 판단된다.

혼인여부는 2006년과 2011년에는 기혼이 아닌 집단보다 기혼 집단이 범죄 두려움과 정(+)의 관련성이 있는 것으로 확인됐다. 2014년에는 범죄 두려움과 혼인여부의 상관관계가 이전 시점과 반대로 나타났지만, 통계적 유의성은 상실한 것으로 드러났다.

사회경제적 변인인 교육수준과 소득수준에 따른 범죄 두려움은 예상한 바와 달리 연도별로 상이한 인과관계를 보였다. 먼저, 교육수준은 2006년과 2014년에는 중졸 이하에 건취 고졸·대졸 이

상이 범죄 두려움과 정(+)의 상관관계를 보이는 것으로 분석돼 교육수준이 높을수록 범죄 두려움이 높은 것으로 드러나 송영남·이승우(2016)의 연구와 동일한 결과를 보였다. 그러나 2011년에는 반대 결과로 나타났다. 소득수준은 2006년에는 중간소득층 대비 저소득층은 정(+)의 상관관계를, 고소득층은 부(-)의 상관관계를 보이는 것으로 드러났지만, 2011년과 2014년에는 영향력의 방향이 전환되어 나타났다. 하지만 2011년과 2014년 일부변인만 통계적 유의성을 확보하였다. 전반적으로 사회경제적 변인은 통계적 일치성(=종속변수와 독립변수 간 시점별 영향력)과 효율성(=통계적 유의성) 측면에서 안정적이지 못한 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 사회적 취약성에 따른 범죄 두려움에 미치는 영향이 일관적이지 않거나 오히려 부정적 관계로 나타나는 한국의 특수성이 반영된 것으로 보인다(홍명기, 2016). 사회경제적 변수의 변화를 규명하려면 추가 연구가 필요하다.

주거변인으로 구성된 주택형태와 가구형태는 전반적으로 범죄 두려움에 일관적인 상관관계를 보이는 것으로 나타났다. 먼저, 주택유형을 살펴보면 아파트에 비해 단독주택은 2006년, 2011년에 정(+)의 상관관계를, 2014년에는 부(-)의 상관관계를 나타내는 것으로 분석됐지만, 2006년에만 통계적 유의성을 확보한 것으로 드러났다. 반대로 연립주택은 조사시점 모두에서 아파트보다 범죄 두려움에 정(+)의 상관관계를 갖는 것으로 분석되었다. 역으로 말하면 아파트에 거주하면 범죄 두려움이 상대적으로 다른 주택유형보다 낮다는 것을 의미한다. 아파트 밀집지역에 비해 다세대·다가구주택 밀집지역은 쓰레기 불법적치, 불법주차 등의 환경적 무질서가 상대적으로 심각하며 주택 사잇길이나 시야확보가 불가능한 숨은 공간이

존재하여 주민의 범죄 두려움이 증가하는 것으로 추측된다(황성은 외, 2017).

1인 가구는 앞서 예측한 바와 다르게 다인 가구에 견줘 범죄 두려움과 음(-)의 상관관계를 갖는 것으로 조사됐다. 이러한 결과는 1인 가구의 범죄 노출에 따른 범죄 두려움도 있지만, 다인 가구는 가족 안전 등 다른 사람이 범죄피해를 당할 수도 있다는 이타적 두려움이 영향을 미친 것으로 추측된다.

개인의 인지 수준에서 밤거리 보행 위험도 인식은 범죄 예측과 동일하게 위험하다고 생각되는 경우는 그렇지 않은 경우보다 2006년, 2011년, 2014년 모두 범죄 두려움과 정(+)의 영향을 띄는 것으로 관찰되었다. 이에 따르면 밤거리 보행 위험도 인식의 감소는 감시기능의 증진으로 이루어진다. 자연적 감시기능(Natural Surveillance)을 증진하려면 보행공간의 공간계획 설계(=가로등 설치, 담장 허물기로 시야 확보, CPTED 활용)가 필요하며, 이러한 과정으로 범죄 두려움을 줄일 수 있을 것이다.

객관적 지역특성을 반영하기 위해 지역변인으로 통제한 인구 천 명당 범죄건수는 지역 범죄율이 범죄 두려움을 측정하는 데 유용한 지표임에도 불구하고 통계적 유의성을 확보하지 못하였으며, 통계적 일관성 측면에서도 기존 예상과 다르게 나타났다. 이러한 결과는 지역주민이 체감하는 범죄 발생과 실제 공식적으로 집계되는 범죄통계 간 괴리에 기인하며, 실제로 지역 주민이 지역의 범죄 발생 관련 정보가 부족해서 나타난 결과로 추측된다(노성훈·조준택, 2014). 지역별 인구 천 명당 CCTV의 개수는 모든 시점에서 범죄 두려움과 정(+)의 상관관계를 나타냈다. CCTV와 범죄 두려움 간 영향관계는 모호하다. 범죄 발생이 우발적

으로 발생한다는 점, CCTV가 모든 범죄를 효과적으로 예방하지 못한다는 점에서 범죄 두려움을 효과적으로 줄이지 못하는 것으로 추측된다. 하지만 거주민이 CCTV의 설치를 인지할 때 범죄 두려움이 감소하는 효과가 있다는 점을 고려하면, 거주민이 CCTV를 인지할 수 있는 위치에 전략적으로 설치하는 것이 필요하다(염보아, 2015). 또한 이주락(2008)이 밝힌 것처럼 CCTV 수의 양적 확보도 범죄 두려움에 영향을 미친다는 점에서 CCTV 수를 충분히 확보하여 감시기능을 증진하는 것이 필요하다고 판단된다.

지역구별 외국인의 비율과 이혼율은 변인 설명에서 예측한 바와 같이 2006년, 2011년, 2014년 모든 시점에서 범죄 두려움에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 관찰되었다. 위 결과에 따르면 외국인 과 지역민 대상 다양한 지역사업을 실시해 유대 관계를 형성하고 가정해체로 소외된 청소년에게는 지역사회 차원의 배려가 필요하며, 이러한 사회정책적 지원이 향후 지역의 범죄 두려움 감소에 유의미한 영향을 미칠 것으로 판단된다.

마지막으로 서울시 5개 권역과 범죄 두려움과의 관계를 살펴보면, 2006년에는 도심권(종로구, 중구, 용산구)에 거주하면 다른 지역에 거주하는 사람보다 범죄 두려움이 낮은 것으로 나타났다. 2011년에는 서북권(은평구, 마포구, 서대문구)에 거주하면 도심권 거주자보다 범죄 두려움이 낮은 것으로 나타났지만 다른 지역은 여전히 범죄 두려움이 도심권보다 큰 것으로 나타났다. 2014년에는 동남권을 제외하고 나머지 지역에 거주하는 사람이 도심권 거주자보다 범죄 두려움이 적은 것으로 확인됐다. 동남권은 모든 시점에서 앞서 예측한 바와 반대로 도심권에 견줘 범죄 두려움이 높은 것으로 나타났다. 비교적 도심권, 동남권의 범죄

두려움이 다른 지역보다 크게 나타나는 것은 서울시 범죄통계자료와 유사한 결과로 전반적으로 상업지역과 유흥 밀집지역처럼 유동인구가 많은 지역, 또는 고소득자 주거지역의 범죄 두려움이 상대적으로 높은 것으로 분석되었다. 해당 지역의 범죄 두려움을 줄이기 위한 노력이 필요하다.

지역특성 변인의 결과에 근거하면 지역의 특성이 개인이 인식하는 범죄 두려움과 유의한 상관관계를 갖고 있음을 확인할 수 있다.

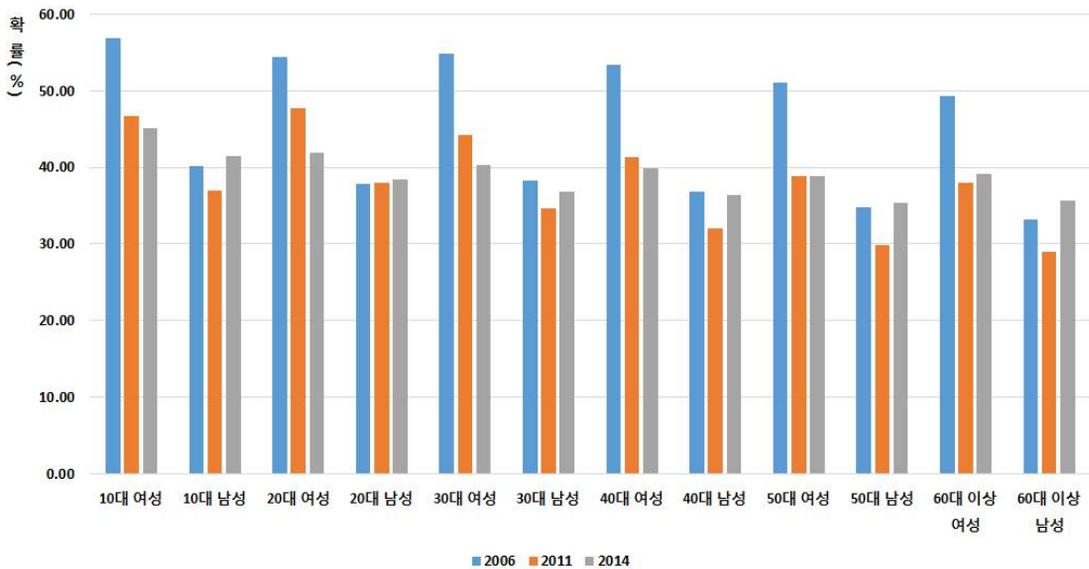
2. 연령과 성별을 활용한 범죄 두려움 확률 예측

분석결과에 따르면 개인특성 중 연령이 낮을수

록, 여성일수록 범죄 두려움이 증가하는 것으로 드러났다. <그림 1>은 분석결과와 개인특성에 주목하여 연도별로 연령 및 성별에 따른 범죄 두려움 확률을 도출하였다⁴⁾. <그림 1>을 설명하기 앞서 평균조건 일 때 높음-매우 높음의 범죄 두려움 확률을 살펴보면, 2006년 45.01%, 2011년, 37.53%, 2014년 38.51%로 범죄 두려움은 2006년에 견줘 줄어든 것으로 확인되었다(<표 3> 참조).

연령과 성별의 변화에 따른 범죄 두려움의 확률을 살펴보면, 여성은 2006년에서 2014년의 세 시점에서 범죄 두려움을 느낄 확률이 줄어든 것으로 조사됐지만, 남성보다 전반적으로 높은 확률을 보이는 것으로 드러났다. 여성 중에서도 특히 젊은 연령층인 10~30대 사이의 범죄 두려움 확률이

<그림 1> 연령 및 성별에 따른 범죄 두려움 예측확률



4) 개별 독립변인 확률의 예측값은 아래의 수식을 활용하여 도출된 결과임.

$$\begin{aligned}
 Prob(y=1) &= L(-\sum_{k=1}^K \beta_k x_k), Prob(y=2) = L(\mu_2 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) - L(-\sum_{k=1}^K \beta_k x_k) \\
 Prob(y=3) &= L(\mu_3 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) - L(\mu_2 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k), Prob(y=4) = L(\mu_4 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) - L(\mu_3 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) \\
 Prob(y=5) &= \Phi(\mu_5 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) - \Phi(\mu_4 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k)
 \end{aligned}$$

〈표 3〉 평균조건인 경우의 확률

(단위: %)

연도	매우 낮음	낮음	보통	높음	매우 높음
2006	3.21	12.95	38.83	39.94	5.07
2011	2.93	17.02	42.5	34.07	3.46
2014	1.31	17.32	42.87	33.92	4.59

큰 것으로 분석되었다. 2006년 대비 범죄 두려움 감소한 것은 날로 증대되는 강력범죄에도 불구하고 서울시의 적극적인 범죄예방 대책 노력이 경주된 것에 기인한다고 판단된다. 범죄예방을 위한 범죄환경설계(CPTED)의 도입, 2013년부터 시행된 여성안심귀가 서비스, 여성안심택배, 여성안심보안관, 여성 안심주택 보급 등의 수요 맞춤형 범죄예방 정책 시행은 범죄 두려움의 감소에 공헌한 것으로 판단된다(서울인포그래픽스, 2018). 향후에도 지속적으로 범죄 두려움의 감소를 유도할 수 있는 정책을 수립하는 것이 필요하다.

특히 범죄 두려움 확률이 다른 집단보다 10대 여성과 남성에서 상대적으로 높게 나타난다는 점에서 청소년의 범죄 두려움을 해소하기 위해 범죄 예방 교육, 학교 내 범죄예방 인력 확보와 시설 강

화, 청소년 돌보미 시간 확보(방과 후 학교) 등 제도권 내 자구적 노력도 필요하다고 판단된다.

3. 지역변인의 한계효과

〈표 4〉는 지역변인 확률의 한계효과⁵⁾를 분석한 결과이다. 지역구별 인구 천 명당 범죄건수가 10% 상승하는 경우, 범죄에 대한 두려움(높음-매우 높음)의 변화율이 2006년, 2011년에는 음의 확률을 보이는 것으로 나타났지만, 2014년에는 양의 확률을 보이는 것으로 분석됐다. 비록 조사연도 일부에서 통계적 유의성의 부재, 2006년, 2011년에는 유의미한 회귀분석 결과가 도출되지 않았지만 장기적 관점에서 점차 부의 변화율이 양의 변화율로 전환되면서 범죄건수는 범죄 두려움이 0.12% 증가한 것으로 조사됐다. 이러한 변화는 흉악범죄의 지속적 증가, 범죄 정보 접근의 용이성의 증대로 범죄 두려움이 커진 것으로 풀이된다.

지역구별 인구 천 명당 CCTV 수는 CCTV 수가 10% 많아지면 범죄 두려움이 높음-매우 높음 일 확률이 모든 시점에서 2006년, 2011년, 2014년 각각 약 0.05%, 0.43%, 0.04% 상승하는 것으로 나

〈표 4〉 지역변인에 대한 한계효과(2006년~2014년)

(단위: %)

변인	2006년				2011년				2014년						
	매우 낮음	낮음	보통	높음	매우 높음	매우 낮음	낮음	보통	높음	매우 높음	매우 낮음	낮음	보통	높음	매우 높음
범죄건수	0.06	0.20	0.22	-0.39	-0.09	0.01	0.03	0.02	-0.05	-0.01	-0.01	-0.07	-0.04	0.10	0.02
CCTV	-0.01	-0.02	-0.02	0.04	0.01	-0.05	-0.24	-0.14	0.37	0.06	0.00	-0.02	-0.01	0.03	0.01
외국인비율	-0.02	-0.06	-0.07	0.12	0.03	-0.01	-0.05	-0.03	0.08	0.01	-0.01	-0.10	-0.06	0.13	0.03
이혼율	-0.27	-0.92	-1.06	1.79	0.45	-0.02	-0.08	-0.04	0.12	0.02	-0.02	-0.24	-0.15	0.33	0.08

주) 인구 천 명당 범죄건수의 값이 상당히 작은 연유로 본 한계효과 분석에서는 개별변수에 대해 10% 증가한 경우에 대해서 한계효과를 계산하였음

5) 순서형 로짓모형의 한계효과는 아래의 식으로 도출되었음.

$$\frac{\partial \text{Prob}(y=j)}{\partial x_k} = \frac{\partial}{\partial x_k} [f(\mu_{j-1} - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) - f(\mu_j - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k)] \beta_k$$

타났다. 도출된 한계효과 결과를 보면 CCTV의 범죄 두려움 제거 효과는 미미하며, 오히려 증가하는 것으로 확인됐다. 앞서 밝힌 바와 같이 CCTV의 범죄 두려움 제거 효과의 유무는 여전히 논의의 중이다. 추가 연구로 범죄 예방과 범죄 두려움에 대한 CCTV의 실효성, 나아가 개선 방안 등에 대한 논의가 이루어져야 할 것으로 판단된다.

외국인 비율은 외국인 비율이 10% 상승하면 범죄 두려움이 높음-매우 높음일 확률이 모든 시점에서 각각 약 0.15%포인트, 0.09%포인트, 0.16%포인트 상승하는 것으로 나타났다. 이혼율도 10% 상승 시 범죄 두려움이 높음-매우 높음일 확률이 모든 시점에서 각각 약 2.24%포인트, 0.14%포인트, 0.41%포인트만큼 정(+의 방향으로 변화하는 것으로 분석됐다. 외국인 비율과 이혼율의 증가가 범죄 두려움의 증가에 영향을 미친다는 점을 고려하면, 외국인과 이혼 청소년에 대한 부정적 인식 개선을 위한 방안 마련이 범죄 두려움을 해소할 수 있을 것이다.

VI. 결론

범죄의 지속적인 증가, 특히 강력범죄의 증가는 사회의 불안감을 조성하고 있다. 강력범죄의 증가는 단순히 피해자 개인에게만 영향을 미치지 않고 간접 피해로 확대하여 사회 구성원 모두에게 범죄 피해에 대한 두려움을 전이하고 있다. 따라서 범죄발생을 미연에 예방하는 것뿐 아니라 범죄 두려움을 사전에 해소하는 것은 구성원들의 안정된 사회생활을 영위하는 데 요구되는 항목이다. 이 연구는 기존의 범죄 두려움 연구를 참조하는 동시에 그 한계를 고려하여 범죄 두려움과 개인 특성, 공간 특성, 지역 변인을 종합적으로 활용하여 그 인

과관계를 분석하였다. 분석 자료는 서울 통계의 서울 서베이 2006년, 2011년, 2014년 자료를 활용하였으며, 추가적인 지역변인으로는 경찰청 및 서울통계 자료를 활용하였다. 분석 방법은 종속변수의 특성을 고려하여 순서형 로짓 모형을 적용하였다.

본 연구의 주요 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫 번째로, 개인 특성 변인은 기존에 수행된 연구결과와 대부분 동일하게 도출되었다. 전반적으로 모든 시점에서 낮은 연령, 여성, 기혼이 그렇지 않은 집단보다 범죄 두려움이 높은 것으로 분석되었다. 또한 범죄 두려움 예측 확률을 살펴본 결과, 10대~30대 여성, 10대 남성의 범죄 두려움이 비교적 큰 것으로 확인되어 여성과 청소년의 범죄 두려움 감소를 위한 정책적 대안마련이 지속적으로 고려되어야 하겠다.

두 번째로, 공간·지역 변인은 밤거리 위험도 인식, 지역의 외국인 비율과 이혼율은 범죄 두려움과 정(+의 영향 관계를 보이는 것으로 드러났다. 해당 분석결과에 따르면 밤거리 위험도 인식을 줄이기 위한 가로등 정비, 외진 곳에 대한 가시성 증진 등의 공간계획이 필요하다고 하겠다. 아울러 지역의 무질서, 충돌을 야기하여 범죄 두려움을 높일 수 요인이 있는 외국인과 이혼 가정을 포용하기 위한 정책이 필요하다.

세 번째로, 동남권은 서울 도심의 다른 권역보다 2006년부터 2014년까지 동일하게 범죄 두려움이 높은 것으로 확인됐고, 계수 정도(magnitude)도 비교적 높은 것으로 분석되었다. 전체적으로 서울시의 범죄 두려움을 제거하는 것이 필요하지만, 세부적으로 지역에 따른 범죄 두려움 예방 정책이 차별적으로 추진된다면, 효과적으로 범죄 두려움을 제거할 수 있을 것으로 판단된다.

네 번째로, 지역별 인구 천 명당 CCTV 수는 지역별인 두려움과 정(+)의 상관관계를 보였다. 범죄 두려움 감소에 비록 영향을 미치는 것으로 드러나지 않았지만 분석결과를 바탕으로 CCTV 위치 조정과 인위적 감시성 증대 방안을 검토하여 범죄 두려움을 줄이는 노력이 요구된다.

이 논문은 서울시민의 범죄 두려움에 영향을 미치는 요인을 살펴보고, 시점별로 변화양상도 조망했다. 특히, 미시적 특성과 거시적 특성인 CCTV 수, 외국인 비율 같은 지역변인을 활용해 분석을 수행하였다. 범죄 두려움을 종합적으로 관찰하였다는 점에서 기존의 연구와 차별성을 보이고 있다.

하지만 연구수행 과정상 일부 한계를 지니고 있다. 먼저, 자료 활용의 한계이다. 근착자료인 2015년과 2016년 자료를 활용하였다면 더 최근의 범죄 두려움에 미치는 요인을 규명할 수 있었지만 2014년 이전 자료와 비교했을 때 설문항목이 불일치하여 2015년와 2016년 자료를 활용하지 못하였다. 그다음은 지역변인 활용의 한계이다. 이 연구에서는 범죄율, 외국인 비율, CCTV 수 등 다양한 변인을 활용하였지만, 사회적 자본으로 형성되는 사회통합 관련 변인을 직접적으로 모형 내에서 활용하지 못했다. 지역 내 사회적 자본의 증진이 범죄 두려움을 감소할 개연성이 존재한다는 점에서 추가 연구가 필요하다고 생각된다. 향후 연구에서는 이러한 한계를 보완하여 더 종합적인 연구가 되기를 기대한다.

참고문헌

- 강지현, 2018, "1인 가구의 범죄피해에 관한 연구: 가구 유형별 범죄피해 영향요인의 비교를 중심으로", 「형사정책연구」, 28(2): 287~320.
- 곽대경·이승철, 2010, "CCTV에 대한 인식과 지역적 환경요인이 범죄 두려움에 미치는 영향", 「한국공안행정학회」, 39: 12~46.
- 고준호, 2009, 「범죄와 두려움 공간의 특성」, 박사학위논문, 한국교원대학교.
- 김성언, 2013, "노인의 범죄에 대한 두려움", 「형사정책연구」, 24(1): 393~426.
- 김현중·이성우, 2013, "범죄발생의 공간의존성 변화와 핫스팟 분포, 2001~2010", 「주거환경」, 112: 27~41.
- 노성훈·조준택, 2014, "지역사회의 범죄, 외국인, 무질서가 범죄 두려움에 미치는 영향에 관한 다수준 분석", 「형사정책연구」, 25(4): 445~478.
- 류준혁·정승민, 2011, "지역주민의 범죄 위험 인식 분석에 대한 연구: 구체적 범죄 두려움 결정요인 분석", 「한국위기관리논집」, 7(3): 1~24.
- 박윤환·장현석, 2013, "지역 수준 범죄피해 두려움의 결정요인에 대한 연구: 공식범죄통계, 무질서, 집합적 효율성, 경찰에 대한 신뢰도를 중심으로", 「한국경찰학회보」, 15(6): 59~88.
- 박정선, 2011, "범죄 두려움의 지역적 차이에 대한 연구: 수준 간 상호작용을 중심으로", 「범죄와 비행」, 1: 75~96.
- 박정선·이성식, 2010, "범죄 두려움에 관한 다수준적 접근: 주요 모델들의 검증", 「형사정책연구」, 21(3): 173~202.
- 박종훈·임형백·이성우, 2015, "범죄 두려움에 영향을 미치는 요인에 관한 연구", 「도시행정학보」, 28(4): 193~216.
- 박종훈·임형백·이성우, 2017, "패널모형을 적용한 5대 범죄발생의 결정요인에 관한 연구", 「한국지역개발학회지」, 29(2): 133~160.
- 박현수, 2018, "범죄 두려움에 영향을 미치는 요인의 공간 분석", 「형사정책연구」, 29(2): 91~117.
- 서울인포그래픽스, 2018, 서울인포그래픽스 260호, 서울연구원.
- 성용은·유영재, 2007, "시민의 개인적 특성과 범죄 두려움 관계 분석", 「한국경호경비학회지」, 14: 261~283.
- 강지현, 2018, "1인 가구의 범죄피해에 관한 연구: 가구 유

- 송영남·이승우, 2016, “위험해석모형을 적용한 범죄 두려움의 영향요인 검증”, 『한국경호경비학회지』, 48: 177~206.
- 신의기·박경래·정영오·김걸·박현호·홍경구, 2008, 「범죄 예방을 위한 환경설계의 제도화 방안(I)」, 한국형사정책연구원.
- 양승돈·오봉욱, 2016, “범죄피해에 대한 이타적 두려움: 배우자피해 두려움과 자녀피해 두려움의 비교”, 『한국테러학회보』, 9(3): 52~74.
- 염보아, 2015, “개인특성 및 지역사회 특성에 대한 인식이 범죄의 두려움에 미치는 영향: CCTV 설치 인식 여부의 조절효과를 중심으로”, 『한국정책학회·한국지방정부학회 공동 추계학술대회』, 661~677.
- 오봉욱, 2016, “취약집단의 범죄 두려움에 관한 다수준적 접근: 여성, 장애인, 노인을 대상으로”, 박사학위논문, 카톨릭대학교.
- 윤성빈·김도형·강부성, 2017, “다세대·다가구주택 밀집지역에서 숨은 공간의 범죄불안감에 관한 조사 연구-서울시 노년구 공통 1동을 중심으로”, 『대한건축학회 학술발표대회 논문집』, 37(1): 925~928.
- 이성우·민성희·박지영·윤성도, 2005, 「로봇프로빗모형 응용」, 박영사.
- 이주락, 2008, “가두 방법 CCTV의 범죄예방효과에 관한 연구: 천안·아산지역을 중심으로”, 『현대사회와 행정』, 18(2): 107~132.
- 임창호, 2015, 『현대사회와 범죄』, 법문사.
- 임창호, 2016, “지역사회 무질서, 범죄 두려움, 사회적 유대감 및 CCTV 효과성 인식의 관계”, 『한국공안행정학회』, 64: 219~250.
- 임형진·전용태, 2014, “방범용 CCTV의 범죄유형별 범죄 예방효과 연구”, 『한국범죄학』, 8(2): 75~96.
- 장안식·정혜원·박철현, 2011, “범죄 두려움에 있어서 성과 연령의 상호작용효과- 범죄피해-두려움에 대한 새로운 접근”, 『형사정책연구』, 22(3): 291~326.
- 장안식, 2012, “범죄피해에 대한 대중의 두려움: 개인적 두려움과 대리 두려움의 비교”, 『피해자학 연구』, 20(2): 87~119.
- 정경석·문태현·정재희·허선영, 2009, “GIS와 공간통계기법을 이용한 시·공간적 도시범죄 패턴 및 범죄발생 영향요인 분석”, 『한국지리정보학회지』, 121: 12~25.
- 정진성·강욱, 2013, “도시지역의 사회구조적 특성과 살인범죄와의 인과관계”, 『한국콘텐츠학회논문지』, 133: 152~161.
- 조은경, 2003, “범죄에 대한 두려움에 있어서 남성과 여성의 차이”, 『한국심리학회지: 문화 및 사회문제』, 9(1): 1~21.
- 차훈진, 2007, “여성의 범죄 두려움의 사회심리적 요인에 관한 연구”, 『한국범죄심리연구』, 3(1): 169~197.
- 최영신·강석진·김미선·김일수, 2012, 「외국인 밀집지역의 범죄와 치안실태 연구」, 형사정책연구원 연구총서, 2012(12): 2~301.
- 통계청, 2017, 2017 통계로 보는 여성의 삶. 통계청
- 허선영·문태현, 2011, “도시내 범죄발생과 범죄 두려움 위치의 공간적 차이 분석”, 『한국지리정보학회지』, 14(4): 194~207.
- 형사정책연구원, 2018, 「1인가구 밀집지역의 안전실태와 개선방안」, 형사정책연구원 Issue Paper, 48.
- 홍명기, 2016, “사회적 취약성이 범죄 두려움에 미치는 영향: 무질서의 매개효과를 중심으로”, 『대한범죄학회 학술대회』, 2016(2): 127~149.
- 황성은·강부성·윤성빈, 2017, “다세대 다가구주택 밀집지역의 외부공간과 쓰레기 불법적치로 인한 범죄불안감 조사 연구: 필로티 공간을 포함한 숨은 공간과 사이공간을 중심으로”, 『한국웹테드학회지』, 8(2): 246~272.
- 황의갑, 2009, “도시지역과 읍·면 지역 간 범죄에 대한 두려움의 수준과 영향요인의 차이”, 『형사정책연구』, 21(2): 295~323.
- Baumer, Terry L., 1985, “Testing a general model of fear of crime: data from a national sample”, *Journal of research in crime and delinquency*, 22(3): 239~255.
- Bennett and Flavin, 1994, “Determinants of fear of crime: The effect of cultural setting”, *Justice Quarterly*, 11(3): 357~381.
- Bottoms, A. and Wiles, P., 1992, *Explanations of Crime and Place*. in Evans, D. J., Fyfe, N. R., and

- Herbert, D. T.eds., *Crime Policing and Place*, London: Routledge.
- Bursik, R. and Grasmick, H. G., 1992, "Longitudinal neighborhood profiles in delinquency: The decomposition of change", *Journal of Quantitative Criminology*, 8: 247~263.
- Covington, J. and Taylor, R. B., 1991, "Fear of Crime in Urban Residential Neighborhoods", *The Sociological Quarterly*, 32(2): 231~249.
- Ferraro, K. F., 1995, *Fear of Crime: Interpreting Victimization Risk*, New York, NY: State University of New York Press.
- Fisher, B. S. and Sloan J. J., 2003, "Unraveling the Fear of Victimization among College Women: Is the "Shadow of Sexual Assault Hypothesis" Supported?", *Justice Quarterly*, 20(3): 633~659.
- Garofalo, J., 1979, "Victimization and the Fear of Crime", *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 16(1): 80~97.
- Grill M., Spriggs, A., 2005, *Assessing the Impact of CCTV*, Home Office Research Study, 292., United Kingdom.
- Jeffery, C. R., 1971, *Crime Prevention Through Environmental Design*, SAGE Publications.
- LaGrange, R. L., Ferraro, Kenneth, F., and Supancic, M., 1992, "Perceived risk and fear of crime: Role of social and physical incivilities", *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 29: 311~334.
- Lewis, D. and Salem, G., 1986, *Fear of Crime: Incivilities and the Production of a Social Problem*, New Brunswick, NJ: Transaction Books.
- Madala, G. S., 1983, *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- May, David C. and Dunaway, G. R., 2000, "Predictors of fear of criminal victimization at school among adolescent", *Sociological Spectrum*, vol.20: 149~168.
- Maxfield, M. G., 1987, "Lifestyle and Routine Activity Theories of Crime: Empirical Studies of Victimization, Delinquency, and Offender Decision-making", *Journal of Quantitative Criminology*, 3:275~282.
- Newman, O., 1972, *Defensible Space: Crime Prevention Through Urban Design*, New York: McMillan.
- Pantazis, C., 2000, "Fear of Crime Vulnerability and Poverty", *British Journal of Criminology*, 40: 414~436.
- Sampson, R. J., Raundenbush S., and Earls F., 1997, "Neighborhoods and Violent Crime: a Multilevel Study of collective Efficacy", *Science*, 277: 918~924.
- Shaw, C. R. and Mckay H. D., 1942, *Juvenile Delinquency and Urban Areas*, Chicago: University of Chicago Press.
- Skogan, W., 1990, *Disorder and Decline: Crime and the Spiral of Decay in American Cities*, Berkeley, University of California Press.
- Skogan, W. and M. G. Maxfield., 1981, *Coping with Crime*, Beverly Hills: Sage.
- 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: 489~523.
- Veall, M. R., Zimmermann, K. F., 1996, "Pseudo-R² Measures for Some Common Limited Dependent Variable Models", *Journal of economic surveys*, 10(3): 241~260.
- Villarreal, A. and Silva, B., 2006, "Social Cohesion, criminal victimization and perceived risk of crime in Brazilian neighborhoods", *Social Forces*, 84(3): 1725~1753.
- Wallace, M., Wisener, M., and Collins, K., 2006, *Neighborhood Characteristics and the Distribution of Crime in Ggina, Ottawa*, canadian Centre for Justice Statistics.
- Warr, M. and Staffod, M., 1983, "Fear of Victimization: A Look at the Proximate Causes", *Social Forces*,

61(4): 1033~1043.

Wilson, J. Q. and G. L. Kelling. 1982, "The Police and Neighborhood Safety: Broken Windows", *Atlantic Monthly*, 127: 29~38.

원 고 접 수 일 : 2018년 6월 21일

1차심사완료일 : 2018년 11월 23일

2차심사완료일 : 2018년 12월 11일

최종원고채택일 : 2018년 12월 24일

