

지역사회의 생태학적 변인이 범죄율에 미치는 영향: 성장곡선모형을 이용한 종단적 분석

정진성* / 곽대훈**

국 | 문 | 요 | 약

본 연구는 생태학적 이론에 근거하여 지역사회 구조적 변인과 범죄율 간의 인과관계를 규명함으로써 효과적인 범죄예방 대책을 수립하는데 도움이 되고자 하였다. 이를 위해 경찰청의 지난 5년간(2000-2004) 범죄자료와 통계청의 인구주택총조사 등 여러 인구사회학적 자료들을 이용하여 전국 162개 경찰서 관할구역을 대상으로 성장곡선모형을 구축·분석하였다. 분석결과를 요약하면, 첫째, 최초범죄율(2000년도 범죄율)과 범죄성장률은 지역에 따라 통계적으로 유의미한 격차를 지니는 것으로 나타나 이를 유발하는 사회구조적 요인에 대한 연구가 필요함을 시사했다. 둘째, 1급서 관할 지역인 중·대도시 지역에서는 경제적 불균형을 해소하려는 노력과 아울러 공식적 사회통제의 강화보다는 주민들 간의 자발적 통제 능력, 즉 비공식적 사회통제를 강화시키기 위한 대책이 필요한 것으로 조사되었다. 셋째, 2급서 관할 지역인 소도시 지역에서는 가정의 해체를 막고 결혼 가정을 적극적으로 지원함과 동시에 중·대도시 지역에서와 마찬가지로 비공식적 사회통제를 강화하려는 노력이 필요한 것으로 드러났다. 마지막으로, 3급서 관할 지역인 농어촌 지역에서는 가정을 보호하려는 노력과 아울러 중장기적 대책으로서 급증하는 외국인에 대한 보호와 통제, 경찰관 수 증대 등을 통한 공식적 사회통제의 강화가 효과적인 범죄예방대책이 될 것으로 조사되었다. 범죄 유형별 분석이 이루어지지 않고 약 30%의 표본이 분석에서 제외되는 등의 한계점으로 인해 결과의 해석에 주의를 요했지만, 국내 최초로 행해진 전국 시군구를 대상으로 한 생태학적 연구라는 점에서 본 연구의 의의를 찾을 수 있었다.

❖ 주제어 : 생태학적 관점, 사회구조적 요인, 성장곡선모형

※ 본 연구는 통계청 주관 “제5회 대학원생 논문 대회”(2007)에서 입상한 논문으로 연구자료를 이용할 수 있게 해주신 통계청 관계자 여러 분께 감사의 말씀을 드립니다.

* 경찰대학교 경찰학과 교수

** 美 미시간 주립대학교 형사정책학 박사과정, 텍사스 A&M 국제대학교 형사정책학과 객원조교수

I. 서론

1. 연구목적

대부분의 사회현상처럼 범죄도 지역에 따라 차등적 분포(unequal distribution)를 보인다. 그 이유는 각 지역사회에 살고 있는 개인들의 특성(예, 연령, 성별, 수입, 종교, 학력 등)에서도 찾을 수 있겠지만, 해당 지역의 빈곤, 주거불안, 토지 이용(land use) 등과 같은 구조적 특성도 큰 역할을 한다고 볼 수 있다. 지역사회의 구조적 특성과 범죄율과의 인과관계는 생태학적 관점(ecological perspective)에서 그 이론적 근거를 찾을 수 있는데, 미국·영국 등 서구에서는 경험적으로도 이미 많은 증거가 축적되어왔다(Einstadter & Henry, 2006). 특히, 최근 20여년 동안에는 그 나라들의 공공정책에도 큰 영향을 미쳐왔는데, 기존의 정책이 범죄를 사후 처리하고 범죄자 개인을 처벌 또는 교화함을 목적으로 한 데 반해, 생태학적 접근법을 바탕으로 한 새로운 정책은 지역사회의 빈곤, 주거불안, 가정해체, 인종적 이질성(ethnic heterogeneity), 토지이용 등과 같은 거시적 문제로 초점을 전환하였고 이를 통하여 궁극적으로 범죄를 예방하는데 중점을 두었다.

최근 국내에서도 지역사회의 구조적 특성에 대한 관심이 경제 발전, 시민들의 의식수준 향상, 초·중·고교를 중심으로 한 거주지 분리(residential segregation) 현상의 심화 등과 더불어 배가되고 있는데, 아쉽게도 현재까지 국내에서 행해진 범죄관련 연구들은 범죄의 원인을 개인적 특성에서 찾고자 하는 경향이 강하였고 따라서 정책방향 또한 개인에 대한 처벌이나 교화에 초점을 두고 있는 것이 사실이다. 일부 학자들에 의해서 지역사회의 구조적 범죄 유발요인을 규명하려는 시도들이 이루어져왔지만, 아직까지 체계적인 연구방법을 통한 실증적 연구는 미미한 수준에 불과하다. 예를 들면, 어떤 연구들은 서울을 포함한 대도시 지역 분석에 국한되었고(이승우·조중구, 2006), 다른 몇몇 연구들은 지역적 차이(regional variation)를 간과한 채 국가 전체의 범죄경향에 관한 분석을 시도하였다(기광도, 2003; Joo, 2003; Yoon & Joo, 2005). 이에 본 연구는 국내 전 지역사회를 대상으로 지역사회의 구조적 요인들이 범죄율에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하여 향후 범죄관련 정책에 있어 거시적 접근의 필요성과 방향에

대하여 제안하고자 한다. 특히, 본 연구는 우리나라만의 역사적, 문화적, 사회적 특성으로 인해 지역사회의 구조적 특성과 범죄율 간의 인과관계가 서구에서 행해진 연구결과들과 다를 수 있으며, 또한 국내에서도 지역사회의 규모(인구 기준)에 따라 결과가 다를 수 있다는 생태학적 전제를 논의의 출발점으로 한다.

2. 생태학적 관점과 성장곡선모형

범죄 연구에 있어 생태학적 관점은 범죄의 원인을 인간과 물리적·사회적 환경과의 상호작용 속에서 찾는다. 시카고학과 이전의 초기 생태학자들, 특히 다윈의 진화론에 영향을 받은 유럽의 생물학자들은 다양한 식물군의 발달, 소멸, 생존처럼 인간집단도 제한된 자원을 확보하기 위한 경쟁과 공생을 통해 환경에 적응해 가는데, 자원이 부족하여 경쟁이 심한 경우 범죄 등 사회문제가 발생한다고 주장하였다(Einstadter & Henry, 2006). 이들의 영향을 받은 시카고대학의 사회학자들(예, Park & Burgess, 1925) 20세기 초반 시카고 지역의 도시발달과 차등적 범죄율을 중앙 비즈니스 지역(Central Business District)이 점차 바깥으로 세력을 확장해 가는 과정으로 설명하였는데, 도시 중앙에 인접한 지역인 전환지역(zone of transition)에서 범죄율이 가장 높은 원인을 부족한 자원과 이를 두고 경쟁하는 수많은 인구에서 찾았다. 전환지역에서 점차 바깥으로 나아갈수록 유사한 부류의 사람들이 경쟁보다는 협력, 공생하는 관계가 형성되어 범죄율이 줄어든다고 주장하였다. 한편, 이들의 주장을 보완·발전시킨 Shaw와 McCay(1942)는 지역사회의 열악한 구조적 특성(예, 이질적 인종구성, 낮은 소득, 높은 가정붕괴율, 불안정한 주거, 상업목적 토지이용 등)이 주민들의 자발적 통제력, 즉 비공식적 사회통제(informal social control)를 약화시켜 범죄율이 높아진다고 주장하였는데, 지역사회의 생태학적 특성이 범죄율에 직접적인 영향을 미치기도 하고 아울러 비공식적 사회통제의 약화 또는 사회해체(social disorganization)를 통해 간접적인 영향도 미친다고 설명하였다.

20세기 후반 들어 생태학적 관점은 경제적 여건, 인종구성, 주거 안정성 등 기존의 사회적 구조에 대한 관심에서 더욱 확대되어 도시 디자인, 핫스팟, 무질서 등 물리적 특성이 범죄에 어떠한 영향을 미치는지를 포함하게 되었다. 현대 생태학적 이론들은

크게 네 가지로 분류될 수 있는바, Sampson과 그의 동료들(1997)이 시카고학파의 사회 해체이론을 계승·발전시켜 만든 집합효율성이론,¹⁾ Jeffrey(1971)의 환경설계를 통한 범죄예방(CPTED)과 Newman(1972)의 방어공간이론을 주요내용으로 하는 환경범죄학, 일상활동이론(Cohen & Felson, 1979), 합리적선택이론(Clarke & Cornish, 1985), 그리고 범죄패턴이론(Brantingham & Brantingham, 1993)으로 대표되는 상황이론들, Wilson과 Kelling(1982)의 깨진유리창이론으로 구분될 수 있다. 비록 이러한 이론들이 사회해체, 집합효율성, 지역적 기능성(territorial functionality) 등과 같은 다양한 매개변수와 독립변수에 초점을 맞춘 독자적인 인과 모형을 제시하고 있지만, 범죄율의 차등적 분포, 구조적 요인의 영향, 범죄예방 목적 등과 같은 요소에 관심을 갖고 있다는 측면에서 그 공통점을 찾을 수 있다.

또한, 위 생태학적 이론들은 인간과 환경과의 상호작용은 복잡하고 지속적이며 상호교환적(reciprocal)이라는 전제에서 출발한다(Hodge, 1990). 즉, 지역사회와 범죄는 마치 모든 종류의 생명체처럼 서로 영향을 주고받으며 성장하거나 감소한다고 주장한다. 이러한 관점은 연구의 방법론적 측면, 특히 통계분석에 있어 상당한 주의를 요한다. 다시 말해, 정확한 분석을 위해서 연구자는 지역사회 변인들과 범죄의 인과관계를 설정하기 위한 시간적 순서를 확정하여야 한다. 하지만, 기존의 많은 생태학적 연구들은 관련 자료의 확보가 쉽지 않음을 이유로 시간적 요인을 배제한 채 단순한 횡단적 분석 방법을 통하여 그 결과를 도출하였다(Markowitz et al., 2001). 또한, 소수의 연구에서 시도된 종단적 분석 방법(예: residual change scores) 시간 변화에 따른 지역사회와 범죄의 변화를 정확하게 측정하지 못하고 단순히 변수간의 상관관계에만 초점을 맞추고 있어 지역사회와 범죄의 변화를 측정하기에는 부적합 하였다(Kubrin & Weitzer, 2003; Bursik & Grasmick, 1992).

전술한 문제점을 해결하고 지역사회와 범죄의 역동적인 변화를 측정하기 위해 Kubrin과 Weitzer(2003)는 생애주기이론(life-course theory)의 연구에서 주로 사용되어왔던 위계적선형모형(Hierarchical Linear Model, 이하 HLM)의 한 형태인 성장곡선

1) Sampson과 그의 동료들(1997)의 연구에 따르면 주거 불안정(residential instability), 이민자의 집중(immigrant concentration), 집중된 불이익(concentrated disadvantage) 등의 지역의 구조적 요인은 강력범죄에 정의 관계(positive relationship)를 형성하고 집합효율성(collective efficacy)은 이러한 구조적 요인과 범죄와의 관계를 완화시키는 것으로 보고되었다.

모형(Growth Curve Model)을 그 대안으로 제시하였다. HLM은 통상 연구 자료가 개인 수준(레벨 1)과 지역사회 수준(레벨 2)처럼 위계적 관계를 형성하고 있을 때 사용된다. 즉, 레벨 1의 모수가 레벨 2에서 종속변수로 설정되어 레벨 2의 독립변인들이 미치는 직접효과(direct effect)와 상호작용효과(interaction effect)를 각각 측정, 구분해낼 수 있는 장점이 있다. 성장곡선모형의 위계적 관계는 일반적인 HLM과 형식적으로는 유사하나 개념적 차이가 있는바, 레벨 1은 종속변인의 시간적 변화경향을 모형화(modeling) 하고 레벨 2는 독립변인이 종속변인의 변화경향에 미치는 영향을 모형화한다. 따라서 범죄율과 같은 종단적 경향을 모형화 하고 변수들 간의 시간적 인과관계를 명확하게 분석할 수가 있게 된다. 또한, 성장곡선모형은 기존의 연구모형처럼 시간적으로 절단된 정보(truncated information)를 모형화 하는 것이 아니라 일정시간 내의 가능한 모든 정보를 이용하여 역동적 변화를 측정할 수 있도록 분석모형을 설정할 수 있다(Raudenbush & Bryk, 2002). 따라서 본 연구는 이와 같은 성장곡선모형의 특성을 이용하여 보다 정확하게 우리나라 전체 지역의 구조적 변인과 범죄율 간의 인과관계를 규명해 보고자 한다.

II. 기존문헌 연구

1. 지역사회 구조(Community Structure)와 범죄

전술한바와 같이 지역의 구조적 특성과 범죄와의 인과관계는 생태학적 관점을 근거로 하며, 생태학적 관점은 범죄 현상을 사람과 환경과의 다양하고 지속적이며 상호 교환적인 상호작용 안에서 이해하려 한다. 현대 생태학적 이론들에서 제시하는 지역의 구조적 특성은 경제적 불이익, 가정해체, 주거불안정, 이질적 인종구성 등 사회적 구조와 토지이용, 도시설계 등 물리적 구조 측면으로 구별될 수 있다. 하지만 본 연구는 물리적 특성에 대한 전국적 자료 수집이 어려워 사회적 변인에 국한해서 분석하였는바, 여기에서는 다양한 사회구조적 변인들이 어떻게 범죄에 영향을 미치는 지에 한해서 논의하기로 한다. 아울러 국내에서 행해진 연구가 부족한 관계로 서구에서 수행된 연구

위주로 검토하고자 한다.²⁾

사회적 구조와 범죄에 관한 연구는 1800년대 중반 Guerry(1833)와 Quetelet (1835)의 연구로 거슬러 올라갈 수 있다. 이들은 범죄의 원인이 생물학적 변인에 의해서만 설명되고 있는 당시의 연구들을 비판하며, 사회구조적인 관점에서 보다 거시적인 범죄 연구 방법론으로 범죄를 설명하고자 하였다. 그 결과 범죄율의 차등적 분포를 학계 최초로 논의하였는데, 이들은 그 이유를 계절, 기후, 인구, 가난 등 사회 환경적 여건이 지역에 따라 상이하기 때문이라고 주장하였다. 한편, 뒤르켐이나 시카고학파의 설명에 앞서 Quetelet(1831)는 범죄의 원인을 빠른 사회경제적 변화와 상대적 박탈감의 상승에 있다고 설명하기도 하였다(Einstadter & Henry, 2006).

Sampson의 초기 연구 또한 유사한 결과를 도출하였다. Sampson(1985)은 미국에서 1973-1975 사이 행해진 전국범죄조사(National Crime Survey)³⁾ 자료를 분석한 결과 주거 이동성(residential mobility)과 편모가정(female headed households)이 개인의 범죄피해율(victimization rates)에 정의 영향을 미치는 것으로 보고하였다. 계속된 연구에서 Sampson(1987)은 흑인 거주 지역의 높은 범죄율은 열악한 경제적 사정과 높은 실업률에 기인한다고 주장하였다.

한편, Strak(1987: 906)은 기존의 인간 중심의 설명(kinds-of-people explanations - Cohen, 1966)을 비판하고 “장소 중심의 설명(kinds-of-place explanations)”을 지향해야 한다고 주장하며, 높은 범죄율은 모든 흑인들 사이에 보편적으로 존재하는 것이 아니라 그들이 살고 있는 장소에 의해 결정된다고 설명하였다. 예컨대, 남부지역에 살고 있는 흑인들은 주로 교외나 시골, 즉 범죄에 큰 영향을 미치지 않는 구조적 환경 속에서 살아가기 때문에 범죄율이 높지 않다. 하지만, 북부 지역에 살고 있는 흑인들은 누가 살더라도 범죄를 저지를 수밖에 없는 열악한 도시 환경 속에서 살아가기 때문에 범죄율이 높은 것이라고 주장하였다.

Warner와 Pierce(1993), 그리고 Smith와 동료들(2000) 또한 사회 구조적 요인들이 범죄에 미치는 영향을 연구 발표하였다. 먼저 1980년 보스턴의 60개 지역사회의 911 신고전화를 분석한 결과 Warner와 Pierce는 편모가정비율과 인구밀도를 통제한 상태

2) 물리적 환경과 범죄와의 관계에 대한 연구는 국내에서도 특히 CPTED관련 분야에서 많은 관심을 끌며 최근 활발한 연구활동이 이루어지고 있다.

3) 전국범죄조사는 전국범죄피해자조사(NCVS - National Crime Victimization Survey)의 과거 명칭이다.

에서 빈곤이 주거침입과 폭행에 유의미한 영향을 미치며, 주거 이동성이 낮은 경우에는 빈곤이 강도범죄율에도 정의 영향을 미친다고 결론지었다.⁴⁾ 흥미롭게도 그들의 모형에서 인종적 이질성과 주거 이동성이 범죄율에 미치는 영향은 가난의 정도에 따라 달라지는 상호작용효과(interaction effect)를 발견할 수 있었다. Smith와 동료들은 사회해체 이론과 일상활동이론을 통합한 모형을 구축·검증하고자 시도하였는데, 분석 결과 사회해체, 토지이용, 감시(guardianship)와 같은 다양한 변수들을 통제한 상태에서 지역 사회의 편부·편모 가정 수가 노상강도 발생에 일관되게 긍정적 영향을 미친다고 보고하였다(Hayslett-McCall, 2002).

지역사회의 불이익이 미치는 악영향은 성인범죄뿐만 아니라 청소년비행에 대한 연구에서도 많이 보고되었다. 예들 들어, 최근 발표된 Hay와 그의 동료들의 연구(2006)에 따르면, 거주지역의 빈곤의 정도는 가정환경과 청소년 비행의 관계에 큰 영향을 미치는 것으로 드러났다. 보다 구체적으로 살펴보면, 빈곤의 정도가 1 표준편차 증가할수록 가정환경이 청소년 비행에 미치는 영향이 40% 증가하였는데, 이러한 상호작용효과는 가정에 문제가 있는 청소년이 가난한 지역에 살수록 일탈행위를 할 가능성이 더욱 커짐을 보여준다. 즉, 부유한 지역에 거주하면 가정문제 자체가 청소년 일탈에 직접적인 영향을 미치지 않을 가능성이 커진다고 볼 수 있다. 한편, Elliott와 그의 동료들(1996)은 지역사회의 불이익이 청소년의 발달(예, 친사회적 신념, 전통적 친구, 문제 행동 등)에 미치는 영향이 과연 해당 지역사회의 문화적 특성에 의해 매개되는지를 연구하였다. 분석 결과 열악한 지역사회의 환경은 청소년들의 범죄나 일탈행위에 대해 크게 문제시하지 않는 문화를 만들어내고 따라서 일탈의 비율이 다른 지역사회에 비해서 높음이 보고되었다.

마지막으로, 최근 생태학적 관점과 연구에서 주목받고 있는 구조적 요인은 경찰관의 1인당 담당인구수 또는 법집행 활동 등으로 대표되는 공식적 사회통제(formal social control)이다.⁵⁾ 공식적 사회통제는 본래 처벌의 강화를 통해 잠재적 범죄자의 범의를

4) 이는 후술된 상호작용효과의 한 예로써, 주거 이동성이 낮은 지역에서는 가난이 강도에 영향을 미치지만 주거 이동성이 높은 지역에서는 가난이 강도에 영향을 미치지 않는다고 해석할 수 있다.

5) 공식적 사회통제는 비공식적 사회통제와 반대되는 개념으로서 흔히 매개 변수로 간주되지만 법집행이나 예방활동 등 활동적 측면이 아닌 경찰관 수나 장비 등 형식적 측면이 강조될 경우 본 연구자들은 사회적 구조의 한 형태로 간주해도 무방하리라 생각한다.

억제시킬 수 있다고 주장한 억제이론에서 강조된 변인이었으나, 상황이론과 깨진유리창이론에서 경찰의 적극적 예방활동과 법집행을 강조하면서 다시금 주목받기 시작했다. 특히 집합효율성이론의 한계로서 공식적 사회통제의 부재를 언급한 Kubrin과 Weitzer(2003)는 주민들의 자발적 통제노력이 효과를 거두기 위해서는 경찰 등 공식적 법집행기관의 협력과 도움이 필요하다고 주장하여 최근의 지역사회 연구에 큰 영향을 주었다. 지면의 부족 때문에 공식적 사회통제와 범죄와의 관계에 대한 기존 연구들을 간단히 언급하자면, 현재까지의 연구 결과들은 매우 다양했다고 할 수 있겠다. 즉, 공식적 사회통제의 유형(예, 경찰관수, 신고출동시간, 도보순찰, 핫스팟 경찰활동, 문제지향적 경찰활동, 지역사회 경찰활동 등)이나 지역사회의 특성, 그리고 연구디자인, 표본, 분석방법 등 방법론적 특성에 따라 연구 결과가 다양하였는바, 향후 방법론적으로 보다 엄격한 연구가 더 많이 요구된다 하겠다.

2. 연구가설

이상 지역사회사의 구조적(특히, 사회구조적) 특성이 범죄율의 차등적 분포와 어떠한 관계가 있는지를 이론과 문헌분석을 통해 살펴보았는바, 이에 근거하여 몇 가지 연구가설을 도출해낼 수 있었다.

- 가설 1 : 우선, 생태학적 관점의 기본 전제에 근거하여 “지역에 따라 횡단적(최초범죄율), 종단적(범죄성장율) 범죄율이 상이할 것이다”라는 가설을 세웠다.⁶⁾
- 가설 2 : 기존의 연구결과는 다양했지만 본 연구에서는 보편적으로 받아들여지는 이론적 명제에 근거하여 “사회구조적 변인들이 열악할수록 초기범죄율과 범죄성장률이 증가할 것이다”라고 가정하였다.
- 가설 3 : 모두에서 밝힌 바와 같이 “지역사회의 규모에 따라 사회구조적 변인들과 범죄율과의 관계가 달라질 것이다”라고 예상했다.

이상의 가설들은 서구에서 발달하고 수행된 이론과 연구에 근거하기 때문에 우리나라

6) 본 연구는 2000-2004년도 자료를 분석하였는바, 횡단적 범죄율, 즉 최초범죄율은 2000년도의 지역별 범죄율을 의미하고 종단적 범죄율, 즉 범죄성장률은 2000년도에서 2004년도 사이의 지역별 범죄증감률을 의미한다.

라만의 독특한 특성이 본 연구의 분석결과에 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있었다. 따라서 본 연구자들은 결과에 대한 해석에 있어 우리나라의 사회적, 문화적 특성을 함께 고려하고자 하였다.

III. 연구방법

1. 연구자료 및 분석단위

위 가설을 검증하기 위해 본 연구자들은 다양한 공식 통계자료를 취득한 후 단일자료를 구축하였다. 우선 범죄는 경찰청 자료를 이용하였는데, 당 자료는 경찰서별 최근 5년간(2000년~2004년) 총 범죄건수와 경찰관수, 관할 총인구수 등의 정보를 포함하고 있었다. 사회구조적 변인은 통계청 홈페이지를 통해 취득한 인구주택총조사 2000, 연간 주민등록인구(2003, 통계청), 인구이동통계연보(2003, 통계청) 및 지방자치단체예산개요(2004, 행정자치부) 등의 자료를 이용하였다.

2000년 현재 231개 경찰서가 전국을 관할하고 있는 것으로 조사되었다. 경찰서는 다시 관할 구역의 인구수 또는 지역의 특성에 따라 크게 1급서, 2급서, 3급서로 나뉜다.⁷⁾ <표 1>에서 보이는 바와 같이, 약 52%의 경찰서가 1급서로 분류되어 있고(N=121), 16%의 경찰서가 2급서(N=36) 나머지 32%의 경찰서가 3급서(N=74)로 분류되어 있다.

본 연구의 목적은 지역사회변인들과 범죄율간의 관계를 통계적으로 검증하는데 있다. 따라서 종속변인인 범죄율을 측정할 수 있는 단위인 경찰서가 본 연구의 분석단위로 이용되어야 하는바, 관건은 경찰서 단위의 범죄자료와 시·군·구 단위의 통계청 인구관련 자료와의 매칭(matching)이라 하겠다. 이에 본 연구자들은 범죄자료와 통계

7) 경찰기관의 조직 및 정원관리규칙(경찰청 훈령 제 445호, 2005년 3월 10일 개정)에 따르면, 1급서(대도시형)는 특별시, 광역시, 도청소재지 경찰서, 인구 25만명 이상 시에 소재한 경찰서, 인구 25만명 이상 관할경찰서를 포함하고, 2급서(중소도시형)는 인구 25만명 미만 시에 소재한 경찰서나 인구 15만명 이상 25만명 미만 관할경찰서를 말하며, 3급서(농어촌형)는 인구 15만명 미만 군에 소재한 경찰서를 의미한다.

청 인구관련 자료를 관할구역별로 비교해 보았다. 그 결과 <표 1>과 같이 약 70%(N=162)의 경찰서만이 통계청 자료와 일치하고 69개(29.9%)의 경찰서는 통계청 자료와 일치하지 않는 것으로 조사되었다. 이러한 불일치 현상은 주로 서울, 부산, 대구, 인천, 광주 등의 대도시를 중심으로 발생한 반면(1급서 중 52.9% 불일치), 2급서는 92%, 3급서는 97%의 일치율을 보였다.

<표 1> 일치된 경찰서와 불일치된 경찰서간의 기술통계 비교

구 분	일치된 경찰서 (N=162, 70.10%)					불일치된 경찰서(N=69, 29.9%)				
	N	%	평 균			N	%	평 균		
			범죄율	경찰관수	경찰1인당 담당인구수			범죄율	경찰관수	경찰1인당 담당인구수
전 체	162	70.1	3822.7	277.8**	532.2**	69	29.9	4567.8	488.3**	632.2**
1급서	57	47.1	4216.4	475.7**	699.8**	64	52.9	4645.1	510.3**	643.2**
2급서	33	91.7	3766.5	240.7**	572.8**	3	8.3	3774.4	234.7**	502.3**
3급서	72	97.3	3536.8	138.0**	381.0**	2	2.7	3361.6	165.0**	503.4**

** p < .01 (독립샘플 T 검정)

범죄자료와 다른 연구자료들의 관할구역 불일치로 인해 발생할 수 있는 분석오류, 즉 69개의 경찰서가 표본에서 제외될 경우 발생할 수 있는 표본선택오류(Sample Selection Bias)를 통제하고자 다음과 같은 조치를 취하였다. 먼저, 일치된 경찰관서와 불일치된 경찰관서 간의 범죄율, 경찰관수, 경찰1인당 담당인구수에 대한 평균치 검증 을 실시하였다(<표 1> 참조). 검증 결과 급서별 차이를 살펴보았을 때 3급서의 경찰관 수를 제외하고 일치된 경찰관서와 불일치된 경찰관서 간에 통계적으로 유의미한 차이 점이 존재하지 않는 것으로 나타났다.⁸⁾ 한편, 전체 표본으로 보았을 때는 두 집단 간의 경찰관수와 경찰1인당 담당인구수가 유의미한 차이가 있는 것으로 나타났다. 이러한 두 집단 간의 유의미한 차이는 표본선택오류의 문제점을 야기할 수 있기 때문에 이를 해결하기 위해 본 연구모형에 위험률(hazard rate)이 계산·반영되었다(Berk, 1983; Heckman, 1979). 즉, 일치 또는 불일치를 하나의 이분변수(dichotomous variable)로

8) 경찰관수는 본 연구에서 경찰1인당 담당인구를 계산하기 위해 사용된 변수로서 직접 통제된 변수가 아니기 때문에 문제가 없었다.

처리하고 프로빗(probit) 혹은 로지스틱(logistic) 회귀분석으로 불일치한 집단에 대한 예측된 확률치를 계산하여 이를 다시 원래의 모형에 통제변수와 같이 사용하는 방법을 이용했다(Berk, 1983 참조).

결과적으로, 불일치된 경찰서를 제외한 총 162개 경찰서가 본 연구의 분석 단위 (unit of analysis)로 사용되었고 표본선택오류를 해결하기 위해 위험률이 계산·반영되었다. 다음으로 위 연구자료들을 이용하여 범죄율을 비롯한 다양한 사회구조적 변인들을 체계적으로 측정하였다.

2. 변수의 측정

가. 종속변수: 범죄율

본 연구의 종속변수는 인구 10만 명당 전체 범죄건수이다. 즉, 각 경찰서의 연도별 총 범죄 건수를 인구수로 나눈 후 10만을 곱한 수치를 사용하였다. 정확한 통계분석을 위하여 종속변수의 정규성(normality)을 확인한 결과 그 분포가 비대칭(skewed)을 형성하는 것으로 나타났다(<표 3> 참조). 이를 해결하기 위하여 종속변수에 대한 대수변형(logarithmic transformation)을 실시하고 이렇게 변형된 수치를 종속변수로 사용하였다.

나. 경제적 불이익 (Economic disadvantage)

경제적 불이익을 측정하기 위해 자동차 보유율, 대학교육률, 휴대장비 보유율, 개인 컴퓨터 보급률, 지역정부의 재정 자기의존도 등 다섯 가지의 하위 지표(indicators)를 이용하였는데,⁹⁾ 자세한 측정과정은 다음과 같다. 우선 하위 지표들은 경제적 혜택을 나타내는 지표이므로 각각의 측정값을 100에서 차감하여 경제적 불이익 값을 대표할

9) 자동차보유율=(가구소유가구수/총가구수)*100, 대학교육율=(대학졸업자수/6세 이상 총인구수)*100, 휴대장비보유율=(휴대장비보유자수/5세 이상 총인구수)*100, 개인PC보급율=(개인PC보유가구수/총가구수)*100, 이상의 지표들은 인구주택총조사 2000에서 추출되었다. 마지막으로 지역정부의 재정 자기의존도는 지방자치단체예산개요(2004)의 정보를 바탕으로 (재정수입/재정지출)*100와 같이 계산되었다.

수 있도록 각 항목을 조작화 하였다. 그런 다음 경제적 불이익을 대표할 수 있는 공통된 요인을 추출하기 위해 요인분석을 실시하였다.¹⁰⁾ <표 2>는 요인적재량을 포함한 요인 분석 결과를 보여주고 있다. 모든 하위 지표들이 하나의 요인에 대하여 높은 요인적재량을 보이는 것을 알 수 있는데, 이 결과는 경제적 불이익이 대표적인 하나의 변인으로 사용될 수 있음을 잘 보여주고 있다.

<표 2> 경제적 불이익과 주거 불안정의 요인적재량

	요인적재량
경제적 불이익	
자동차 보유율	.80
대학 교육률	.90
휴대장비 보유율	.96
개인컴퓨터 보급율	1.00
지역정부의 재정 자의존도	.83
주거 불안정	
세입자 비율	.78
유동 인구수	.78

다. 주거 불안정 (Residential instability)

주거 불안정을 측정하기 위해 세입자 비율과 유동 인구수 등 두 가지 하위 지표를 이용하였다.¹¹⁾ 경제적 불이익의 경우와 마찬가지로 요인분석을 실시하여 두 가지 지표가 하나의 요인을 잘 설명하는지를 분석한 결과 <표 2>에 나타나 있듯, 주거 불안정이 하나의 대표 요인으로 사용될 수 있음을 알 수 있었다.

10) 경제적 불이익과 주거 불안정을 측정하기 위한 요인분석은 Sampson과 그의 동료들(1999)의 연구 방법에 따랐는데, 독립변수 간 높은 상관성으로 인해 발생할 수 있는 다중공선성(multicollinearity) 문제를 해결하고자 하는 목적도 있다.

11) 세입자 비율=(세입자수/총가구수)*100 (인구주택총조사 2000), 유동 인구수=전입자수-전출자수 (인구이동통계연보 2003).

라. 인종적 이질성 (Ethnic heterogeneity)

인종적 이질성은 통계청의 연간 주민등록인구(2003) 자료를 이용하여 해당지역에 거주하는 전체인구 대비 외국인 비율로 측정되었다.

마. 가정해체 (Family disruption)

가정해체 정도를 측정하기 위하여 인구이동통계연보(2003)의 이혼율을 대리변수(proxy variable)로 사용하였다.¹²⁾

바. 공식적 사회통제 (Formal social control)

공식적 사회통제는 경찰청에서 제공한 경찰서별 경찰관수와 관할구역의 총인구수를 바탕으로 경찰1인당 담당인구수(police-population ratio)로 측정되었다.

3. 분석기법: 성장곡선모형(Growth Curve Model)

앞서 소개한대로 성장곡선모형은 종속변수의 종단적 추세(temporal trend), 즉 범죄율의 시간적 변화경향을 임의변수로 간주하여 레벨 2의 사회구조적 변인들이 미치는 영향을 모형화 할 수 있다. 이해를 돕기 위해 여기에서는 이차(Quadratic)성장곡선모형이 어떠한 형태를 띠고 또한 여러 모수들이 각각 어떠한 통계적 의미를 지니는 지 알아보기로 하겠다. 범죄 추세가 곡선의 이차형태, 즉 지수적 변화(exponential change)를 보일 경우 레벨 1의 모형은 수식(1)과 같이 정의될 수 있다.

$$\text{레벨 1 : } Y_{ti} = \pi_{0i} + \pi_{1i}(\text{Year}) + \pi_{2i}(\text{Year})^2 + e_{ti} \quad (1)$$

위 수식에서 Y_{ti} 는 해당 연구지역의 대수 변형된 범죄율을 나타내는바, 범죄율의 종단적 변화는 $\pi_{0i} \sim \pi_{2i}$ 등의 모수를 통하여 설명된다. 여기에서 π_{0i} 는 최초범죄율(initial status in 2000), 즉 2000년도의 범죄율을 나타내며, π_{1i} 는 순간성장률

12) 이혼율=(이혼자수/총인구수)*1000.

(instantaneous growth rate in 2000), 즉 2000년도에서 2001년도 사이의 범죄 성장율을 의미한다. 마지막으로 π_{2i} 는 가속율 (acceleration rate for entire years), 즉 2001년도에서 2004년도까지의 가속성장율을 보여준다.¹³⁾ 따라서 첫 번째 연구가설 중 횡단적 범죄율에 대한 부분은 π_{0i} 의 분산 통계량을 통하여 검증될 수 있으며 종단적 범죄율에 대한 부분은 π_{1i} 와 π_{2i} 의 분산 통계량을 통해 검증될 수 있다.

레벨 1모형에서 모수들의 분산통계량이 통계적으로 유의할 경우 아래 수식(2)와 같이 각각의 모수를 사회구조적 변인들을 이용하여 모형화 함으로써 통제 변인들이 최초 범죄율, 순간성장률, 가속율에 각각 어떠한 영향을 미치는 지 살펴볼 수 있다. 지면관계상 각 모수에 대한 모형에서 여러 추정 계수들이 의미하는 바를 간단하게 소개하면 다음과 같다.

레벨 2 :

$$\pi_{0i} = \beta_{00} + \beta_{01}ED_i + \beta_{02}RI_i + \beta_{03}PF_i + \beta_{04}DR_i + \beta_{05}PP_i + \gamma_{0i}^{14)} \quad (2)$$

β_{00} = 대수변환 된 2000년도 전국 평균 범죄율

$\beta_{01} \sim \beta_{05}$ = 다른 변수들을 통제한 상태에서 각각의 변수들이 최초범죄율에 미치는 영향

$$\pi_{1i} = \beta_{10} + \beta_{11}ED_i + \beta_{12}RI_i + \beta_{13}PF_i + \beta_{14}DR_i + \beta_{15}PP_i + \gamma_{1i}$$

β_{10} = 2000년도 평균 순간범죄성장률 (instantaneous growth rate)

$\beta_{11} \sim \beta_{15}$ = 다른 변수들을 통제한 상태에서 각각의 변수들이 순간범죄성장율에 미치는 영향

$$\pi_{2i} = \beta_{20} + \beta_{21}ED_i + \beta_{22}RI_i + \beta_{23}PF_i + \beta_{24}DR_i + \beta_{25}PP_i + \gamma_{2i}$$

β_{20} = 평균 범죄성장가속율 (acceleration growth rate)

$\beta_{21} \sim \beta_{25}$ = 다른 변수들을 통제한 상태에서 각각의 변수들이 범죄성장가속율에 미치는 영향

13) 선형모형(linear)에서는 가속율을 나타내는 모수인 π_{2i} 가 필요 없고, 삼차모형(cubic)에서는 성장곡선의 방향 변화(directional change)를 나타내는 모수 π_{3i} 가 추가된다.

14) ED = 경제적 불이익, RI = 주거 불안정, PF = 외국인 비율, DR = 이혼율, PP = 경찰1인당 담당인구 - 인종적 이질성, 가정해체, 또는 공식적 사회통제라는 추상적 개념보다는 구체적 변수의 명칭을 사용하여 연구결과를 해석함에 있어 혼란을 피하고자 하였다.

따라서, 두 번째 연구가설은 $\beta_{01} \sim \beta_{05}$ (최초범죄율), $\beta_{11} \sim \beta_{15}$ (범죄순간성장률), $\beta_{21} \sim \beta_{25}$ (범죄성장가속율)을 통하여 검증된다(Raudenbush & Bryk, 2002). 하지만, 지금까지의 예시는 연구모형이 이차성장모형이라는 가정 하에 제시된 것이다. 즉, 연구 자료의 특성에 따라 적절한 모형이 선형, 이차, 혹은 삼차의 형태를 띌 수가 있음을 유의해야 한다. 모형의 결정은 일반적으로 다변량 우도비 검정(multivariate likelihood-ratio test)을 통해 이루어지는데, 본 연구에서의 자세한 모형 결정과정은 다음 장에서 다루기로 한다. 마지막으로, 세 번째 연구가설은 연구모형을 급서별 자료에 각각 적용하여 검증하는 방법을 취하였다.

IV. 분석결과

1. 연구자료의 일반적 특성

<표 3>은 본 연구에 사용된 162개 경찰서 관할지역의 기술적 통계를 보여주고 있다. 전국 평균 범죄율은 인구 10만 명당 3822.71건으로 그 범위는 최소 2250건에서 최대 9351건인 것으로 밝혀졌다. 경제적 불이익과 주거 불안정은 요인분석을 통해 산출된 요인점수로 평균치는 0 표준편차는 1이었다. 평균 외국인 비율은 1%미만인 것으로 조사되었으며 최대 외국인 비율도 4%가 넘지 않는 것으로 드러났다. 평균 이혼율은 인구

<표 3> 연구자료의 일반적 특성

구 분	평 균	표준편차	최소값	최대값	왜 도
범죄율	3822.71	1099.71	2250.49	9350.88	2.55
범죄율(Logged)	8.25	.24	7.72	9.14	1.10
경제적 불이익	.00	1.00	-2.80	1.66	
주거 불안정	.00	1.00	-1.31	3.46	
외국인 비율	.47	.48	.05	3.76	
이혼율	3.00	.83	1.40	4.90	
경찰1인당 담당인구수	532.25	218.86	160.40	1173.76	

1,000명당 3명으로 밝혀졌으며 지역에 따라 최고 이혼율은 인구 1,000명 당 약 5명인 것으로 조사되었다. 마지막으로, 경찰1인당 담당인구수는 최소 160명에서 최대 1,173명, 평균은 532명으로 조사되었다.

2. 이변량 상관관계(Bivariate correlations)

성장곡선모형을 구축하기에 앞서 변수들 간의 상관관계에 대해 살펴보았다. <표 4>에 나타나 있듯, 모든 사회구조적 변인들은 통계적으로 유의미한 상관관계를 형성하는 것으로 조사되었다. 하지만, 경제적 불이익은 다른 구조적 변인들과 부의 상관관계(negative correlations)를 형성하는 것으로 밝혀졌는데, 이는 일반적인 서구의 연구들에 반하는 결과로서 이에 대한 부연 설명이 필요하다. 상충적 결과의 이유는 바로 분석단위의 차이에서 찾을 수 있다. 즉, 기존의 서구에서 행해진 연구에서는 주로 도시 내 센서스 단위(센서스 트랙, 블록그룹, 블록 등¹⁵⁾)를 분석단위로 이용하였는바, 도시 내에서는 경제적으로 열악한 지역에서 주거 불안정, 인종적 이질성, 높은 이혼율, 높은 범죄율 등을 보이는 것이 일반적이다. 하지만, 본 연구와 같이 시·군·구 등 기초자치단체 관할 구역 전체를 분석단위로 할 경우 대체로 중·대도시지역이 소도시나 농어촌지역보다 경제적으로는 부유한 반면 주거 이동이 빈번하고 다양한 인종이 모여 살며 가정해체 비율도 높고 또한 범죄율도 높은 경향이 있어 부의 상관관계를 보일 수 있는 것이다.¹⁶⁾¹⁷⁾ 이러한 현상은 특히 한국적 특성을 고려해 보면, 더욱 수긍이 간다고 하겠다.

한편, 경제적 불이익과 주거 불안정($r=-.74$), 이혼율($r=-.69$), 경찰1인당 담당인구수($r=-.79$)는 높은 부의 상관관계를 형성하는 것으로 나타났다. 높은 피어슨 상관계수는 독립변수들 간의 다중공선성 문제를 의심해 볼 수 있는 하나의 근거가 된다. 하지만, 해당 변수들은 이론적으로 중요하고 경험적으로도 이미 검증이 된 변수들로서 본 연구

15) 일반적으로 미국의 경우 4개의 센서스 블록이 하나의 블록그룹이 되고 4개의 블록그룹이 하나의 센서스 트랙이 된다.

16) 이처럼, 분석단위에 따라 결과가 달라지는 현상을 Modifiable Areal Unit Problem (MAUP) 이라 한다(Bailey & Gatrell, 1995).

17) 본 연구에서는 경찰기관의 조직 및 정원관리규칙에 나와 있는 급서 분류 기준에 따라 1급서 관할지역은 중·대도시, 2급서 관할지역은 소도시, 3급서 관할 지역은 농어촌지역이라 칭하고자 한다.

의 모형에서 제외하지 않았다. 아울러 다양한 다중공선성 진단방법들을 이용하여 좀 더 체계적인 분석을 시행한 결과, 추정된 계수에 영향을 줄 정도로 그 문제가 심각하지 않아서 모든 변수들을 연구모형에 포함시켰다.¹⁸⁾

<표 4> 변수들 간 상관관계

구 분	1	2	3	4	5	6
1. 경제적 불이익	1.00**					
2. 주거 불안정	-.74**	1.00**				
3. 외국인 비율	-.25**	.26**	1.00**			
4. 이혼율	-.69**	.59**	.32**	1.00**		
5. 경찰1인당 담당인구수	-.79**	.65**	.24**	.56**	1.00**	
6. 범죄율(Logged)	-.20**	.15**	.18**	.39**	-.08**	1.00**

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

마지막으로 지역사회의 구조적 변인들과 범죄율과의 상관관계를 살펴본 결과, 이혼율과 외국인 비율은 범죄율과 정의 상관관계(positive correlations)를 형성하는 것으로 나타났다. 즉, 이혼율과 외국인 비율이 높을수록 범죄율이 높은 것을 알 수 있었다. 특히, 이혼율은 가정환경이 범죄에 큰 영향을 미치는 것을 보여주는 단편적 예가 될 것이다. 그러나 경제적 불이익은 예상과 달리 범죄와 부의 관계에 있는 것으로 밝혀졌다($r=-.20$). 전술한 바와 같이 이는 경제적 불이익이 높은 소도시나 농어촌지역일수록 대도시에 비해 범죄율이 낮기 때문인 것으로 보인다. 비록 통계적으로 유의미하진 않았지만, 주거 불안정은 예상한 대로 범죄율과 정의 관계($r=.15$)를 보여주었고, 경찰1인당 담당인구수는 예상과 달리 부의 관계($r=-.08$)를 보여주었다.

18) 다중공선성은 표준오차(standard errors)를 증가시키고 신뢰도가 매우 떨어지는 계수를 도출한다. 높은 상관관계 ($-.7$ 또는 $.7$ 이상일 경우)는 독립변수들 간의 다중공선성을 의심케 한다. 하지만, 다중공선성은 단순한 이변량적 관계에서만 발생하는 것이 아니라 두 개 이상의 독립변수가 선형결합(linear combination)해서 발생할 수도 있기 때문에 보다 정확한 진단법이 필요하다. 이에 본 연구에서는 다중공선성을 진단하기 위해 공차(tolerance), 분산팽창인수(variance inflation factor, VIF), 조건수 검증(condition number test)을 실시하였다. 자세한 결과는 <부록>에 나와 있다.

3. 적절한 모형의 선택 - 선형, 이차, 또는 삼차?

성장곡선모형 구축의 첫 번째 단계는 종속변수가 어떠한 성장 추세를 보이는지를 확인하는 것이다(Raudenbush & Bryk, 2002). 이를 위해 먼저 선형, 이차, 삼차모형의 무조건(unconditional) 모형을 비교해보았다.

<표 5-1> 선형 무조건 모형

고정효과 (Fixed Effect)	Coefficient	SE	
최초범죄율(평균), β_{00}	8.194**	.020	
평균성장률, β_{10}	.009**	.004	
임의효과 (Random Effect)	Variance Component	DF	χ^2
최초범죄율, γ_{0j}	.058**	161	1666.68
성장률, γ_{1j}	.002**	161	421.42
Level-1 error, e_{ij}	.010**		
추정계수의 신뢰도 (Reliability of Coefficient Estimate)			
최초범죄율, π_{0j}	.903**		
성장률, π_{1j}	.618**		

** p < .01 * p < .05

<표 5-1>은 선형모형의 분석결과를 보여주고 있다. 최초범죄율(β_{00})과 범죄성장률(β_{10})이 통계적으로 유의미한 것으로 확인되었는데, 이는 두 모수가 성장추세를 설명하는데 반드시 필요함을 보여주는 것이었다. 아울러 최초범죄율과 범죄성장률의 분산통계량이 유의미했고 추정계수의 신뢰도 또한 비교적 높았으나, 이는 최초범죄율과 범죄성장률이 지역별로 차이가 있으며 따라서 사회구조적 변인들을 모형에 포함하여 이들 변인들이 어떻게 범죄율과 범죄성장률에 영향을 미치는 지 살펴볼 필요가 있음을 말해주는 결과였다.¹⁹⁾

<표 5-2>는 이차범죄성장모형에 관한 결과이다. 최초범죄율은 선형모형과 같이 통계

19) 사회구조적 변인들이 최초범죄율과 범죄성장률에 미치는 영향은 조건모형에서 설명된다.

적으로 유의미했지만 순간성장률(β_{10})과 가속율(β_{20})은 유의미 하지 않았다. 이는 순간성장률과 가속율이 범죄추세를 설명하는데 불필요한 모수라는 것을 보여주었다. 하지만, 모든 모수들의 분산통계량은 유의미했고 신뢰도 또한 비교적 높은 것으로 나타나 지역별로 유의미한 차이가 있음을 보여주었다.

<표 5-2> 이차 무조건 모형

고정효과 (Fixed Effect)	Coefficient	SE	
최초범죄율(평균), β_{00}	8.194**	.020	
순간성장률, β_{10}	.008**	.010	
가속율, β_{20}	.000**	.003	
임의효과(Random Effect)	Variance Component	DF	χ^2
최초범죄율, γ_{0j}	.058**	161	1701.13
순간성장률, γ_{1j}	.009**	161	336.52
가속율, γ_{2j}	.001**	161	401.72
Level-1 error, e_{ij}	.007**		
추정계수의 신뢰도 (Reliability of Coefficient Estimate)			
최초범죄율, π_{0j}	.905**		
성장률, π_{1j}	.522**		
가속율, π_{2j}	.599**		

** p < .01 * p < .05

마지막으로, <표 5-3>은 삼차범죄성장모형에 관한 결과이다. 이 모형에서는 최초범죄율(β_{00}), 순간성장률(β_{10}), 가속율(β_{20}), 역가속율(β_{30}) 모두 통계적으로 유의미했다. 하지만, 최초범죄율을 제외한 모든 모수들의 분산통계량이 유의미하지 않았고 신뢰도 또한 낮아 지역별 차이가 크지 않음을 보여주었다.

세 모형의 결과를 비교해본바, 모든 모수들의 추정계수와 분산통계량이 통계적으로 유의미하고 신뢰도도 비교적 높은 선형모형이 본 연구의 자료 분석에 가장 적합한 모형인 것으로 보여졌다. 하지만 보다 정확한 모형 간 비교 및 선택을 위해 다변량 우도비검정을 실시하였다. 그 결과는 <표 6>에 나와 있다.

<표 5-3> 삼차 무조건 모형

고정효과 (Fixed Effect)	Coefficient	SE
최초범죄율(평균), β_{00}	8.188**	.020
순간성장률, β_{10}	.055**	.017
가속율, β_{20}	-.033**	.010
역가속율, β_{30}	.005**	.002

임의효과(Random Effect)	Variance Component	DF	χ^2
최초범죄율, γ_{0j}	.059**	161	1632.08
순간성장률, γ_{1j}	.005**	161	174.74
가속율, γ_{2j}	.001**	161	158.87
역가속율, γ_{3j}	.000**	161	159.34
Level-1 error, e_{ij}	.006**		

추정계수의 신뢰도 (Reliability of Coefficient Estimate)	
최초범죄율, π_{0j}	.901**
성장률, π_{1j}	.116**
가속율, π_{2j}	.036**
역가속율, π_{3j}	.038**

** p <.01 * p <.05

<표 6> 편차통계량(Deviance Statistics) 검증

모 형	모수의 수	편 차
선 형 모 형	6	-715.79
이 차 모 형	10	-779.54
삼 차 모 형	15	-793.48

선형모형과 이차모형 간 편차통계량의 차이는 63.75였다. 이를 자유도(degrees of freedom)가 4인 카이제곱(χ^2) 가치와 비교해보았을 때 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 한편, 이차모형과 삼차선형모형의 편차통계량 차이는 13.94였는데, 이 또한

자유도가 5인 카이제곱 가치와 비교해보았을 때 통계적으로 유의미한 것으로 조사되었다.²⁰⁾

지금까지의 분석 결과를 요약하면, 다변량 우도비 검정 결과는 이차모형이나 삼차모형이 선형모형보다 연구자료에 더 적합한 것으로 나타났다. 하지만 편차통계량의 차이가 크지 않았고, 또한 선행 분석 결과 이차모형과 삼차모형의 추정계수, 분산통계량, 신뢰도 등이 통계적으로 선형모형보다 우수하지 않았다. 따라서 선형범죄성장모형을 본 연구의 분석모형으로 채택하였는데, 이는 절약성의 원리(principle of parsimony)에도 부합되는 결정이었다.

4. 무조건 모형

이상의 논의에서 선형모형이 본 연구자료에 가장 적합한 것으로 드러났는바, 해당 모형을 이용한 가설 검증을 세 단계로 나누어 실시하였다. 먼저 첫 번째 가설을 검증하기 위하여 아래 수식 (3), (4)와 같은 무조건 모형을 구축하고 분석하였다. 그 결과는 기 논의한 <표 5-1>에 나타나 있는바, 한 가지 주의할 점은 레벨 1의 절편 계수가 2000년도의 범죄율을 나타낼 수 있도록 범죄율을 2000년 기준으로 중심화(centering) 한 것이다(Raudenbush & Bryk, 2002).

$$\text{레벨 1: } Y_{ti} = \pi_{0i} + \pi_{1i}(Year - 2000) + e_{ti} \quad (3)$$

$$\text{레벨 2: } \pi_{0i} = \beta_{00} + \gamma_{0i} \quad (4)$$

$$\pi_{1i} = \beta_{10} + \gamma_{1i}$$

<표 5-1>이 보여주듯, 162개 경찰서 관할지역의 2000년도 평균범죄율은 8.194였다. 이를 지수변환을 통해 환산해 보면 인구 10만 명당 3619.17건이었다. 한편, 2000 - 2004년 사이 평균범죄성장률은 .009로 지수변환하면 연간 인구 10만 명당 1.01건의 범죄가 증가되는 것으로 드러났다. 최초범죄율과 범죄성장률은 전술한 바와 같이 그

20) 카이제곱 분포에서 유의수준 .05에서의 임계값(critical value)은 자유도 4일 때 9.488, 5일 때 11.070이다.

분산통계량이 통계적으로 유의미하여 지역마다 상이한 것으로 조사된바, 이는 첫 번째 연구가설을 뒷받침해주는 결과였다.²¹⁾

5. 조건부 모형 (Intercepts-and Slopes as-Outcomes Model)

무조건 모형에서 밝혀진 것처럼 최초범죄율과 범죄성장률은 지역마다 상이했는데, 그 이유를 찾기 위해 다섯 가지의 사회구조적 변인을 무조건 모형의 레벨 2 수식에 포함시켜 아래와 같은 조건부 모형을 구축하였다. 즉, 무조건 모형의 절편과 기울기인 최초범죄율과 범죄성장률의 지역적 차이를 다섯 가지의 구조적 변인을 이용하여 분석함으로써 본 연구의 두 번째 가설을 검증하고자 했다. 분석 결과는 <표 7>에 나와 있다.

$$\text{레벨 1:} \quad Y_{ti} = \pi_{0i} + \pi_{1i}(Year - 2000) + e_{ti} \quad (5)$$

레벨 2:

$$\pi_{0i} = \beta_{00} + \beta_{01}ED_i + \beta_{02}RI_i + \beta_{03}PF_i + \beta_{04}DR_i + \beta_{05}PP_i + \gamma_{0i} \quad (6)$$

$$\pi_{1i} = \beta_{10} + \beta_{11}ED_i + \beta_{12}RI_i + \beta_{13}PF_i + \beta_{14}DR_i + \beta_{15}PP_i + \gamma_{1i}$$

조건부 모형의 분석 결과를 논의하기에 앞서, 전술한 바와 같이 표본에서 제외된 62개 지역으로 인해 발생할 수 있는 표본선택오류의 문제를 해결하기 위해 위험률 변수를 포함한 위험률 모형을 구축하고 이를 일반 모형과 비교해보았다. 그 결과, 경제적 불이익이 최초범죄율에 미치는 영향을 제외하고 다른 계수들의 크기와 방향, 통계적 유의성에서 두 모형 간 큰 차이점을 발견하지 못했다. 아울러 위험률 계수도 통계적으로 유의미하지 않았으며 다변량 우도비 검정을 실시한 결과 편차통계량의 차이(1.137)도 유의미하지 않았다. 따라서 절약성의 원칙에 따라 일반모형을 최종모형으로 선택하

21) 최초범죄율과 범죄성장률이 모두 통계적으로 유의미하고 추정계수의 신뢰도 또한 높은 수치를 나타내고 있으므로 위 무조건 모형과 아래 조건부(conditional) 모형에서 두 모수를 고정(fixed)하지 않고 임의적(randomly)으로 변할 수 있도록 하였다. <표 5-1>에는 나타나 있지 않지만, 최초범죄율과 성장률간의 추정된 상관계수는 -.21이었는데, 이는 범죄율이 높은 연구지역은 범죄율이 낮은 지역보다 상대적으로 성장률이 둔하다는 것을 의미하였다. 그러나 추정된 상관계수는 기준시점에 따라 다른 특성을 지니기 때문에 해석에 주의를 요한다(Raudenbush & Bryk, 2002).

였고 계속된 논의도 최종모형의 결과를 토대로 이루어진다.

<표 6> 조건부 모형

고정효과 (Fixed Effect)	일반 모형		위험률 모형	
	Coefficient	t ratio	Coefficient	t ratio
최초범죄율(Intercept)				
기준(Base)	8.190**	76.543	8.282**	59.409
경제적 불이익	-.083**	-2.518	-.059**	-1.475
주거 불안정	-.007**	-.268	-.009**	-.354
외국인 비율	.000**	.004	.002**	.066
이혼율	.157**	5.577	.149**	5.140
경찰1인당 담당인구수	-.001**	-7.067	-.001**	-6.227
위험률			-.123**	-1.038
성장률(Slope)				
기준(Base)	-.014**	-.551	-.018**	-.551
경제적 불이익	-.004**	-.457	-.005**	-.489
주거 불안정	.003**	.491	.003**	.505
외국인 비율	.022**	2.662	.022**	2.637
이혼율	-.008**	-1.297	-.008**	-1.201
경찰1인당 담당인구수	.000**	2.423	.000**	2.183
위험률			.006**	.202

** p < .01 * p < .05

최초범죄율에 유의미한 영향을 미치는 사회구조적 변수들은 경제적 불이익, 이혼율, 경찰1인당 담당인구수였고 성장률에 영향을 미치는 변수들은 외국인 비율과 경찰1인당 담당인구수였다. 우선, 이변량 상관관계의 결과와 마찬가지로 경제적 불이익은 최초범죄율에 부의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 경제적으로 열악한 지역사회일수록 낮은 범죄율을 보이는 것으로 드러났는데, 이는 전술한 바와 같이 분석 단위의 특성상 소도시나 농어촌지역이 중·대도시에 비해 경제적으로는 열악하지만 범죄율은 낮은 현실을 잘 반영하는 결과로 볼 수 있었다.

문헌분석에서 예상되고 이변량 상관관계에서 암시된 것처럼 이혼율은 최초범죄율에

정의 영향을 미치는 것으로 조사되었다. 다른 구조적 변인들을 통제한 상태에서 해당지역의 이혼자수가 1000명당 1명 증가할수록 전체범죄는 10만 명당 1.17건 증가하는 것으로 분석되었다.²²⁾ 이혼율이 최초범죄율에 미치는 정의 영향은 그 정도가 다른 변수들에 비해 가장 커 전통적 가치와 문화를 중시하는 우리나라에서 이혼, 즉 가정의 해체가 미치는 부정적 영향이 얼마나 큰지를 알 수 있었다.

한편, 경찰1인당 담당인구수는 최초범죄율에는 부의 영향을 미치고 성장률에는 정의 영향을 미쳤다. 경찰1인당 담당인구수가 작을수록 공식적 사회통제가 높다고 볼 때, 최초범죄율에 미친 부의 영향은 예상과 어긋나는 결과였다.²³⁾ 즉, 공식적 사회통제가 높다고 해서 반드시 범죄율이 낮은 것은 아니었는바, 이는 반대로 주민들 간의 자발적 감시와 통제, 즉 비공식적 사회통제의 중요성을 반증해주는 결과로 볼 수 있었다. 하지만, 성장률에 미치는 정의 영향을 볼 때 공식적 사회통제가 약한 지역일수록 단면적 범죄율은 낮을 수 있지만 종적 증가율은 높기 때문에 비공식적 사회통제와 더불어 공식적 사회통제를 강화하려는 노력도 필요함을 보여준 결과였다.

마지막으로, 범죄성장률에 가장 큰 정의 영향을 미치는 변수는 외국인 비율이었다. 해당지역의 외국인 비율이 증가할수록 단면적 범죄율에는 영향을 미치지 않지만 범죄성장률은 타 지역에 비해 아주 높아 외국인 증가에 대한 적극적인 대처가 요구됨을 알 수 있었다. 한 가지 주의할 점은 이 결과가 외국인의 증가를 외국인 범죄자의 증가로 단정 짓게 하지는 않는다는 것이다. 반대로 외국인 신부의 빈번한 가정폭력 피해사례에서 볼 수 있듯이 외국인 피해자의 증가로 해석 될 수도 있는 만큼 분석 결과의 해석에 있어 심각한 주의를 요하였다.

이상의 결과를 종합해 보았을 때, 열악한 사회구조적 여건은 초기범죄율과 범죄성장률에 정의 영향을 미칠 것이라는 본 연구의 두 번째 가설은 분석 결과가 다양하여 부분적으로만 증명되었다고 볼 수 있었다.²⁴⁾ 이어서 마지막 세 번째 연구가설을 증명하기

22) 이혼율 계수 0.157을 지수변환하면 1.17이 된다.

23) 물론 이변량 상관관계에서 부의 관계에 있었지만 유의미하지 않았고 그 크기도 매우 작았었다.

24) 앞서 논의된 적절한 모형의 선택 과정과 마찬가지로 조건부 모형의 필요성을 검토하기 위하여 다변량 우도비 검정을 실시한 결과 무조건 모형 대비 편차통계량이 99.97로 자유도 10의 카이제곱 가치와 비교했을 때 통계적으로 유의미하였다. 따라서 조건부 모형이 무조건 모형에 비해 우수하고 필요함을 알 수 있었다. 한편, 참고로 다섯 가지의 구조적 변인들은 무조건 모형에서 도출된 최초범죄율 분산통계량의 36%를 설명하였고 성장률 분산통계량의 50%를 설명하였다.

위하여 위에서 구축된 조건부 모형을 경찰서 급별로 적용하여 보았다.

6. 경찰서별 조건부 모형

지역사회의 규모에 따라 사회구조적 변인들과 범죄율 간의 관계가 달라질 것이라는 본 연구의 마지막 가설을 검증하기 위하여 연구자료를 경찰서 급별로 나누어 위와 같은 조건부 일반모형을 각각 적용하여 분석했으며 그 결과는 <표 7>에 나와 있다. 먼저, 위 합동 자료(pooled data) 분석에 따르면 경제적 불이익이 최초범죄율에 부의 영향을 미치는 것으로 조사되었는데, 아래 급서별 자료 분석에서는 1급서에서만 정의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 유사한 특성을 가진 중·대도시 지역만을 분석했을 경우 기존 이론이나 연구에서와 마찬가지로 경제적 불이익이 범죄율을 증가시키는 것으로

<표 7> 경찰서 급별 조건부 모형

고정효과 (Fixed Effect)	1급서(N=57)		2급서(N=33)		3급서(N=72)	
	Coefficient	t ratio	Coefficient	t ratio	Coefficient	t ratio
최초범죄율(Intercept)						
기준(Base)	8.911**	46.122**	8.126**	36.970**	7.914**	33.216**
경제적 불이익	.153**	2.203**	-.016**	-.221**	-.100**	-1.031**
주거불안정	.018**	.700**	-.053**	-.890**	.004**	.029**
외국인 비율	.039**	.854**	-.015**	-.195**	-.096**	-1.311**
이혼율	-.001**	-.021**	.204**	3.515**	.153**	2.291**
경찰대비 담당인구	-.001**	-5.124**	-.001**	-2.940**	-.000**	-.131**
성장률(Slope)						
기준(Base)	.035**	.776**	-.003**	-.050**	-.055**	-.987**
경제적 불이익	.009**	.566**	-.038**	-1.630**	-.000**	-.013**
주거불안정	.008**	1.279**	-.008**	-.426**	-.014**	-.479**
외국인 비율	.003**	.234**	.034**	1.388**	.038**	2.225**
이혼율	-.011**	-1.072**	-.022**	-1.201**	-.016**	-1.011**
경찰대비 담당인구	.000**	1.311**	.000**	1.027**	.000**	2.199**

** p <.01 * p <.05

조사되었다. 반면, 소도시나 농어촌 지역에서는 유의미하진 않지만 부의 영향을 미치는 것으로 보여 해당 지역에서는 경제적 여건보다는 다른 구조적 요인들이 범죄율과 관계가 있음을 보여주었다.

합동 자료분석 결과 최초범죄율에 가장 강한 정의 영향을 미치는 변수는 이혼율이었다. 하지만 급서별 자료 분석 결과 이러한 현상은 2급서와 3급서에만 국한되는 것으로 드러났다. 즉, 중·대도시 지역에서는 이혼율이 범죄율과 무관한 것으로 나타났는데, 이는 이혼이 이 지역에서는 비교적 흔한 현상으로서 나쁜 이미지 또는 낙인을 심어주지 않기 때문인 것으로 추측할 수 있었다. 반면, 전통적 가치와 문화가 여전히 중시되고 있는 소도시나 농어촌 지역에서는 이혼이 심각한 사회문제를 초래하며 그 한 형태가 범죄임을 보여주는 결과였다. 경제적 불이익이나 여타 요인보다 훨씬 더 영향이 커 증가하는 이혼율에 대한 대책이 절실함을 보여주었다.

합동 자료분석 결과 경찰1인당 담당인구수는 최초범죄율에 부의 영향을 미치고 성장률에는 정의 영향을 미쳤다. 하지만 급서별 자료 분석 결과 최초범죄율에 미치는 부의 영향은 1급서와 2급서에만 국한되었고 성장률에 미치는 정의 영향은 3급서에만 국한되었다. 최초범죄율, 즉 단면적 범죄율에 가장 큰 부의 영향을 미치는 지역은 중·대도시 지역이고 다음으로 소도시 지역에서도 비교적 강한 부의 영향을 미쳤는데, 이는 이러한 지역에서 비공식적 사회통제, 즉 주민 스스로 범죄문제를 해결하려는 노력이 필요함을 보여주는 결과였다. 이들 도시 지역에서 공식적 사회통제가 범죄성장률에 영향을 미치지 않는 것을 보면 중장기적으로 경찰력 증대보다는 비공식적 사회통제의 강화를 통한 대응이 보다 효과적일 것으로 추측할 수 있었다. 반면, 농어촌 지역에서는 단기적으로는 큰 문제는 없지만 중장기적으로 보았을 때 경찰력 증대를 통한 공식적 사회통제의 강화가 필요할 것으로 사료되었다.

마지막으로, 합동 자료분석 결과 범죄성장률에 가장 큰 영향을 미치는 변인은 외국인 비율이었는데, 급서별 자료 분석에 따르면 이러한 영향은 3급서 지역에서만 나타나는 것으로 드러났다. 농어촌 지역에서 이혼이 강한 부정적 영향을 미치는 것과 마찬가지로 외국인의 증가는 이들 지역에서 전통적 가치와 규범에 혼란을 가져와 타 도시 지역에 비해 더 높은 범죄율의 증가로 이어진다고 볼 수 있었다. 하지만 이는 불법이든 합법이든 외국인 노동자수가 많은 지역에 국한

되는 해석이고, 전술한대로 외국인 신부의 증가가 많은 지역에서는 이들을 대상으로 한 폭력 등 범죄의 증가 때문인 것으로 이해하는 것이 옳을 것으로 사료되었다. 즉, 지역적 특성에 맞는 이해와 대책이 요구되는 결과였다.

결론적으로, 위 결과들은 사회구조적 변인들과 범죄율 간의 관계가 지역의 규모에 따라 달라질 것이라는 연구가설을 잘 뒷받침해주었다.

V. 결 론

1. 연구 요약 및 제언

본 연구의 목적은 성장곡선모형을 이용하여 보다 체계적으로 지역사회의 사회구조적 변인들과 범죄율 간의 인과관계를 규명함으로써 효과적인 범죄예방 대책을 수립하는데 조금이나마 보탬이 되는 것이었다. 즉, 범죄율과 범죄성장률이 지역에 따라 상이한 지를 통계적으로 검증하고 만일 지역에 따라 다르다면 어떠한 구조적 변인들이 단면적 범죄율이나 종적 증가 추세에 영향을 미치는 지를 알아보고자 했다. 이를 위해 본 연구는 경찰청에서 제공한 경찰서 단위의 범죄 자료와 통계청의 인구주택총조사 자료를 이용하여 전국 총 162개 경찰서 관할지역을 대상으로 최근 5년간(2000~2004년)의 지역별 범죄율과 범죄성장률을 분석하였다. 분석 결과와 시사점을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 최초범죄율과 범죄성장률은 지역에 따라 통계적으로 유의미한 격차를 지니는 것으로 조사되었다. 2000년도 전국 평균범죄율은 3619건으로 조사되었고 5년간 평균 범죄성장률은 인구 10만 명당 1.01건이 증가한 것으로 드러났다. 범죄율의 증가 추세가 완전한 선형은 아니었지만 다변량 우도비 검정 결과 지수적 성장을 표현하는 이차모형이나 지수적 성장 후 역 성장을 표현하는 삼차모형보다는 일차적 성장을 표현하는 선형 모형이 연구자료를 더욱 잘 반영하는 것으로 드러났다.

둘째, 최초범죄율과 범죄성장률의 지역별 차이가 본 연구에 포함된 모든 변수들 때문은 아닌 것으로 조사되었다. 또한 합동 자료를 분석한 결과와 경찰서 급서별 자료를 분석한 결과가 상이하여 지역 특성에 맞는 대책이 요구됨을 알 수 있었다. 예를 들면,

합동 자료분석 결과 경제적 불이익은 예상과 달리 최초범죄율에 부의 영향을 미치는 것으로 드러났지만 급서별 분석에서는 1급서 지역, 즉 중·대도시 지역에서만 정의 영향을 미치고 다른 소도시나 농어촌 지역에서는 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 드러났다. 이는 중·대도시 지역에서는 경제적 상태가 사회생활의 중요한 척도가 되므로 경제적 불균형을 해소하려는 노력이 범죄문제 해결과 직결된다는 것을 시사해주는 결과였다.

반면, 2·3급서 지역, 즉 소도시나 농어촌 지역에서는 경제적 여건보다는 이혼율로 대변되는 가정의 해체가 범죄율과 더욱 밀접한 관계에 있었다. 즉, 이혼이 비교적 흔한 중·대도시 지역에서는 가정의 가치보다는 경제적 상태, 즉 물질적 가치가 더욱 중시되지만 소도시나 농어촌 지역에서는 물질적 환경보다는 온전한 가정이 주는 정신적 환경이 더 중시됨을 알 수 있었다. 따라서 이들 지역에서는 가정의 중요성을 지속적으로 홍보·교육함으로써 전통적 가치와 규범을 유지시켜 나가고 아울러 결손가정에 대한 물질적·정신적 지원을 병행해 나가는 노력이 범죄 예방을 위해 필요해 보였다.

한편, 합동 자료분석 결과 범죄성장률에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 외국인 비율인 것으로 조사되었으나 급서별 자료 분석 결과 이는 3급서 관할 지역, 즉 농어촌 지역에만 해당되는 결과임을 알 수 있었다. 따라서 결과의 해석에 있어 심각한 주의를 요했는데, 그 이유는 농어촌 지역에 거주하는 외국인들은 주로 농어촌 총각들과 결혼한 여성인 경우가 많아서 외국인의 증가가 곧 외국인 범죄자의 증가라는 해석은 그릇될 가능성이 크기 때문이었다. 오히려 이들 지역에서의 범죄율 증가는 외국인 신부들을 대상으로 한 가정폭력 등의 범죄가 증가한 것으로 간주하는 것이 더욱 현실적으로 보였다. 물론 지역에 따라 불법이든 합법이든 외국인 노동자들이 많이 거주하는 농어촌 지역이 있을 수 있기 때문에 해당 지역의 외국인들이 어떠한 목적과 신분으로 그 지역에 거주하고 있는지를 정확히 파악하는 것이 범죄 관련 대책 수립에 앞서 선행되어야 할 것으로 보인다.

마지막으로, 합동 자료분석 결과 경찰1인당 담당인구수는 최초범죄율에 부의 영향을 미치는 것으로 보였지만 급서별 자료 분석 결과 이러한 영향은 중·대도시 지역에서 가장 극명하게 드러났고 다음으로 소도시 지역에서도 비교적 강한 부의 영향을 보였지만 농어촌 지역에서는 유의미한 영향을 보이지 않는 것으로 드러났다. 이는 지역사회가

도시화 될수록 경찰관수 증대를 통한 공식적 사회통제의 강화보다는 주민들 간의 정화 노력이 더욱 필요함을 보여준 결과였다. 즉, 도시화 과정에서의 높은 범죄율은 약화된 주민간의 유대 및 해결 노력 때문으로 볼 수 있기 때문에 주민자치의 향상, 즉 비공식적 사회통제를 강화시키려는 노력이 더욱 효과적일 것으로 사료된다. 비록 농어촌 지역에서는 비공식적 사회통제가 여전히 유효하여 공식적 사회통제와 단면적 범죄율 간에 관련성이 없는 것처럼 보이지만 범죄성장률과는 밀접한 관계가 있는 것으로 드러났다. 즉 중장기적 측면에서는 경찰관수 증대 등을 통한 공식적 사회통제의 강화가 농어촌 지역의 범죄율 증가를 억제할 수 있는 효과적인 방법이 될 것으로 분석되었다.

이상의 논의를 지역별로 간추려보면, 1급서 관할 지역인 중·대도시 지역에서는 자치단체의 경제적 불균형을 해소하려는 노력이 필요하고 또한 주민들 간에는 스스로 범죄문제를 해결하려는 노력이 요구됨을 알 수 있었다. 사회해체이론에 의하면 경제적 불균형의 해소가 비공식적 사회통제 강화의 선행 요건이 되므로 지방정부의 적극적인 불평등 해소 노력이 더욱 강조된다 하겠다. 한편, 2급서 관할 지역인 소도시 지역에서는 가정의 해체를 막고 결손 가정을 지원하는 자치단체의 노력이 필요하고 아울러 중·대도시 지역과 마찬가지로 주민들 간의 자체 정화노력이 요구됨을 알 수 있었다. 가정의 해체 역시 사회해체, 즉 비공식적 사회통제 붕괴의 원인으로서 소도시 지역에서도 자치정부의 적극적인 노력이 선행되어야 한다고 하겠다. 마지막으로 3급서 관할 지역인 농어촌 지역에서는 가정의 해체가 단면적 범죄율에 가장 큰 영향을 미치는 요인이기 때문에 단기적으로는 자치단체의 가정 재생 노력이 절실히 요구되지만, 중장기적으로는 급증하는 외국인에 대한 보호 및 통제 정책과 함께 경찰력 증대를 통한 공식적 사회통제의 강화가 필요해 보였다.

2. 연구의 한계 및 향후 과제

본 연구자들은 이론과 가설에 가장 적합한 모형을 구축하고 검증하기 위해 최대한 노력했다. 하지만 모든 실증적 연구가 그러하듯 본 연구 또한 몇 가지 한계점을 가지고 있으며 따라서 본 연구의 결과들을 이해함에 있어 상당한 주의를 당부한다.

먼저, 기존연구에 따르면 범죄는 종류에 따라 각각 독특한 특성을 나타내며 따라서 분석 결과도 달라지는 경향이 있는 것으로 보고되고 있다(Clarke, 1997). 하지만 본 연구에서는 전체범죄를 사용하여 개별 범죄가 갖는 특성을 간과한 문제점이 있다. 예를 들어, 재산범죄 혹은 강력범죄 등으로 세분하여 지역사회 변인과 범죄와의 인과관계를 살펴 볼 경우, 영향을 미치는 변인들이 범죄 유형에 따라 다를 수 있으며 따라서 더욱 구체적이고 실질적인 정책제안이 가능할 것으로 보인다. 아울러 전체범죄에 교통관련 범죄가 포함될 경우 정확한 범죄현상의 파악에 방해가 될 가능성이 높다는 것이 일반적인 견해이다. 따라서 향후 연구에서는 교통관련 범죄를 제외한 보다 세분화된 범죄유형별 분석이 요구되는 바이다.

둘째, 전술한 바와 같이 경찰서 관할구역과 행정구역의 불일치로 인해 약 30%의 경찰관서(N=69)가 본 연구의 분석에서 제외되었다. 물론, 이러한 불일치 문제로 인해 발생할 수 있는 표본선택오류를 통제하고자 위험률(hazard rate) 등의 방법이 사용되었지만 완전한 해결책은 될 수 없었다. 다행스럽게도 2006년 3월 경찰 관할구역이 재조정되어 서울시 관악구 등의 소수 행정구역을 제외한 나머지 지역은 행정구역과 경찰 관할구역의 일치 가능성이 높아졌다. 이에 향후 연구에서는 보다 정확한 분석이 이루어질 것으로 기대된다.

셋째, 변수의 측정에 있어 몇 가지 문제점을 지적할 수 있었다. 예를 들어, 경제적 불이익을 측정하기 위해 사용된 하위 지표들 가운데 대학교육률, 휴대장비보유율을 계산함에 있어 6세 이상 총인구수와 5세 이상 총인구수가 분모로 쓰였는데, 이는 우선 일관성이 결여되고 또한 총인구수를 6세 또는 5세 이상으로 제한할 합리적인 이유가 없다는 것이다. 주거 불안정을 측정하기 위한 지표 중 하나인 유동 인구수를 계산함에 있어서도 단순히 전입자수에서 전출자수를 빼는 것은 전입자수와 전출자수가 동시에 많은 경우 실제로는 유동 인구수가 많음에도 표면상 유동 인구수가 적다는 결과가 나오게 되는 오류가 있을 수 있다. 아울러 공식적 사회통제를 경찰1인당 담당인구수만 가지고 측정하는 것은 타당도가 떨어진다고 할 수 있을 것이다. 본 연구에서는 자료의 부족으로 이러한 측정 관련 문제점들을 피할 수 없었지만 향후 자료가 확보된다면 문제점들에 대한 수정을 거쳐 측정에 있어서의 오류를 줄여나가는 노력이 반드시 필요하다고 사료된다.

마지막으로, 본 연구의 바탕 이론은 생태학적 관점이었기 때문에 사회구조적 변인 외 물리구조적 변인들도 추가하여 과연 어떠한 변인들이 타 변인들을 통제한 상태에서 범죄와 관련이 있는지를 알아보면 더욱 타당도 높은 연구가 될 수 있었을 것이다. 하지만, 전술한 바와 같이 물리구조적 변인들에 대한 자료 구축이 전국적으로 이루어져 있지 않아 자료수집이 쉽지 않았다. 범죄연구를 포함한 사회과학에 있어서도 실증적, 특히 양적 연구의 중요성이 날로 커짐에 따라 과학적이고 체계적인 자료 구축사업이 진행되어야 할 것으로 보인다.

참고문헌

[국내 단행본]

연간주민등록인구, 2003, 통계청.

인구주택총조사, 2000, 통계청.

인구이동통계연보, 2003, 통계청.

지방자치단체 예산개요, 2004, 행정자치부.

[국내 논문]

기광도, 2003, “한국의 범죄발생추세에 대한 분석: 1964-2000”, 『형사정책연구』
53: 275~312.

이성우·조중구, 2006, “공간적, 환경적 요인이 범죄피해에 미치는 영향”, 『서울도시연구』
6: 57~76.

[외국 문헌]

Berk, R. A., 1983, “An introduction to sample selection bias in sociological data”,
American Sociological Review, 48(3): 386~398.

Besley, D. A., E. Kuh, and R. E. Welsch, 1981, Regression diagnostics, NY, USA:
John Wiley.

Brantingham, P. L. and P. J. Brantingham, 1982, “Mobility, notoriety, and crime: A study
of crime patterns in urban nodal points”, Journal of Environmental Systems,
11: 89~99.

Brantingham, P. L. and P. J. Brantingham, 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.

Block, R. and S. Davis, 1996, “The environs of rapid transit stations: A focus for street
crime or just another risky place”, In R. V. Clarke (Ed.), Crime and place,
Vol 6 (pp. 236-257), Monsey, NY: Criminal Justice Press.

- Bursik, R. J., Jr. and H. G. Grasmick, 1992, "Longitudinal neighborhood profiles of delinquency: The decomposition of change", *Journal of Quantitative Criminology*, 8: 247-264.
- Clarke, R. V. and D. B. Cornish, 1985, "Modeling offenders' decisions: A Framework for research and policy", In Michael Tonry and Norval Morris (eds.), *Crime and Justice: An Annual Review of Research*. Chicago: University of Chicago Press.
- Cohen, L. E. and M. Felson, 1979, "Social change and crime rate trends: A routine activities approach", *American Sociological Review*, 44: 588-608.
- Eck, J. E. and D. Weisburd, 1995, "Crime places in crime theory", In John Eck and David Weisburd (eds.), *Crime and Place*. NY: Criminal Justice Press and Police Executive Research Forum.
- Einstadter, W. and S. Henry, 1995, *Criminological Theory: An Analysis of Its Underlying Assumptions*, Orlando, FL: Harcourt Brace.
- Fabrigar, L. R., D. T. Wegener, R. C. MacCallum, and E. J. Strahan, 1999, "Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research", *Psychological Methods*, 4: 272-299.
- Felson, M., 1987, "Routine activities and crime prevention in the developing metropolis", *Criminology*, 25(4): 911-931.
- Gordon, C. L. and W. Brill, 1996, *The expanding role of crime prevention through environmental design in premises liability*, Washington, D. C.: U.S. Department of Justice, National Institute of Justice.
- Hayslett-McCall, K. L., 2002, *Neighborhoods, land-use, and robbery rates: A test of routine activity theory*. A Dissertation for Ph.D., Pennsylvania State University.
- Heckman, J. J., 1979, "Sample selection bias as a specific error", *Econometrica*, 47(1): 153-161.
- Jeffery, C. R., 1971, *Crime Prevention through Environmental Design*, Beverly Hills, CA: Sage.

- Joo, H. J. and O. K. Yoon, 2005, "A contextual analysis of crime rates: The Korean case", *Crime, Law & Social Change*, 43: 31~55.
- Joo, H. J., 2003, "Crime and crime control in South Korea", *Social Indicators Research*, 62, 63: 239~263.
- Kurtz, E. M., B. A. Koons, and R. B. Taylor, 1998, "Land use, physical deterioration, resident-based control and calls for service on urban streetblocks", *Justice Quarterly*, 15: 121-149.
- Kubrin, C. E. and R. Weitzer, 2003, "New directions in social disorganization theory", *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 40(4): 374-402.
- Markowitz, F. E., P. E. Bellair, A. E. Liska and J. Liu, 2001, "Extending social disorganization theory: Modeling the relationship between cohesion, disorder, and fear", *Criminology*, 39: 293~320.
- Newman, O., 1972, *Defensible Space: Crime Prevention through Urban Design*, New York: Macmillan.
- Perkins, D. D., A. Wandersman, R. C. Rich, and R. B. Taylor, 1993, "The physical environment of street crime: Defensible space, territoriality, and incivilities", *Journal of Environmental Psychology*, 13: 29-49.
- Peterson, R. D., L. J. Krivo, and M. A. Harris, 2000, "Disadvantage and neighborhood violent crime: Do local institutions matter?", *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 37: 31-63.
- Raudenbush, S. W. and A. S. Bryk, 2002, *Hierarchical linear models: Applications and data analysis method* (2nd Ed.), Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Roncek, D. W., 2000, "Schools and crime", In V. Goldsmith, P. G. McGuire, J. H. Mollenkopf, & T. A. Ross (Eds.), *Analyzing crime patterns: Frontiers of practice* (pp. 153-166), Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Roncek, D. W. and P. A. Maier, 1991, "Bars, blocks, and crime revised: Linking the theory of routine activities to the empiricism of 'hot spots'", *Criminology*, 29: 725~753.

- Rountree, P. W., K. C. Land, and T. D. Miethe, 1994, "Macro-micro integration in the study of victimization: A hierarchical logistic model analysis across Seattle neighborhoods", *Criminology*, 32: 387-404.
- Shaw, C. R. and H. D. McKay, 1942, *Juvenile delinquency and urban areas*, Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Sampson, R. J., 1985, "Neighborhood and crime: The structural determinants of personal victimization", *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 22: 7-40.
- Sampson, R. J., 1987, "Does an intact family reduce burglary risk for its neighbors?", *Sociology and Social Research*, 71: 204-207.
- Sampson, R. J. and W. B. Groves, 1989, "Community structure and crime: Testing social disorganization theory", *American Journal of Sociology*, 94: 774-802.
- Sampson, R. J., S. Raudenbush and F. Earls, 1997, "Neighborhoods and violent crime: A multilevel study of collective efficacy", *Science*, 277: 918-924.
- Smith, W. R., S. G. Frazee, and E. L. Davison, 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): 489-523.
- Stark, R., 1987, *Deviant places: A theory of the ecology of crime*. *Criminology*, 25(4): 893-909.
- Tabachnick, B. G. and L. S. Fidell, 2006, *Using multivariate statistics*. Boston, MA: Allyn & Bacon.
- Taylor, R. B., B. A. Koons, E. M. Kurtz, J. R. Greene, and D. D. Perkins, 1995, "Street blocks with more nonresidential land use have more physical deterioration: Evidence from Baltimore and Philadelphia", *Urban Affairs Review*, 31: 120-136.
- Warner, B. D. and G. L. Pierce, 1993, Reexamining social disorganization theory using calls to the police as a measure of crime. *Criminology*, 31(4): 493-517.
- Wilcox, P., N. Quisenberry, D. T. Cabrera, and J. Shayne, 2004, "Busy places and broken windows? Toward defining the role of physical structure and process in community crime models", *Sociological Quarterly*, 45: 185-207.

Wilson, J. Q. and G. Kelling, 1982, "The police and neighborhood safety: Broken windows", *Atlantic Monthly*, 127: 29~38.

[부록]

다중공선성 진단 (Multicollinearity Diagnostics)

<부록-표 1> 공차(Tolerance) 및 분산팽창인수(Variance Inflation Factor)

독립변수	Coefficient	Tolerance	VIF
경제적 불이익(ED)	-.088**	.24	4.12
주거불안정(RI)	.000**	.43	2.35
외국인 비율 (PF)	.047**	.89	1.13
이혼율 (DR)	.139**	.49	2.05
경찰대비 담당인구 (PP)	-.001**	.36	2.76

** p < .01

독립변수들의 다중공선성문제를 진단하기 위하여 OLS(최소자승추정) 분석을 실시하였다. <부록-표 1>은 OLS 분석을 통해 도출된 공차와 분산팽창인수이다. 일반적으로, 공차값이 .25 보다 클 경우 또는 분산팽창인수가 4보다 작을 경우 심각한 다중공선성 문제가 없다고 결론지을 수 있다. 위의 표에 따르면 경제적 불이익이 다중공선성의 가능성이 있는 것으로 사료된다. 보다 정확한 검증을 위하여 조건수 검증(condition number test)가 실시되었다. 결과는 아래 <부록-표 2>에 수록되었다.

Besley et al. (1981)에 따르면 조건색인(condition index)이 30이상이고 분산비율값(variance proportions)이 .5보다 클 경우 해당 독립변수간의 다중공선성의 문제가 있다고 역설하였다(즉, 두 조건이 모두 충족되었을 때). 위의 조건수 검증 결과에 따르면 전술한 두 가지 조건을 충족시키는 독립변수가 없음으로 독립변수간의 심각한 다중공선성 문제가 존재하지 않는다고 결론지을 수 있겠다. <부록-표 1>의 OLS결과를 보면 본문에 있는 <표 4>의 상관계수와 그 방향(direction)과 영향의 정도(magnitude)가 크게 다르지 않았다. 이는 다변량 분석의 결과가 다중공선성에 영향을 받지 않는 것을 의미한다.

<부록-표 2> 조건수 검증 (Condition Number Test)

Concept	Eigenvalue	Condition Index	분산 비율(Variance Proportions)					
			Intercept	ED	RI	PF	DR	PP
1	3.62	1.00	.00	.00	.00	.02	.00	.00
2	1.69	1.46	.00	.07	.12	.00	.00	.00
3	.38	3.09	.00	.01	.00	.93	.00	.01
4	.26	3.73	.00	.43	.83	.03	.00	.00
5	.04	9.05	.01	.08	.00	.01	.31	.68
6	.01	15.92	.98	.42	.04	.01	.68	.31

A Study on the Effects of Community Conditions on Crime Rates: Longitudinal Analyses Using the Growth Curve Model

Cheong, Jinseong* / Kwak, Dae-Hoon**

This study examined the causal links between community's structural factors and crime rates, which was expected to provide a useful guidance to crime prevention policies. To this end, using crime data of the last five-years (2000–2004), Korean Census 2000, and several other official data sets, the authors constructed and analyzed the Growth Curve Model for nation-wide 162 police districts. Several notable findings were discovered. First, initial crime rates (i.e., crime rates in 2000) and growth rates of crime were found to be unequally distributed across communities, which justified the necessity of studying what structural factors influence the unequal distribution of crime rates. Second, it appeared that mid-sized and big cities must make efforts to solve the economic inequality and strengthen the capacity of self-ruling among citizens, or informal social control. Third, such approaches as protecting the integrity of family and improving the informal social control seemed to be necessary in small cities. Lastly, it appeared that rural areas can successfully deal with the crime problems by supporting families, protecting and controlling foreign residents, and strengthening the capacity of formal social control. However, the study results should be interpreted with caveat due to some limitations. For example, this study did not make crime-specific analyses, which could have produced different findings. Nevertheless, this study deserved high credits for its first-made attempt in Korea to perform an ecological research for all cities and counties across the nation.

* Professor, Korea National Police University, Ph.D. in Criminal Justice

** Michigan State University, Ph.D. in Criminal Justice (candidate) and Visiting Assistant Professor, Texas A&M International University,

❖ Keywords : ecological perspective, social structural factors, Growth Curve Model

투고일 : 2008. 7. 23 / 심사(수정)일 : 2008. 8. 5 / 게재확정일 : 2008. 9. 5