

한국의 성폭력범죄와 여성피해자화: 패널추정기법을 이용한 분석*

고경표** · 김일중***

최근 성폭력범죄가 급증하면서 여성들의 안전을 위협하고 있다. 일부 가해자그룹의 일탈행위로 치부하기에는 우려할 만한 속도로 우리 사회에 만연하고 있다. 하지만 여성피해자 제반 특성에 초점을 둔 체계적 연구는 여전히 부족하다. 이에 국내 광역 지역 수준의 패널 자료(2000~2013)를 활용하여, 가해자 중심의 범죄 발생 요인 및 피해자 특성이 성폭력범죄 발생에 미치는 효과를 균형적으로 분석하였다. 분석 결과는 두 가지로 요약된다. 첫째, 기존 가해자 중심의 경제학적 가설이 유효하였다. 범집행 요인의 경우 기소확률의 역지력이 강력하였다. 그간의 낮은 성폭력범죄 기소율 수준을 감안하면, 이 결과가 주는 정책 함의는 작지 않다. 노동시장 특성의 효과는 성별에 따라 상이한 것으로 나타나, 노동-형사 정책 간 연관성을 파악하기 위해서는 각 효과에 대한 엄밀한 분석이 선행되어야 할 필요가 있다. 둘째, 피해자 특성의 설명력이 작지 않았다. 특히, 여성피해자 연령별 분포의 양봉화 현상은 고령화, 여대생 비율 및 저연령대 독신여성 비율의 증가에 기인하였다. 한편, 알코올 소비와 성폭력범죄 발생 간 높은 연관성이 확인되었다. 결론적으로 고용, 교육, 여가 등 여성의 보편적 일상생활과 관련된 이슈들이 형사정책적으로도 중요한 사안임을 시사하는 결과라고 판단된다.

핵심주제어: 성폭력범죄, 여성피해자화, 역지력 가설, 노동시장 특성, 피해자 특성
경제학문헌목록 주제분류: K14, H41, D63

* 본 피해자화 연구의 초기 단계부터 여러 도움을 준 성균관대학교 경제학과 이동원·최재성·김현철 교수, 그리고 성균관대학교 경제학과 세미나에서 좋은 논평을 해 준 이준상·조석주 교수께 감사드린다. 또한 매우 건설적인 논평을 해 준 익명의 두 심사자에게 사의를 표하며, 실증분석 전반 및 집필의 마지막 단계까지 이론전개 및 편집과정에 도움을 준 변재욱 연구원에게도 고마움을 전한다. 본 논문은 2015년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구이다(NRF-2015S1A5A2A03049110).

** 주저자, 한국형사정책연구원 인턴연구원, 전화: (02) 3460-9263, E-mail: kogpdang@naver.com

*** 교신저자, 성균관대학교 경제학과 교수, 전화: (02) 760-0488, E-mail: ijkim@skku.edu
논문투고일: 2016. 6. 24 수정일: 2016. 9. 7 게재확정일: 2016. 9. 18

I. 서론

여성들의 사회활동이 교육, 취업, 여가 등 다방면에서 활발해지고 있다. 그런데 이러한 활동들은 대체로 범죄위험에 쉽게 노출될 수 있는 가구의 활동을 수반하여 여성들의 안전을 위협할 수 있다(Cohen and Felson, 1979). 통계청 『사회조사』(2014)에 따르면, 범죄로 인해 사회생활이 불안하다고 응답한 여성들은 70.5%로 남성(58.4%)들에 비해 12%p 높았다. 이는 사회적으로 매우 위대한 강력흉악범죄의 여성피해율이 최근 증가하고 있다는 사실(Kim *et al.*, 2016)과 무관치 않을 것이다. 실제 가장 최근인 2016년 5월 한 달 동안만 전국을 떠들썩하게 만든 여성피해사건이 두 차례나 있었다.¹⁾

김두얼·김지은(2009)에 따르면, 외환위기 이후 10년 동안 강력흉악범죄가 두 배가량 증가해 왔다. 특히, 강력흉악범죄 중에서도 사회적 비용이 비교적 높은 성폭력범죄의 발생 추세가 심상치 않다.²⁾ 2000년 이후 그 발생비가 빠른 속도로 증가했으며 후반 들어 급증 추세를 보이고 있다. 박경래 외(2010)에 따르면 성폭력범죄의 1건당 사회적 비용(예방, 재산손실, 사법비용 등)은 약 2.2억 원이며, 연간 비용은 약 29.5조 원(2008년 기준, 미신고건수 포함)으로 추정된다. 이는 살인(3위)보다 순위가 높다. ‘피해자화’(victimization) 관점에서 보면, 성폭력은 사회활동이 활발한 저연령대 여성 군에서 높은 피해율을 보이는 독특한 범죄유형이다(Mustaine and Tewksbury, 2002, p. 89). 그런데 국내에서는 지난 14년간 피해자의 다수가 저연령대 여성이지만, 한편으로는 고연령대 여성피해율이 급증하는 특이한 양상을 보이고 있다. 이와 같은 현상들은 결국 성폭력범죄 발생 요인의 체계적 규명을 위한 학술적 노력 및 범죄예방을 위한 정책적 관심의 필요성을 제기한다.

1) 2016년 5월 17일 강남역 인근 노래방 화장실에서 한 여성이 묻지마 살해를 당했으며, 같은 달 22일 전남 흑산도에서는 주취 상태의 초등학교 여교사가 주민 3명에게 집단 성폭행을 당했다.

2) 성폭력범죄의 정의는 대검찰청의 2015년 『범죄분석』상 ‘성폭력’과 일치하며, 강간과 성추행을 포함한다. 2015년 이전 『범죄분석』에서는 ‘강간’으로 집계되고 있었으나, 그 정의는 형법상 ‘강간과 추행의 죄’와 「성폭력범죄의처벌등에관한특례법」(이하 성폭력특례법) 위반행위 등을 포함하고 있었기에 실질적으로 성폭력범죄와 동일하였다. 또한 대검찰청은 2002년부터 성폭력특례법 위반행위를 성폭력 범주로 포함하였다. 따라서 이전(2000~2001년)의 성폭력범죄를 해당 기간의 『범죄분석』상 ‘강간’과 (성폭력특례법의 모체인) 「성폭력범죄의처벌및피해자보호법」의 합으로 정의하였다. 기타 이 변수에 대한 추가설명은 지면 관계상 생략한다.

본고에서는 패널추정기법을 활용하여 지역수준의 성폭력범죄 발생 요인에 초점을 둔 실증분석(즉, 성폭력범죄 공급함수의 추정)을 국내 최초로 시도해 본다. 구체적으로, Becker(1968)의 합리적 선택의 시각을 바탕으로 하되, 법집행 요인, 노동시장 특성 및 피해자 특성이 성폭력범죄 발생에 미치는 영향을 분석한다. 그간 경제학계에서는 대표적 범죄발생 요인들로서 법집행 요인과 노동시장 특성이 거론되어 왔다. 그런데 Cook(1986)은 잠재적 피해자의 특정 행위도 가해자 유인에 영향을 미친다고 보았다. 위험회피행위(Ehrlich, 1996)나 취업활동(Raphael and Winter-Ebmer, 2001)이 그 예이다.

그러나 성폭력범죄에 따른 여성피해자화를 ‘지역수준 자료’를 바탕으로 분석한 연구는 여전히 부족하다. 해외 경제학계에서는 오직 소수의 문헌(예: Raphael and Winter-Ebmer, 2001)들이 강간범죄를 분석 대상으로 한정된 후 피해자 특성을 고려하였지만, 이들 모두 피해자 특성의 식별 자체가 주요 연구목적이 아니어서 관련 논의가 산발적으로 이루어져 온 경향이 있다. 반면 범죄·사회학계에서는 여성의 일상활동과 범죄피해발생 간 상관관계에 많은 관심을 기울여 왔다. 그러나 이들은 가해자의 의사결정 측면을 간과(Schwartz and Pitts, 1995)하였거나, 지역적 수준의 범죄현상보다는 개인수준의 범죄피해자화 현상을 주로 논의해 왔다(Lauritsen, 2010).

이와 같은 배경에서 본고는 크게 세 가지 학술적 의미를 갖는다. 첫째, 성폭력범죄 발생 요인의 식별 및 자료수집에 많은 노력을 기울였다. 둘째, 가해자 중심의 경제학적 관점을 바탕으로 하되, 피해자 중심의 기회이론(Cohen *et al.*, 1981)적 논의를 반영하여 가해자 유인에 영향을 미치는 요인들을 균형적으로 고려하였다. 이러한 상호 보완적 연구는 가해자의 의사결정 문제를 보다 폭넓게 이해하는데 유용할 것이다. 셋째, 피해자 특성과 관련하여 기존 논의의 확장 및 차별화를 시도하였다. 즉, 기존 문헌에서 간헐적으로 논의되어 왔거나 고려되지 못한 여성변수들을 적극 활용하였다.

주요 분석 결과는 두 가지로 요약된다. 첫째, 국내 성폭력범죄에 대해 기존 경제학적 가설이 상당부분 유효하였다. 억지력 가설의 검증 결과, 검찰기소의 역할이 특히 중요하였다. 소득 및 실업 등 노동시장 특성의 효과는 기존 연구에서처럼 성별에 따라 상이한 것으로 나타났다. 둘째, 가해자 유인이 피해자의 다양한 특성에 민감하게 반응한다는 명제(Cohen *et al.*, 1981; Cook, 1986)의 실증적 증거들을 확보하였다. 특히, 이를 바탕으로 국내 여성피해자 연령별 분포의 양봉화 현상을 일정 수준 설명할 수 있다는 점은 유익한 발견이다. 한편, 알

8 한국의 성폭력범죄와 여성피해자화: 패널추정기법을 이용한 분석

코올 소비-성폭력범죄 발생 간 지역수준의 높은 연계성이 확인되었다.

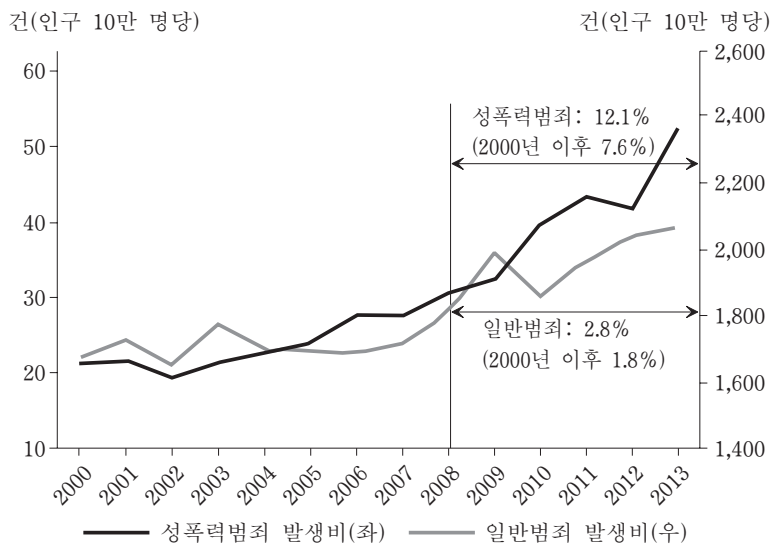
이상의 분석을 위한 본고의 순서는 다음과 같다. 제Ⅱ절에서 국내 성폭력범죄 발생현황을 살펴보고, 이에 대한 경제학적 및 기회이론적 가설의 설명력을 잠정적으로 가늠해 본다. 제Ⅲ절에서 피해자 특성과 범죄발생에 관한 상이한 접근 방식들을 먼저 살펴보고 그들 사이의 상호 보완 내지는 수렴 필요성을 본격적으로 검토함으로써 이후 실증분석의 토대를 마련한다. 제Ⅳ절에서 기본 실증모형 및 자료수집 과정을 소개한 후 제Ⅴ절에서 패널추정기법을 활용한 실증분석을 시도한다. 제Ⅵ절에서 분석 결과를 종합하고, 이로부터 정책 함의를 이끌어낸다.

Ⅱ. 성폭력범죄 발생 현황 및 관련 가설

1. 성폭력범죄의 발생 추세 및 피해자화 패턴

1) 성폭력범죄의 발생 추세

2000년대 성폭력범죄의 발생 추세가 가파르다. 대검찰청 『범죄분석』에 따르



자료: 대검찰청, 『범죄분석』.

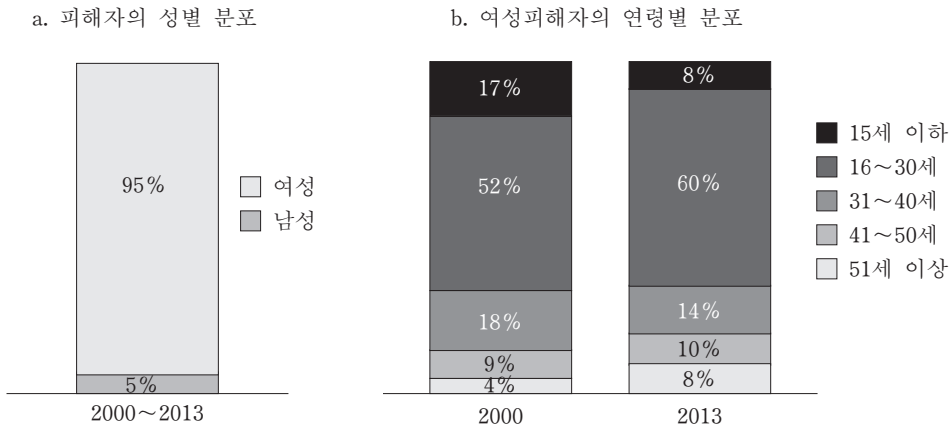
<그림 1> 한국의 성폭력범죄 및 일반범죄 발생비: 2000~2013

면 2013년 성폭력범죄 발생건수는 2만 7,000건으로 2000년 발생건수의 약 2.7 배이다. 성폭력범죄 발생비(인구 10만 명당 성폭력범죄 발생건수)로 살펴봐도, 지난 14년간 연증가율 평균은 7.6%이며, 최근 5년간은 12.1%로 후반 들어 놀라운 속도로 급증함을 알 수 있다(〈그림 1〉 참조). 이는 전체 일반범죄보다도 훨씬 빠른 증가율이다. 2000년 이후 심상치 않은 증가세에 있다고 평가되는 일반범죄 발생비의 연증가율 평균은 1.8%였고 최근 5년간은 2.8%였으나, 성폭력범죄의 증가율은 가히 우려할 만하다.

2) 성폭력범죄의 피해자화 패턴

피해자화 현상은 무작위가 아닌 체계적 패턴을 보이는 것으로 알려져 있다(Hindelang *et al.*, 1978; Cohen and Felson, 1979). 이에 『범죄분석』을 토대로 지난 14년간 성폭력범죄의 피해자화 패턴을 조사한 결과, 크게 세 가지 특징을 발견하였다. 첫째, 피해자 중 여성 비율은 평균 95.4%로 매우 높다(〈그림 2〉의 a 참조). 또한 가해자 중 남성 비율 평균은 98.2%로 성폭력범죄는 가해자와 피해자가 성별 대분되는 특징을 갖고 있다. 둘째, 저연령대 여성피해자 비율이 높다(〈그림 2〉의 b 참조). 30세 이하 여성피해자가 전체의 약 70%이며, 청년층(16~30세) 여성의 경우 전체의 약 60%(2013년 기준)이다.

셋째, 의외의 발견으로서 여성피해자의 연령별 분포가 빠르게 ‘양봉화’되고 있었다(〈그림 2〉의 b 참조). 16~30세 여성의 경우, 2000년 51.9%에서 2013년 60.0%로 약 8%p 상승하였다(연증가율 평균 1.2%). 51세 이상의 경우, 2000년



자료: 대검찰청, 『범죄분석』.

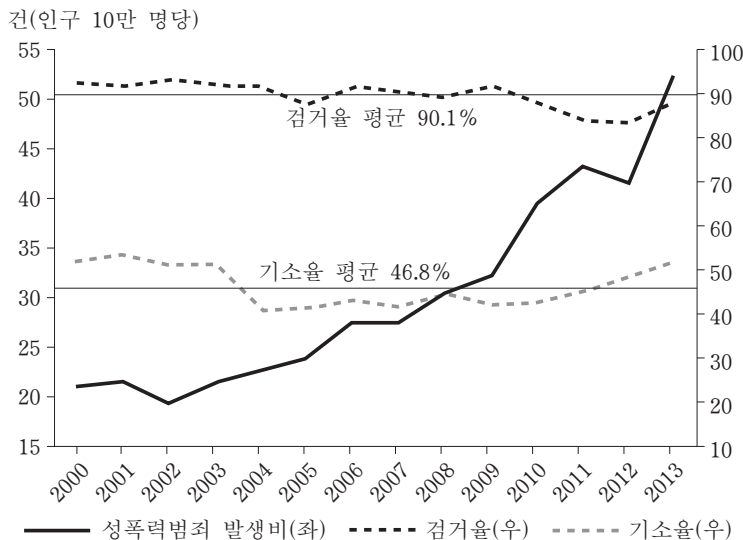
〈그림 2〉 한국의 성폭력범죄 피해자화 패턴 및 양봉화 현상: 2000~2013

3.6%에서 2013년 8.0%로 급증하였는데, 비록 절대적 비중은 낮지만 모든 연령대 중 가장 빠르게 늘어났다는 점(연증가율 평균 6.9%)에서 집중적 관심이 필요해 보인다.³⁾

2. 성폭력범죄 급증에 대한 통상의 가설들이 갖는 잠정적 설명력

먼저 많은 경제학 문헌들에서는 가해자의 의사결정에 영향을 미치는 대표적 요인으로 법집행 요인 및 노동시장 특성(합법적 소득기회, 즉 범죄의 기회비용)을 거론해 왔다. 예컨대, Becker 류의 억지력 가설에 따르면, 법집행부문에 의해 가령 경찰의 검거활동 및 검찰의 기소활동이 증가하면 가해자의 기대처벌비용이 증가하게 되어 범죄행위가 억지된다.

〈그림 3〉은 지난 14년간 국내 성폭력범죄의 검거율(검거숫자/발생숫자) 및 기소율(기소숫자/처리숫자) 추세를 나타낸 것이다. 검거율 추세는 전반적으로 소폭 하락세이다(연증가율 평균 -0.3%). 2009년 큰 폭의 감소세를 보였으나 2013년 다소 반등하였다. 한편, 기소율은 2000년대 초반 하락세가 뚜렷했으며



자료: 대검찰청, 『범죄분석』.

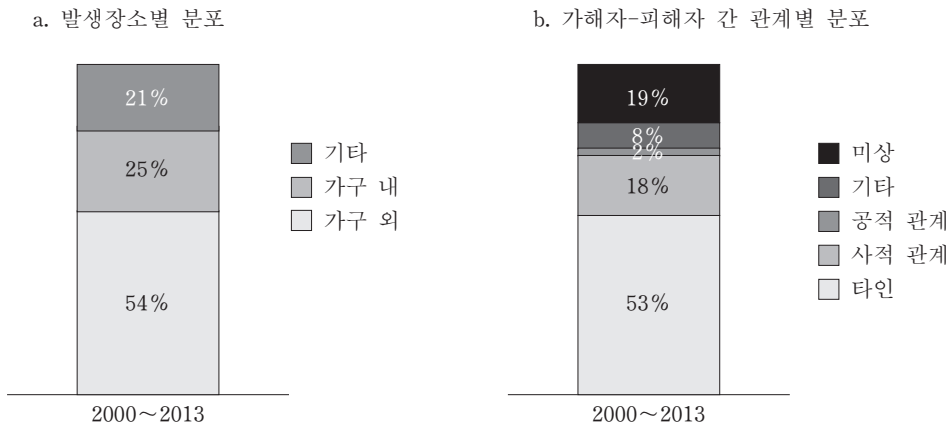
〈그림 3〉 한국의 성폭력범죄에 대한 검거율 및 기소율: 2000~2013

3) 지난 14년간 전체 여성인구 중 50대 이상 여성인구 비율의 연증가율 평균은 3.9%로, 동일 연령대 여성피해자 비율의 연증가율 평균(6.9%)보다 낮다. 즉, 고령화 속도보다 더욱 빠르게 고연령대 여성피해율이 증가하고 있다.

최근에야 조금 증가하였다. 또한 지난 14년간 기소율의 절대수준(평균 46.8%)이 검거율(평균 90.1%)보다 매우 낮다. 종합적으로, 검찰기소의 역지력이 경찰 검거보다 강하다는 국내외 연구 결과(Mustard, 2003; Kim and Kim, 2015; Kim *et al.*, 2016 등)를 감안하면, 성폭력범죄의 급증 뒤에는 상대적으로 낮은 수준에서 주춤했던 기소율이 한 가지 주요 원인으로 작동했을 가능성이 높다.⁴⁾

한편으로, 후술되듯 잠재적 피해자의 특정 행위가 가해자의 의사결정에 영향을 미칠 수 있다(Cook, 1986). 가령 가구 외 활동이 활발한 여성들이 증가할수록 가해자는 보다 낮은 비용으로 범죄를 저지를 수 있게 된다. 이 가설의 설득력을 대략 가늠해 보기 위해 『범죄분석』을 토대로 지난 14년간 성폭력범죄 발생 패턴을 두 가지 측면에서 살펴보았다.

첫째, 성폭력범죄는 주로 가구 외 장소에서 발생하였다(<그림 4>의 a 참조). 지난 14년간 성폭력범죄의 발생장소별 분포를 살펴보면, 노상 등 가구 외 장소의 비율이 평균 54.1%로 아파트 등 가구 내 장소의 2배 이상이다. 둘째, 타인에 의한 범죄피해가 많다(<그림 4>의 b 참조). 피해자-가해자 간 관계별 분포를 살펴보면, 타인의 비율은 평균 52.8%로 전체의 절반 이상이다. 이는 가족, 친구, 애인 등 사적 관계(평균 17.8%)의 약 3배이다. 요컨대 지난 14년간 국내 여성들은 주로 가구 외 장소에서 낯선 남성들에 의해 성폭력피해를 당한 것으로



자료: 대검찰청, 『범죄분석』.

<그림 4> 한국의 성폭력범죄 발생 패턴: 2000~2013

4) Kim and Kim(2015)은 최근 국내 검찰이 한정된 기소자원을 발생규모가 큰 규제범죄(2009년 기준 전체 범죄의 57.2%)에 주로 배분하는 현상과 그 파급효과(spillover)로 인한 일반 범죄의 증가현상 간 연계성을 입증하였다. 실제 지난 14년간 성폭력범죄 기소율 평균은 규제범죄보다 16%p 낮았다.

나타났다.

Ⅲ. 피해자 특성과 범죄발생: 접근방식들의 차이 및 상호 접목

1. 피해자 특성의 역할을 바라보는 상이한 시각들

1) 경제학적 및 기회이론적 논의

범죄현상을 제대로 이해하기 위해서는 가해자 유인-법집행 요인-노동시장 특성 외에 피해자 측면에 대한 검토도 중요하다. 최근까지 피해자에 관한 경제학적 논의는 상대적으로 부족했으나(Allen, 2011, p.135; Entorf, 2015, p.391), 일부 문헌들이 개개인의 위험회피행위가 가해자 유인에 미치는 영향에 주목해 왔다(예: Cook, 1986; Ayres and Levitt, 1998; Benson and Mast, 2001 등). 특히, Cook(1986)은 개개인의 일상적 행위(routine activity)에도 주목하였는데, 이는 범죄·사회학계에서 축적된 넓은 의미의 피해자화론(victimology)에 근거하고 있다.

피해자화론의 대표 예는 ‘기회이론’(opportunity theory)이다(Tewksbury and Mustaine, 2010, p.187). 1970년대 후반 일부 범죄·사회학자들은 개개인 삶의 양식 또는 일상활동 패턴이 어떻게 범죄기회를 형성하는지 주목해 왔다. 먼저 Hindelang *et al.*(1978)은 집단·개인 사이 상이한 범죄피해율이 삶의 양식 차이에서 비롯된다고 보았다. 가령 직장활동이 요구되는 남편은 아내보다 가구 외 활동이 잦아 범죄피해위험이 크다는 것이다. 나아가 Cohen and Felson(1979)은 범죄기회 형성의 세 가지 필요조건으로서 잠재가해자, 적정피해자, 보호 부재를 제시하였다. 가해자 측면을 고정시킨 후, 개개인의 일상활동 패턴에 따른 나머지 두 요소의 시간적 변동에 의해 범죄 추세가 설명된다고 보았다. 예컨대 여성의 사회진출이 활발해질수록 범죄위험에 무방비로 노출될 가능성이 높아진다는 것이다. Meier and Miethe(1993, p.470)가 이후 지적하였듯이, 두 이론은 각각 횡단면·시계열적 관점 기준이라는 차이를 제외하고 논리적으로 유사하다. 따라서 Cohen *et al.*(1981)은 상기 두 이론을 기회이론 범주 내로 포섭하면서, 범죄기회 형성의 주요 피해자화 요인을 (후술되는 대로) 노출, 유인성, 보호 등으로써 정형화하게 된다.⁵⁾

5) Cohen *et al.*(1981) 이후 기회이론적 논의는 발전을 거듭해 왔으며, 보다 상세한 논의는 Tewksbury and Mustaine(2010), McNeeley(2014), Tillyer(2015) 등을 참조할 수 있다.

2) 경제학적 논의와 기회이론적 논의의 차이점

피해자 관련 두 학계의 논의는 독립적으로 진행되어 왔기 때문에 그 초점이 나 방법론적 측면에서 세 가지 차이점을 보였다. 첫째, 피해자 행위에 대한 분석의 초점에 차이가 있다. 전술한대로 경제학적 문헌들은 대개 피해자의 위험 회피행위에 초점을 두었다. 반면 기회이론적 문헌들은 주로 교육, 노동, 여가 등 매일 반복되는 개개인의 일상활동에 관심을 두고 있다. 둘째, 가해자 의사결정의 중요도 또는 가변성에서 차이를 보인다. 경제학적 연구들은 가해자가 합리적 선택의 주체임을 명시적으로 강조하고 있다. 반면, 여러 기회이론적 문헌들은 대체로 가해자의 의사결정 측면을 고정시킨 채 분석하는 경향이 있다 (Schwartz and Pitts, 1995, p. 10).

세 번째 차이점은 본고의 실증분석에 직결된다. 즉, 실증 연구에서 활용되는 자료의 분석단위에 차이가 있다. Lauritsen(2010, pp. 503~505)에 따르면 기회이론적 문헌의 대부분은 개인수준의 자료(예: National Crime Victimization Survey)를 활용한 반면, 범죄자 측면에 초점을 둔 문헌들은 대체로 거시적 수준의 집계 자료를 사용하는 경향이 있다. 가령 개별 지역 수준의 범죄 공급에 관한 경제학적 분석이 이에 해당한다(Barlund *et al.*, 2007, p. 1239).

3) 상호 보완의 필요성

전술한 차이점들에도 불구하고, 경제이론과 기회이론은 다분히 보완관계를 갖는다고 필자들은 판단한다. 가령 범죄자의 합리적 선택이론에 영향을 받은 소수의 범죄·사회학자들은 기회이론이 암묵적으로 가해자의 합리성을 가정한다고 보았다(예: Miethe and Meier, 1990). Cook(1986)은 기회이론을 경제학적 관점에서 수용하면서 가해자의 기대순편익은 피해자의 다양한 행위에 민감하게 반응하며, 역으로 가해자의 의사결정은 피해자의 위험회피행위에 영향을 준다는 통합논리를 제시하였다. 상호 보완적 시각을 제시한 최근 문헌으로는 Barlund *et al.*(2007), Entorf(2015) 및 Nagin *et al.*(2015)이 있다.

상호 보완의 유용성에도 불구하고 두 학계의 관점을 통합한 실증적 연구는 여전히 소수이다(Barlund *et al.*, 2007, p. 1239). 지역 자료를 이용한 성폭력범죄 발생과 여성피해자에 초점을 둔 연구는 더욱 부족하다.⁶⁾ 그러나 그러한 연구에

6) 여성변수를 활용한 국내 경제학적 연구로 Kim *et al.*(2016)이 있으나 강력흉악범죄(전체)에 초점을 두었다. 민희철(2011)과 정진화·주화정(2013)은 살인 등과 함께 강간범죄를 다루었

14 한국의 성폭력범죄와 여성피해자화: 패널추정기법을 이용한 분석

서도 피해자 특성을 고려하는 것이 타당하다(Lauritsen, 2010, p.505). 예컨대 Raphael and Winter-Ebmer(2001)와 Zimmerman and Benson(2007)은 피해자 특성을 고려하여 강간범죄 공급함수의 추정작업을 개선한 바 있다. 이에 본고에서는 기회이론적 피해자 특성들을 경제학적 관점에서 재해석하여, 두 학계의 핵심 논의를 종합하고 실증분석에 반영하고자 한다.

2. 기회이론적 논의에 대한 경제학적 해석

1) 노출

기회이론에서 논의된 핵심 개념들을 경제학적 시각에서 반영해 보자. 노출(exposure)은 피해 대상의 가시성 및 접근성으로 정의된다(Cohen *et al.*, 1981, p. 507). 노출 요인은 가해자의 직접비용에 영향을 미칠 수 있다. 여기서 직접비용은 범행에 수반되는 비용을 의미한다(Ehrlich, 1996, p.46). 후술되듯 잠재피해자의 노출 정도가 증가하면 잠재범죄자의 범죄에 대한 기대비용은 감소하여 범죄 공급이 증가하게 된다.

그간 연구 결과에 따르면, 가사노동에서 비교적 자유로운 젊은 미혼자의 노출수준이 높다(Hindelang *et al.*, 1978; Mustaine and Tewksbury, 2002). 이러한 인구학적 특징 외에도 취업 및 여가와 같은 가구 외 활동이 개개인의 노출수준을 증가시킨다(Sampson, 1987, p. 331). 지역수준의 범죄 연구에서는 여성피해율이 높은 범죄(강간 또는 강력흉악범죄)를 대상으로 여성고용률(노출)과 범죄율 간 양(+)의 관계가 있음이 Raphael and Winter-Ebmer(2001)와 Kim *et al.*(2016)에서 입증된 바 있다. 특히, Xie *et al.*(2012)은 피해자-가해자 간 관계가 ‘타인’(stranger and nonintimate)인 경우로 표본을 제한할 경우, 여성의 경제활동참가율과 여성 대상 범죄(violent against women)을 간 양(+)의 관계가 나타남을 관찰하였다.

2) 유인성

Cohen *et al.*(1981, p. 508)은 유인성(attractiveness 또는 매력도)을 피해 대상의 금전적 또는 상징(주관)적 가치(symbolic desirability) 및 저항력(inertia)으로 정의

으나 피해자 특성에 관한 분석이 주목적은 아니었다. 피해자 특성에 관한 성폭력범죄 연구는 Schwartz and Pitts(1995), Mustaine and Tewksbury(2002), 김준호 외(2010), Xie *et al.* (2012) 등이 있으나 경제학적 접근과 다소 거리가 있다.

하였다. 따라서 유인성은 범죄 대상 자체로부터 가해자가 인지하는 편익과 비용이라 할 수 있다.

강간 등 강력범죄에 관한 많은 연구에서 알코올은 유인성의 대표적 대리변수로 활용되어 왔다(Tewksbury and Mustaine, 2010, p. 189). 그런데 사실 음주와 범죄 간 인과관계는 다양한 것으로 알려져 있다(Zimmerman and Benson, 2007). 가령 음주는 범죄의 직접적 원인이 되거나 잠재요소와의 상호작용을 통해 사건을 촉발시킬 가능성이 있다(정진화·주하연, 2013, p. 191). 하지만 여러 인과관계 중에서도 Zimmerman and Benson(2007, p. 448)은 경제학적 관점에 기초하여 여성의 알코올 소비가 강간범죄에 대한 취약성을 높인다는 가설에 관한 기존 논의를 다음과 같이 요약하고 있다. 첫째, 주취여성의 저항력이 떨어져 범죄비용이 감소한다. 둘째, 피해 당시 정황정보가 불충분하여 형사소송 과정에서 피해사실을 입증 또는 신고할 가능성이 낮으므로 가해자의 기대처벌확률이 감소하게 된다. 결국 주취여성은 범죄 대상으로서의 순편익 또는 유인성 수준이 비교적 높다고 볼 수 있다.

Zimmerman and Benson(2007)은 개인수준이 아닌 지역수준의 알코올 소비변수를 활용하여 크게 두 가지 인과관계 경로, 즉 ‘잠재적 가해자(남성)의 음주-범죄’ 및 ‘잠재적 피해자(여성)의 음주-범죄’ 중 어떤 경로가 더욱 지배적인지를 계량경제학적 방법론을 이용하여 검증하였다. 그 결과 ‘여성의 음주-범죄에 대한 보호능력 약화-범죄’로 이어지는 경로가 더욱 지배적임을 밝혔다.⁷⁾ 최근 국내 자료를 활용한 정진화·주하연(2013)도 이와 유사한 결과를 관찰하였다. 이를 바탕으로 본고는 (어디까지나 개념적인 분류 차원에서) 지역별 알코올 소비를 피해자화 요인(유인성)으로 분류하되, 다른 인과관계 경로의 가능성을 배제하는 것이 아님을 강조하고 싶다.⁸⁾

7) 저자들에 따르면 알코올 소비변수는 내생적으로 결정될 수 있는데, 가해자는 범행을 결정하면서 음주를 늘리려는 반면, 피해자는 범죄위험을 회피하기 위해 음주를 줄이려는 상반된 두 방향의 내생성이 존재한다. 이에 착안하여 저자들은 2SLS와 OLS 추정량의 크기를 비교하는 작업을 수행하였다. 그 결과 OLS 추정량이 과소 추정됨을 관찰하였고, 이로부터 ‘피해자의 음주-강간범죄’ 경로가 지배적일 가능성이 크다는 결론을 내렸다. 본고에서는 자료제약상 Zimmerman and Benson(2007) 및 정진화·주하연(2013)에서 쓰인 도구변수를 활용하지는 못했지만, 간단하게나마 알코올변수의 시차변수를 활용하여 선행 연구들과 유사한 결과를 확보한 바 있다.

8) 한 익명의 심사자 지적대로 알코올 소비에 대한 개별 서베이 자료에 바탕을 둔 정교한 분석을 시도하지 않는 이상, 다른 인과관계의 가능성을 기각할 수 없다는 점에 동의한다. 본고의 논의가 편파적인 방향으로 나아가지 않도록 날카로운 지적을 해 준 익명의 심사자에게 감사의 마음을 전한다.

3) 보호

보호(guardianship)는 범죄에 대한 제3자의 감시 또는 보호수단의 유효성을 의미하며, 공공 및 민간에 의한 보호수단을 포함한다(Cohen *et al.*, 1981, p. 508).⁹⁾ 유효한 보호환경에서는 범죄기회가 형성될 가능성이 낮다는 것인데, 이는 경제학의 억지력 가설과 유사하다. 그런데 보호행위는 비용을 수반하므로 잠재적 피해자들은 예산제약 하에서 최적 보호수준을 결정한다(Ehrlich, 1996, p. 48). 그렇다면 소득이 증가할수록 보호수준이 증가할 수 있다(Levitt, 1999, p. 87). 그 실증적 증거로, Cullen and Levitt(1999)은 잠재적 피해자의 교육(소득)수준이 높을수록 안전한 거주지를 선택하는 경향이 있음을 확인하였다.

지역수준의 범죄율 관점에서 볼 때, 보호수준이 낮은 저소득층 비율이 증가할수록 가해자들은 낮은 비용으로 범행을 저지를 수 있으므로 범죄율이 증가할 것이다(예: Levitt, 1999). 반면 보호수준이 높은 이들이 증가한다고 하자. 만약 가해자들이 보호수단을 식별할 수 없다면, 범죄 대상을 선불리 선택할 수 없기 때문에 범죄가 억지될 수 있다(Ayres and Levitt, 1998, p. 44). 반대로 식별 가능한 보호수단(예: 자동차, 경호원, 보안시설 이용 등)을 활용하는 이들이 ‘충분히’ 많아진다면, 가해자는 범죄 대상을 대체하기 어려워지므로 여전히 범죄가 억지될 수 있다(Benson and Mast, 2001, pp. 729~731).¹⁰⁾ 따라서 보호수준이 높은 고소득층 비율이 증가한다면, 전반적으로 범죄율이 감소할 것이다.

4) 성폭력범죄 다발 지역: 대학교 및 대학생

여성대학생(이하 여대생)은 일반여성에 비해 성폭력피해 위험이 특히 높은 것으로 알려져 있다. 우선 여대생 대다수가 젊은 미혼이면서 소득수준이 낮기 때문에 범죄에 취약한 특성을 갖는다. 따라서 가해자의 표적이 되기 쉽다. 특히, 대학교는 성폭력범죄 다발 지역(hotspot)으로 불릴 만큼 범죄기회가 형성되기 쉬운 여러 조건들을 갖추고 있다는 주장도 있다(Mustaine and Tewksbury, 2002, pp. 93~96). 주로 세 가지 논리에 근거하고 있다. 첫째, 대학 내 여러 사

9) Cohen *et al.*(1981, pp. 507~508)은 이외에도 두 가지 요인을 제시하였다. 먼저 근접성(proximity)은 피해자와 가해자의 거주지 간 물리적 거리로 정의되며, 이는 피해자 특성보다 범죄기회 형성에 영향을 주는 구조적 요인으로 간주된다. 끝으로 특정 범죄의 특수성(definitional properties of specific crimes)은 전술한 네 가지 피해자 특성의 효과가 범죄유형에 따라 다름을 의미한다.

10) 만약 식별 가능한 보호수단의 보급률이 낮은 경우, 가해자는 범죄 대상을 수월하게 대체할 수 있기 때문에 범죄율이 감소하지 않을 수 있다(Benson and Mast, 2001).

교활동 및 관련 음주는 여대생의 범죄피해위험을 증가시킨다(예: Schwartz and Pitts, 1995). 둘째, 대학 내 남성또래집단 효과가 가해자의 의사결정 과정에 영향을 미칠 수 있다.¹¹⁾ 셋째, 대학 차원의 보호수준이 낮다(Schwartz *et al.*, 2001, pp. 630~632). 예를 들어, 전술한 또래집단 문화에서는 학생 간 자발적 범죄감시 기능이 감소되며, 많은 대학의 경우 가해학생에 대한 학교 차원의 처벌수준이 낮은 경향이 있다.

그렇다면 지역수준 관점에서는 여대생 비율과 성폭력범죄율 간 높은 상관관계가 형성될 수 있다. 지역수준의 성폭력범죄 발생요소로서 여대생 관련 변수가 활용된 연구는 전무하며, 대부분 개인수준의 자료를 활용하였다(예: Schwartz and Pitts, 1995; Schwartz *et al.*, 2001; Mustaine and Tewksbury, 2002). 본고에서는 지역수준의 자료를 활용하고자 한다.

3. 성폭력범죄 발생에 대한 이론적 모형

피해자화 현상에 특히 초점을 두고 경제학적으로 접근한 Kim *et al.*(2016)에 기초하여, 성폭력범죄 발생-피해자 특성의 연계성을 매우 축약된 모형으로써 간략히 설명하고자 한다.¹²⁾ 이들 저자들이 구축한 모형은 성폭력범죄뿐만 아니라 일반적인 범죄에 대해서도 성립한다. 우선 잠재적 범죄자의 최적의사결정모형은 식 (1)과 같다.

$$NB_i = (1-p) \cdot \ln(w_i + x) + p \cdot \ln(w_i - f) - c - \ln w_i \geq 0 \quad (1)$$

상당한 소득수준(w_i)을 가진 개별 경제주체(i)들은 합법적 노동시장 또는 범죄행위라는 두 가지 대안을 갖는다고 전제한다. 이 두 가지 행위로부터 식 (1)과 같이 범죄행위의 기대순편익(NB_i)을 도출할 수 있다. 이러한 기대순편익이 0보다 클 때 잠재범죄자는 범죄를 저지른다. NB_i 는 검거 (및 유죄)확률(p), 수감기간 등 (금전적으로 환산한) 처벌 강도(f), 범죄로부터 얻는 편익(x), 잠재범

11) Schwartz and Pitts(1995)은 여성 대상 범죄를 정당화하는 가치관이 남성또래집단 내에 형성됨에 따라 구성원들의 죄책감이 둔화된다는 가설에 주목하였다. 이와 관련하여 Ehrlich (1996, p. 47)은 가해자가 범죄를 저지르기 위해서는 기대순편익이 적어도 자신의 도덕적 가치관(ethical value) 또는 죄책감과 같은 특정 임계값 이상이 되어야 한다고 보았다. 따라서 또래집단 효과에 의해 그 임계값이 낮아진다면 범죄 공급이 증가할 수 있다.

12) 본고의 논의가 실증과 이론 양 측면에서 균형을 이룰 수 있도록 좋은 기회를 제공해 준 익명의 심사자에게 감사드린다.

18 한국의 성폭력범죄와 여성피해자화: 패널추정기법을 이용한 분석

죄자가 범죄행위를 계획하고 실행할 때 드는 일체의 비용(c) 및 개별 주체의 합법적 소득수준(w_i)에 따라 결정될 것이다. 그리고 c 는 범죄로부터의 보호능력의 증가함수라 상정한다. 이때 w 는 잠재적 범죄자와 선량한 시민들을 구분하는 임계소득이며(즉, $w_i \leq w$ 를 만족하는 모든 i 에 대해, $NB_i \geq 0$), 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$w = w(\bar{c}, \bar{x}, \bar{f}, \bar{p}) \quad (2)$$

식 (1)과 (2)를 통해 한 사회의 범죄 공급(C)을 $C = (c, x, f, p)$ 과 같이 축약하여 나타낼 수 있다. 그리고 이에 대한 비교정태분석으로부터 식 (3)을 도출할 수 있다.

$$\partial C / \partial c < 0, \quad \partial C / \partial p < 0 \quad (3)$$

즉, 성공적 범죄수행을 위한 비용(c)이 감소하면, 범죄는 더 많이 공급될 것이고($\partial C / \partial c < 0$), 검거 (및 유죄)확률이 증가하면, 범죄 공급은 줄어들 것이다($\partial C / \partial p < 0$).

이러한 경제학적 모형을 바탕으로 피해자 특성이 범죄발생에 미치는 영향을 살펴보자. 야간시간 동안의 사회활동 확대 등으로 인하여 ‘선량한 시민’그룹에 속하는 여성들의 범죄에 대한 노출($FEXPO$) 정도가 늘어났다고 하자. 일반적으로 여성은 남성보다 범죄로부터의 보호능력이 낮다. 따라서 잠재범죄자가 사전적으로 인지하는 범죄비용(c)을 줄인다. 결국 식 (3)을 고려했을 때, $FEXPO$ 의 외생적 증가는 범죄 공급(C)을 증가시키게 될 것이다. 피해자화 관점에서 보았을 때, 이는 여성들의 노출 정도가 높아짐에 따라 피해를 당할 확률도 증가했음을 의미한다. 한편, 여성들의 알코올 소비($ALCOHOL$)가 증가할 경우에도 선량한 시민그룹의 평균적인 보호능력을 감소시켜, 범죄의 기대비용(c)이 감소하게 되고 결국 범죄 공급(C)이 증가할 것이다. 종합하자면, 식 (4)를 도출할 수 있다.

$$\partial C / \partial FEXPO > 0, \quad \partial C / \partial ALCOHOL > 0 \quad (4)$$

식 (4)는 잠재범죄자가 선량한 시민들의 개별적 특성(성별, 보호능력 등)을

전혀 모르더라도 성립한다. 왜냐하면 선량한 시민 전체 그룹의 특성에 대한 변화(예: 여성고용의 증가)를 알고 있는 잠재범죄자라면, 사전적으로 (여성의 보호능력이 비교적 낮다는 가정 하에) 이들 그룹에 대한 평균적인 범죄비용(c)이 줄어든 것으로 인지하기 때문이다.

IV. 기본 모형 및 자료수집

1. 기본 모형

본고에서는 지역별 관측되지 않는 이질성을 통제해 주기 위해 고정효과모형(fixed effect model)을 활용하였다. 이에 2000~2013년간 지역별 자료를 구축하였다. 김일중·변재욱(2012)과 Kim and Kim(2015)에서처럼 분석단위는 자료수집 편의 및 검찰청 간 규모를 고려하여 서울, 부산, 인천, 울산, 경기, 강원, 충북, 충남(대전 포함), 전북, 전남(광주 포함), 경북(대구 포함), 경남 및 제주 총 13개 광역 지역으로 선정하였다. 기본 실증모형은 식 (5)와 같다.

$$\ln(SA_{it}) = \alpha + \ln(D_{i,t-1})\beta + V_{it}\gamma + X_{it}\delta + u_i + v_t + e_{it},$$

$$i=1, \dots, 13, \quad t=1, \dots, 14 \quad (5)$$

종속변수는 성폭력범죄 발생비(SA)이며, 하첨자 i 와 t 는 각각 지역과 시점이 다. u_i 와 v_t 는 각각 지역 및 시간고정효과이며, e_{it} 는 오차항이다. 한편, Zimmerman and Benson(2007)을 따라 종속변수(SA), 억지변수(D) 및 백분율로 정의되지 않은 변수(예: 알코올 및 소득)들은 로그변환하였다. 따라서 식 (5)의 β 와 일부 계수들은 탄력성을 의미한다.

D 는 억지변수그룹이며, 검거율(AR , 범죄발생건수 대비 경찰의 검거건수)과 기소율(PR , 검찰의 처리인원 대비 기소인원)로 구성되어 있다. AR 과 PR 은 각각 체포확률과 기소확률의 대리변수이며, 제III.3절의 이론적 모형에 비추어 보면 넓게 보아 ‘유죄확률’과 함께 체포확률(p)을 구성한다. 그리고 식 (3)에 따라 억지변수들은 SA 와 음(-)의 관계를 갖는다. 억지변수들의 동시대생성 문제를 완화하기 위해 Zimmerman and Benson(2007)을 따라 1시차변수를 활용하였다.¹³⁾

13) 연간 패널 자료를 활용할 경우 억지변수 시차를 1로 주는 경향이 있다(Corman and Mocan,

또한 시차변수의 활용은 성폭력범죄 발생건수가 종속변수와 독립변수에 나타남으로 인해 발생하는 또 다른 내생성 문제를 완화할 수 있다(예: Levitt, 1998; Cullen and Levitt, 1999; Entorf and Winker, 2008).

X 는 경제학적 문헌들에서 자주 활용되는 인구학적 및 사회경제적 변수그룹으로, 남성실업률(%*UNEMPM*) 및 1인당 건설업소득(*CPGRDP*)과 같은 노동시장 특성에 관한 변수들과 이혼율(%*DIVORCE*), 남성인구 비율(*MPOP*), 여성인구 비율(*FPOP*)로 구성되어 있다. 보다 상세한 설명은 후술한다.

V 는 노출, 유인성, 보호 등 피해자 특성이 반영된 여성 관련 변수그룹이다. 노출의 대리변수는 %*EMPFEM*(15세 이상 여성인구 대비 취업여성 비율)과 %*SINGLEFEM*(전체 가구 대비 미혼여성 세대주 비율)으로 구성된다. 식 (4)에 따라 노출 요인(*FEXPO*)들은 범죄율과 양(+의 관계를 갖는다. 후술되듯, 특히 두 노출 요인들에 대해서는 소득수준의 차이에 따라 보호수준이 낮은 그룹과 높은 그룹으로 구분하였다. 가령 15세 이상 여성인구 중 1인당 월급여액이 낮은 직종에 종사하는 취업여성들의 비율로 정의되는 %*FEMEMP_L^{JOB}*는 상대적으로 노출수준도 높고 보호수준이 낮은 여성들의 비율을 의미한다. 유인성의 대리변수인 알코올 소비(*ALCOHOL*)는 음주 (및 담배)에 대한 1인당 가계 지출액으로 정의되며, 식 (4)에 따라 종속변수와 양(+의 관계를 갖는다. 마지막으로 성폭력범죄 위험이 상당히 높은 지역(hotspot)으로 알려진 대학교에서 주로 활동하는 여대생들도 범죄피해 성향이 높을 것이기 때문에, 20대 여성인구 대비 여대생 비율(%*CAMPUSFEM*)을 V 에 포함하였다.

2. 자료수집 및 기초통계량

모든 변수의 정의, 기초통계량 및 출처를 <표 1>에 요약하였다. 종속변수와 억지변수그룹은 대검찰청의 『범죄분석』을 바탕으로 구축하였다. 종속변수인 성폭력범죄 발생비(*SA*)는 인구 10만 명당 성폭력범죄 발생건수로서, 전체 평균은 29.6건이다. 최대값과 최소값은 각각 75.6건 및 14.6건으로 비교적 편차가 크다(표준편차 10.9). 지역별 평균을 살펴보면, 서울에서 39.5건으로 가장 높았고, 경남에서 24.2건으로 가장 낮았다. 억지변수그룹(D)은 성폭력범죄의 검거율(*AR*) 및 기소율(*PR*)로 구성되며, 검거율의 전체 평균은 0.90으로 기소율(0.46)의 두

2005, p. 240). Levitt(1998), Mustard(2003), Corman and Mocan(2005), Zimmerman(2014) 등이 그 예이다.

배이다. 전술한대로 추정계수의 부호는 음(-)일 것으로 기대된다. 두 변수 모두 지역 내 편차가 지역 간 편차보다 커서 추정작업에 도움을 줄 것으로 사료된다.

인구학적 및 사회경제적 변수그룹(X)을 살펴보자. 먼저 가해자의 범죄기회비용 측면을 반영하기 위해 남성실업률(% $UNEMPM$)과 1인당 건설업소득($\ln(CPGRDP)$)을 고려하였다. Ehrlich(1973) 이후, 일반적으로 실업률 및 소득이 노동시장 특성에 관한 변수로 활용되고 있으며(김일중·변재욱, 2012), 이는 강간범죄 연구에서도 마찬가지이다(예: Zimmerman and Benson, 2007; Agan, 2011). 최근 경제학계에서는 노동시장변수의 산업별, 연령별 등 세분화를 통해 ‘범죄성향이 강한’(crime-prone) 그룹을 포착하려는 노력이 시도되고 있다(Cornwell and Trumbull, 1994; 김일중·변재욱, 2012; Kim *et al.*, 2016). 특히, Raphael and Winter-Ebmer(2001)는 가해자와 피해자가 성별로 대분화되는 범죄의 경우 변수의 성별 세분화가 중요하다고 보았다. 그런데 자료제약상 성별 소득통계를 활용할 수 없었다. 대안으로 지난 14년간 건설업 근로자의 남성 비율 평균이 약 86.3%인 점에 착안하여 건설업 소득을 남성소득의 대리변수로 활용하였다.¹⁴⁾

여성인구 비율(% $FPOP$)은 연령대를 10세별로 구분하여 계산하였다. 일반적으로 저연령대 여성의 성폭력피해 위험이 높다고 알려져 있다(예: Tewksbury and Mustaine, 2002; Zimmerman and Benson, 2007). 하지만 전술한대로 최근 한국에서는 고연령대 여성의 피해율도 빠르게 증가해 왔다. 이에 피해성향이 높은 정확한 연령대를 선형적으로 판단할 수 없었기에 여러 연령대의 인구들을 모형 내에 함께 고려하였다.

한편, 국내의 경우 저연령대 남성보다 중고연령대 남성(특히, 30대와 40대)의 성폭력범죄 성향이 높은 것으로 판단된다. 대검찰청 『범죄분석』에 따르면, 지난 14년간 ‘성폭력가해자’의 30대 남성 비율이 평균 25.7%로 가장 높았다. 물론 20대 남성의 비율도 평균 23.6%로 두 번째로 높은 편이지만 지속적인 감소 추세를 보였다(연증가율 평균 -1.1%). 그 다음으로 높은 비율을 차지한 연령대는 40대 남성으로 평균 20.3%의 수치를 보였고, 20대와 달리 지속적인 증가 추세를 보였다(연증가율 평균 4.7%). 또한 비교적 최근의 국내 자료를 이용하여 일반범죄 및 (성폭력범죄를 포함한) 강력범죄 발생 요인을 탐구한 김일중·변재욱(2012)과 Kim *et al.*(2016)에서도 30대 남성의 범죄성향이 높은 것으로 나타났

14) 후술되듯 여성고용의 경우 실업률이 아닌 고용률을 활용하였으며, 여성소득에 대해서는 노출변수의 소득수준에 따른 세분화를 통해 그 효과를 간접적으로 포착하고자 하였다.

다. 그리고 미국의 강간범죄를 연구한 Zimmerman and Benson(2007)은 저연령대 남성인구(18~29세) 및 고연령대 남성인구(40~60세)를 활용하였는데, 오직 고연령대 남성인구 비율변수의 추정계수만 유의한 것으로 나타났다. 이에 남성인구 비율(%MPOP)의 경우 30대, 40대, 50대 이상으로 구분하여 활용하였다.¹⁵⁾

그 다음 사회해체변수로 성폭력범죄 연구에서 자주 활용되어 온 이혼율(%DIVRATE, 전체 가구 대비 이혼가구 비율)의 효과를 통제하였다(예: Blau and Blau, 1982). Sampson(1985, p. 11)에 따르면, 높은 이혼율 등 사회해체 정도가 심한 지역일수록 주민들의 자발적 범죄감시 기능이 약화될 수 있다.

이제 피해자 특성에 관한 여성변수그룹(V)을 보자. 먼저 노출의 대리변수로써 미혼여성 가구주 비율(%SINGLEFEM)과 여성고용률(EMPFEM)을 사용하였다. 자료제약상 미혼여성 전수 대신 통계청 『장래가구추계』의 미혼여성 가구주 비율을 구축하였다. 통계청 『인구총조사』(2010)에 따르면, 국내 전체 미혼 가구주의 74%가 1인 가구이며, 전체 여성 가구주의 50%가 1인 가구이다. 따라서 미혼여성 가구주를 1인 여성가구(즉, 독신여성)의 대리변수로 간주할 수 있었다. 독신여성은 일반미혼여성에 비해 사회활동이 더욱 활발한 인구집단의 특성을 반영(예: Cohen and Felson, 1979)할 것으로 추론하였다.

그런데 전술한대로 노출효과는 보호(소득)수준의 차이에 따라 상이할 수 있다.¹⁶⁾ 따라서 두 노출변수를 소득수준 차이에 따라 세분하고자 하였다. 먼저 미혼여성 가구주의 세분화를 위해 여성정책연구원 『여성가족패널조사』(2012)의 ‘미혼여성이 주로 하고 있는 일’에 관한 자료를 참고하였다. 20대 미혼여성의 97.5%가 사회초년생(미경력취업자 또는 학생)으로 저소득그룹이었다. 반면 30~40대 미혼여성의 약 80%는 비교적 소득수준이 높은 취업활동 또는 가사노동에 주력하였다. 참고로 가구 내 활동을 주로 하는 이들은 보호수준이 비교적 높은

15) 낮은 자유도 및 모형의 안정성을 고려하여 저연령대 남성인구는 제외하고, 50대 이상 연령대는 단일변수로 통합하였다. 그러나 이러한 방식이 자의적일 수 있다는 한 익명의 심사자의 지적이 있었다. 이에 남성인구의 연령구분을 여성의 경우와 동일하게 설정하여 분석해 보았다. 그 결과 30대 및 40대를 제외한 모든 연령대의 남성인구 비율변수들의 추정치가 유의하지 않았다. 이때 여성인구를 비롯한 주요 변수들에 대한 분석 결과는 기존의 경우와 큰 차이가 없었다. 다만 애초 모형설정에 따라 불완전한 결과를 보인 여성고용률 추정치의 유의수준만 다소 감소하였다. 그럼에도 불구하고 젊은 남성인구 비율변수의 설명력이 낮다는 것은 그간의 해외 연구 결과들을 고려했을 때 꽤 의아한 결과로 판단되며, 향후 이 부분에 대한 추가적 연구가 필요해 보인다.

16) 이에 대한 단편적 증거를 조사하였다. 국토교통부 「자동차등록현황보고」에 따르면, 2015년 6월 기준 20대 여성의 차량등록 수는 13만 6,000대로, 20대 취업여성(2013년 기준) 대비 7.3%에 불과했다. 반면 사회경력이 많은 30~40대 여성의 차량등록 수는 213만 7,000대로 30~40대 취업여성(2013년 기준) 대비 43.8%라는 비교적 높은 수치를 보였다.

것으로 알려져 있다(Cohen and Felson, 1979). 그런데 50대 이상 미혼여성의 경우, 가사노동(40.6%) 또는 아무 일도 하지 않는 경우(45.2%)가 다수였다. 필자들은 고연령대 특성상 이들이 가구 내 활동(예: 여가, 요양)에 주력할 가능성이 높다고 판단하였다.¹⁷⁾ 이에 29세 이하 미혼여성 가구주를 보호수준이 낮은 그룹(%SINGLEFEM_L), 그 외는 보호수준이 높은 그룹(%SINGLEFEM_H)으로 분류하였다.

여성고용률(15세 이상 여성인구 대비 취업여성 비율)의 경우, 연령별 및 직종별 소득평균을 기준으로 두 가지 경우로 세분하였다. 먼저 연령별 소득 기준이다. 고용노동부 『고용형태별 근로실태조사』를 토대로 지난 14년간 전국 취업여성의 연령별 1인당 월급여액 평균의 중앙값 기준, 저소득 연령대에 속한 취업여성들을 보호수준이 낮은 그룹(%EMP FEM_L^{AGE}, 15세 이상 여성인구 대비 저소득 연령대에 속한 취업여성 비율), 그 외는 보호수준이 높은 그룹(%EMP FEM_H^{AGE}, 15세 이상 여성인구 대비 고소득 연령대에 속한 취업여성 비율)으로 분류하였다. 같은 방법으로 직종별 1인당 월급여액 평균의 중앙값 기준, 저소득 직종에 종사하는 취업여성들을 보호수준이 낮은 그룹(%EMP FEM_L^{JOB}, 15세 이상 여성인구 대비 저소득직종에 종사하는 취업여성 비율), 그 외는 보호수준이 높은 그룹(%EMP FEM_H^{JOB}, 15세 이상 여성인구 대비 고소득직종에 종사하는 취업여성 비율)으로 분류하였다. 단, 직종별 여성고용률의 2001년 결측치는 내삽법으로 추정하였다. 각각 세분된 변수그룹으로부터 일관된 결과를 확보함으로써 가설의 설득력을 높일 것으로 기대하였다.

다음으로, 유인성의 대리변수인 알코올(ln(ALOCHOL))은 주류 (및 담배)에 대한 1인당 가계지출액으로 정의하였다. Zimmerman and Benson(2007)은 에탄올 소비변수를 에탄올 양으로 환산된 선적량(shipment)으로 정의하였으나, 자료 제약상 이를 활용할 수 없었다. 지출액은 선적량에 비해 소비 측면을 보다 잘 포착할 것으로 판단하였지만, 담배 지출까지 포함하는 단점이 있다. 이에 주류 및 담배도매업 매출액을 조사한 결과, 2013년 기준 주류업 비중이 약 76.2%였다. 조사 가능한 모든 기간(2006~2013) 동안 주류업 비중의 추세를 살펴보면 평균 73.4%로 대체로 일정하였다. 따라서 이를 알코올변수로 간주하여도 큰 무리가 없다고 판단하였다. 한편, 정진화·주하연(2013)은 닐슨의 소매조사 자료와 한국

17) 독거노인의 성폭력피해 사례가 빈번히 보도된다는 점을 고려하여 고연령대 미혼여성 세대주들을 따로 구분해서도 분석을 시도하였으나, 추정계수는 유의하지 않았고 다른 분석 결과에도 변화가 없었다.

24 한국의 성폭력범죄와 여성피해자화: 패널추정기법을 이용한 분석

〈표 1〉 변수별 정의 및 기초통계량

변수명	정의 및 설명	평균	표준 편차	최대	최소	기대 부호	출처
SA	인구 10만 명당 성폭력범죄 발생건수(건)	29.6	10.9	75.6	14.6		대검찰청, 『범죄분석』
AR	성폭력범죄 발생건수에 대한 검거건수 비율	0.9	0.1	1.1	0.7	(-)	
PR	성폭력범죄 처리인원에 대한 기소인원 비율	0.5	0.1	0.7	0.3		
%UNEMPM	남성실업률(%)	3.4	1.1	8.1	1.7	(+)	통계청, 국가통계포털 (kosis.kr)
CPGRDP	1인당 건설업 소득(백만 원, 2010년 기준)	1.1	0.3	1.9	0.4	(-)	
%DIVORCE	전체 가구 대비 이혼가구(%)	6.0	1.8	10.8	2.7	(+)	
%MPOP	지역별 인구 대비 연령별 남성인구(%)						
30~39		8.6	0.9	11.0	6.8		
40~49		8.6	0.7	10.1	6.7		
above 50		12.1	2.5	17.9	6.4		
%FPOP	지역별 인구 대비 연령별 여성인구(%)					(+)	
15~19		3.3	0.3	4.1	2.9		
20~29		7.0	1.0	9.9	5.2		
30~39		8.2	0.9	10.6	6.4		
40~49		8.2	0.7	9.6	6.5		
50~59		6.0	1.2	9.2	3.4		
above 60		8.5	2.0	12.8	3.9		
%SINGLEFEM _T	지역별 전체 가구 대비 미혼여성 가구주 (%)	4.6	1.4	10.0	2.7	(+)	
%SINGLEFEM _L	29세 이하 미혼여성 가구주	2.7	0.8	4.9	1.3	(+)	
%SINGLEFEM _H	30세 이상 미혼여성 가구주	1.9	0.8	5.2	0.6	(?)	
%EMP _{FEM_T}	지역별 15세 이상 여성인구 대비 취업여성 (%)	47.4	3.9	61.0	38.9	(+)	
%EMP _{FEM_L} ^{AGE}	15세 이상 24세 이하 및 50세 이상	19.3	3.2	26.9	12.1	(+)	
%EMP _{FEM_H} ^{AGE}	25세 이상 49세 이하	28.1	2.8	35.6	21.1	(?)	
%EMP _{FEM_L} ^{JOB+}	서비스종사자/기능원 및 관련 종사자/농림 어업숙련종사자/단순노무종사자	24.4	6.1	37.8	14.1	(+)	
%EMP _{FEM_H} ^{JOB+}	관리자/전문가 및 관련 종사자/사무종사자/ 판매종사자/장치, 기계조작 및 조립종사자	26.3	5.3	39.0	16.9	(?)	
ALCOHOL	지역별 주류 및 담배에 대한 1인당 가계지 출액(천원, 2010년 기준)	318.0	25.5	403.0	263.1	(+)	
%CAMPUSFEM	지역별 20세 이상 29세 이하 여성인구 대비 여자대학(제적)생 비율(%)	38.2	15.7	76.8	10.7	(+)	한국교육개발 원, 『교육통계 연보』

주: 1) 2000년부터 2013년까지 추출된 표본 수는 182개임.

2) + 직종별 여성고용률의 표본 수는 2000~2001년 결측치로 인해 156개임.

주류산업협회의 출고량 자료를 바탕으로, 소주·맥주 소비변수를 구축한 바 있다. 하지만 필자들은 소주와 맥주 이외의 주류소비도 고려하기 위해 가계지출액을 활용하기로 하였다. 1인당 주류(및 담배)지출액의 전체 평균은 약 31만 8,000원이며, 최댓값과 최솟값은 각각 40만 3,000원 및 26만 3,000원이다. 지역별 평균을 보면, 서울에서 약 35만 원으로 가장 높았으며 전북에서 약 28만 원으로 가장 낮았다.

여대생의 높은 피해위험을 반영하기 위해 한국교육개발원 『교육통계연보』를 바탕으로, 모든 대학교(예: 일반대학, 대학원 등)의 지역별 여성대학(재적)생 비율(%*CAMPUSFEM*)을 구축하였다. 원격교육대학(예: 방송통신대 등) 및 여대의 여학생들을 별도 구분할 것인지에 대하여 많은 숙고를 하였다. 이들은 일반대학생과 범죄피해위험이 상이할 수 있기 때문이다. 그런데 『교육통계연보』에 따르면, 원격교육대학의 여학생 숫자는 여대생 전수의 약 15%였다. 또한 고등교육기관 일람표(2015)를 조사한 결과, 국내 14개 여대는 전체 470개의 약 2.9%였다. 이에 모든 대학의 여학생들을 단일범주로 포함하였다.¹⁸⁾ 여대생 비율의 전체 평균은 38.2%이며, 최댓값은 76.8%, 최솟값은 10.7%이다. 지역별 평균을 보면, 서울에서 59.7%로 가장 높았고 인천에서 15.6%로 가장 낮았다.

V. 분석 결과

1. 기준 모형 추정 결과

기준 모형(baseline) 추정 결과를 <표 2>에 제시하였다. *Deterrence*는 지역 및 시간고정효과를 통제한 후, 억지변수그룹(*D*)만 고려한 모형설정이다. $\ln(AR_{t-1})$ 의 추정계수는 기대와 상반된 양(+)¹⁸⁾의 부호이나 유의하지 않았다. 반면, $\ln(PR_{t-1})$ 의 추정계수는 음(-)의 부호이고 1% 내에서 유의하였다. 기소율의 추정 결과는 나머지 두 모형설정에서도 공고하였다.

18) 여대생 비율을 원격교육대학 여부로 세분한 경우, 비원격교육 대학에 재적된 여대생 비율의 추정계수만 양(+)¹⁸⁾의 부호이고 유의하였다. 이때 다른 분석 결과들에는 큰 변화가 없었다. 한편, 여대에 재적된 여학생들의 숫자는 『교육통계연보』를 통해 식별할 수 없었다. 참고로 20대 여성인구 대비 여대생 비율의 효과를 살펴보기 위해 분모를 20대 여성인구로 설정하였다. 이외에도 분모를 전체 인구, 전체 여성인구, 15세 이상 여성인구 등 다양한 방식으로 설정하여도 분석 결과에 큰 차이가 없었다.

26 한국의 성폭력범죄와 여성피해자화: 패널추정기법을 이용한 분석

〈표 2〉 기준 모형 추정 결과

	<i>Deterrence</i>	<i>Demographic</i>	<i>Socioeconomic</i>
$\ln(AR_{t-1})$	0.149 (0.192)	0.008 (0.158)	-0.003 (0.153)
$\ln(PR_{t-1})$	-0.291*** (0.090)	-0.559*** (0.091)	-0.546*** (0.084)
<i>% MPOP</i>			
30~39		0.210 (0.154)	0.353* (0.175)
40~49		0.287 (0.349)	0.434 (0.291)
<i>above 50</i>		-0.035 (0.207)	0.015 (0.198)
<i>% FPOP</i>			
15~19		0.265 (0.201)	0.267 (0.208)
20~29		0.387 (0.244)	0.469* (0.241)
30~39		0.241 (0.224)	0.095 (0.283)
40~49		0.102 (0.226)	-0.001 (0.247)
50~59		0.310** (0.109)	0.286* (0.138)
<i>above 60</i>		0.419*** (0.084)	0.404*** (0.090)
<i>% DIVORCE</i>			-0.019 (0.062)
<i>% UNEMPM</i>			0.033* (0.017)
$\ln(CPGRDP)$			-0.134 (0.117)
<i>CONSTANT</i>	2.911*** (0.057)	-12.599 (7.460)	-14.045* (6.990)
R^2	87.1%	90.0%	90.2%
<i>n</i>	169	169	169

주: *는 10%, **는 5%, ***는 1% 유의수준. 괄호 안은 Robust *t*-통계량이다. R^2 은 within 추정방식에 의해 계산되었다. 모든 모형에서 지역 및 시간고정효과가 통제되었다. 종속 변수는 로그변환되었다($\ln(SA)$). 전체 표본크기는 182개이나 시차변수(AR 및 PR)의 활용으로 인해 실제 사용된 표본크기는 169개이다.

*Demographics*에서 성별 인구 비율변수를 추가하였다. 50세 이상 남성인구를 제외한 인구 비율변수 대부분의 추정계수들이 기대했던 양(+)의 부호이나, 고연령대 여성인구의 추정계수들만 유의하였다. 이 결과는 Zimmerman and Benson(2007)과 상이하였으나, 추가 변수 도입 이후의 변화를 지켜보고자 하였다. 그럼에도 불구하고 고연령대 여성인구에 대한 분석 결과는 기존 범죄 공급 관련 문헌들에서는 거의 보고되지 않은 발견이라는 점에서 꽤 흥미롭다고 할 수 있다. 이러한 결과는 최근 나타나고 있는 일련의 현상들과 부합한다고 볼 수 있다. 현재 한국은 고령화와 함께 노인 대상 범죄가 증가하고 있는 추세이며, 관련 학술 연구도 점차 늘고 있는 상황이다(예: 장준오, 2009; 광대경·송일호, 2012). 또한 제II절에서 살펴본대로 성폭력피해자 중 고연령대 여성피해자 비율이 가장 빠른 속도로 늘고 있다. 우리 사회의 가장 큰 문제 중 하나가 고령화 현상이라는 점에 비추어 볼 때, 이상의 분석 결과는 형사정책적으로 합의하는 바가 크다고 판단된다.

*Socioeconomic*에서 사회경제적 변수그룹(X)을 추가하였는데, 강력흉악범죄 전체를 분석한 Kim *et al.*(2016)을 참조하였다. %*DIVORCE*의 추정계수는 유의하지 않았다. 노동시장 특성변수에 대한 추정 결과는 기대와 일치하였지만, %*UNEMPM*의 추정계수만 10% 내에서 유의하였다. 이는 Raphael and Winter-Ebmer(2001)가 제안한대로 취업여성의 노출효과를 통제하지 못했기 때문일 수 있다. 반면, 30대 남성인구와 20대 여성인구 비율변수의 추정 결과가 기대와 일치하였다. 종합하면, 이상의 모형설정은 그간의 경제학적 문헌에서 자주 활용되어 온 변수들의 효과를 검증한 것이다. 그 결과 *Socioeconomic*에서 선행 연구들과 유사한 결과들이 일부 확보되었다. 이에 *Socioeconomic*을 본고의 기준 모형으로 삼고, 여성변수그룹(V)에 대한 분석을 본격적으로 시도한다.

2. 여성변수그룹(V)에 대한 추정 결과

여성변수그룹(V)에 대한 다양한 모형의 추정 결과들을 <표 3>에 정리하였다. 억지변수그룹(D)을 살펴보면, 기소억지력이 검거보다 강력하다는 선행 연구(예: Mustard, 2003; Kim and Kim, 2015)와 유사한 결과가 여전히 확인됨을 알 수 있다. (7)에 따르면 기소율이 1% 증가할 때 성폭력범죄 발생비는 0.52% 감소하였다. 성폭력범죄 1건당 사회적 비용이 2.2억 원(박경래 외, 2010)임을 고려하면, 이는 약 172억 원이라는 사회적 비용이 절감된다는 사실을 의미한다.

28 한국의 성폭력범죄와 여성피해자화: 패널추정기법을 이용한 분석

〈표 3〉 여성변수그룹(V) 추정 결과

	<i>Exposure 1</i>		<i>Exposure 2</i>			<i>Attractiveness</i>	<i>Hotspot</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$\ln(AR_{t-1})$	-0.004 (0.155)	-0.078 (0.161)	-0.035 (0.150)	-0.026 (0.137)	-0.087 (0.160)	-0.048 (0.165)	-0.004 (0.167)
$\ln(PR_{t-1})$	-0.534*** (0.087)	-0.506*** (0.088)	-0.500*** (0.087)	-0.506*** (0.088)	-0.497*** (0.094)	-0.465*** (0.094)	-0.519*** (0.086)
<i>%MPOP</i>							
30~39	0.359* (0.172)	0.174 (0.126)	0.150 (0.122)	0.254* (0.130)	0.280** (0.104)	0.209** (0.077)	0.419*** (0.105)
40~49	0.458 (0.274)	0.411 (0.237)	0.380 (0.230)	0.429* (0.211)	0.522** (0.207)	0.502** (0.180)	0.528** (0.177)
<i>above 50</i>	0.108 (0.240)	0.311 (0.240)	0.317 (0.230)	0.228 (0.206)	0.221 (0.243)	0.271 (0.197)	-0.055 (0.142)
<i>%FPOP</i>							
15~19	0.239 (0.205)	0.378* (0.211)	0.399* (0.212)	0.391 (0.225)	0.458** (0.173)	0.276 (0.197)	0.255 (0.212)
20~29	0.471* (0.237)	0.407* (0.220)	0.361 (0.207)	0.402* (0.205)	0.461** (0.207)	0.528*** (0.158)	0.705*** (0.135)
30~39	0.055 (0.293)	0.681** (0.234)	0.639** (0.255)	0.539 (0.318)	0.570** (0.239)	0.634** (0.269)	0.272 (0.275)
40~49	-0.021 (0.252)	0.464 (0.266)	0.425 (0.281)	0.403 (0.301)	0.361 (0.270)	0.368 (0.234)	0.170 (0.237)
50~59	0.208 (0.217)	0.372 (0.219)	0.310 (0.252)	0.387 (0.224)	0.431* (0.225)	0.297 (0.219)	0.411* (0.206)
<i>above 60</i>	0.350** (0.173)	0.437** (0.177)	0.407** (0.182)	0.445** (0.158)	0.506** (0.169)	0.425** (0.164)	0.500** (0.167)
<i>%DIVORCE</i>	-0.036 (0.076)	0.070 (0.065)	0.069 (0.068)	0.025 (0.088)	0.078 (0.063)	0.111 (0.064)	0.142** (0.055)
<i>%UNEMPM</i>	0.032* (0.017)	0.012 (0.018)	0.000 (0.016)	-0.002 (0.018)	0.016 (0.014)	0.026 (0.015)	0.037** (0.015)
$\ln(CPGRDP)$	-0.122 (0.118)	-0.223* (0.114)	-0.219* (0.122)	-0.252* (0.128)	-0.308** (0.113)	-0.298** (0.114)	-0.368** (0.122)

〈표 3〉 계 속

	Exposure 1		Exposure 2			Attractiveness	Hotspot
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
%SINGLEFEM _T	0.043 (0.087)						
%SINGLEFEM _L		0.383** (0.138)	0.395** (0.128)	0.336** (0.127)	0.376** (0.132)	0.368** (0.126)	
%SINGLEFEM _H		-0.291* (0.135)	-0.297* (0.136)	-0.260 (0.149)	-0.352** (0.129)	-0.522*** (0.123)	-0.458*** (0.095)
%EMPFEM _T			0.011 (0.010)				
%EMPFEM _L ^{AGE}				0.027 (0.018)			
%EMPFEM _H ^{AGE}				-0.009 (0.014)			
%EMPFEM _L ^{IOB}					0.019* (0.009)	0.022* (0.010)	0.019** (0.009)
%EMPFEM _H ^{IOB}					-0.017 (0.016)	-0.023 (0.015)	-0.029* (0.016)
ln(ALCOHOL)						0.972** (0.349)	1.181** (0.390)
%CAMPUSFEM							0.013*** (0.004)
CONSTANT	-13.912* (6.887)	-25.121*** (5.961)	-23.737*** (6.128)	-23.591*** (6.166)	-25.937*** (5.599)	-30.290*** (6.614)	-27.861*** (5.675)
R ²	90.2%	90.9%	91.0%	91.3%	91.3%	91.7%	91.6%
n	169	169	169	169	169	169	169

주: *는 10%, **는 5%, ***는 1% 유의수준. 괄호 안은 Robust *t*-통계량이다. R²은 within 추정방식에 의해 계산되었다. 모든 모형에서 지역 및 시간고정효과가 통제되었다. 종속 변수는 로그변환되었다(ln(SA)). 전체 표본크기는 182개이나, 시차변수(AR 및 PR)의 활용으로 인해 실제 사용된 표본크기는 169개이다.

Exposure 1의 (1)은 기준 모형에 %SINGLEFEM_T을 추가한 모형이다. 추정계수는 양(+)의 부호이나 유의하지 않았다. 이는 보호수준이 높은 그룹의 효과를 식별하지 못했기 때문일 수 있다. 이에 (2)에서 %SINGLEFEM_T을 보호수준의 차이에 따라 세분하여 분석하였다. 그 결과 %SINGLEFEM_L의 추정

계수는 양(+)¹의 부호이고 5% 내에서 유의하였다. 계수추정치도 %SINGLEFEM_T보다 커진 것으로 보아 추정편의가 완화된 것으로 보인다. 반면, %SINGLEFEM_H의 추정계수는 보호수준이 높은 이들이 많아짐에 따라 범죄행위가 억지됨을 보였다. 이후 모형설정들에서도 이러한 추정 결과는 계속 공고하였다.

%EMPFFEM_T의 분석 결과 추정계수는 양(+)¹의 부호이나 유의하지 않았다 (Exposure 2의 (3)). (4)에서 %EMPFFEM_T을 연령별 소득기준으로 세분한 결과 %EMPFFEM_L^{AGE}의 추정계수는 양(+)¹의 부호인 반면 %EMPFFEM_H^{AGE}의 추정계수는 음(-)¹의 부호이나 유의하지 않았다. 대신 편차가 더 큰 직종별 소득기준으로 세분된 고용률을 추가한 모형설정이 (5)이다. 그 결과 10%의 유의수준 내에서 %EMPFFEM_L^{JOB}의 추정계수가 양(+)¹의 부호를 보여 주었다. 이후 모형설정들에서 설명력이 소폭 개선되었으나, 추정계수의 유의수준이 %SINGLEFEM_L에 비해 대체로 낮았다. 이는 Meier and Miethe(1993, p.485)가 지적한대로 기업환경이 보호역할을 제공하기 때문일 수 있다. 한편, 음(-)¹의 부호를 보인 %EMPFFEM_H^{JOB}의 추정계수는 유의하지 않았으나, 추가 변수가 도입된 (7)에서는 5% 내에서 유의하였다.

Attractiveness 측면을 반영하고자 고안한 (6)에서 알코올 소비(ln(ALCOHOL))의 효과를 추정하였다. 추정계수의 부호는 양(+)¹이며 5% 내에서 유의하였다. Saridakis(2004)의 주장처럼 국내 성폭력범죄에 대해서도 알코올변수의 중요성이 높다고 판단된다. 특히, 계수추정치의 크기가 Zimmerman and Benson(2007) 및 정진화·주하연(2013)의 경우와 (변수정의가 다름에도 불구하고) 유사하였다. 한계효과를 계산하면, 알코올 소비 1% 증가에 종속변수는 1.2% 증가하였다. 즉, 1인당 알코올 지출액이 1만 원 증가할 때 성폭력범죄 발생건수는 표본기간 평균 기준 전국적으로 약 540건 증가하였다. 물론 알코올 소비-범죄율 간 인과관계 경로는 다양하지만, Zimmerman and Benson(2007)에 입각하여 해석하자면, 알코올 소비로 인해 유발되는 범죄발생건수의 상당수가 주취여성의 낮은 저항력에 기인할 가능성이 높다. 또한 알코올 소비효과를 통제한 결과, 노출변수 중 보호수준이 높은 그룹(특히, %SINGLEFEM_H)의 계수추정치 절대수준이 커지면서 유의수준도 증가하였다.

Hotspot에서 %CAMPUSFEM을 추가하였다. 그런데 %SINGLEFEM_L이 통제된 상황에서 %CAMPUSFEM을 포함시키면, 두 추정계수 모두 양(+)¹의 부호이나 유의하지 않았다. 이는 두 변수 간 높은 상관관계(0.8)로 인해 각 효과가 제대로 추정되지 않는 것으로 보인다(예: 대학진학과 자취). 이에 %SIN

$GLEFEM_L$ 을 제외하고 $\%CAMPUSFEM$ 만 추가한 것이 (7)이다. 그 결과 $\%CAMPUSFEM$ 의 추정계수는 양(+)의 부호이고 1% 내에서 유의하였다. 여대생 비율이 1%p 증가하면 성폭력범죄 발생비는 1.3%, 즉 표본기간 평균 기준 전국적으로 195건 증가하는 것으로 나타났다. 지역수준의 여대생 비율-성폭력범죄 발생비 간 높은 연계성은 기존 문헌들에서 거의 고려되지 못했다는 점에서 유의미한 발견이라 판단된다.

3. 경찰 억지력에 대한 추가 검토

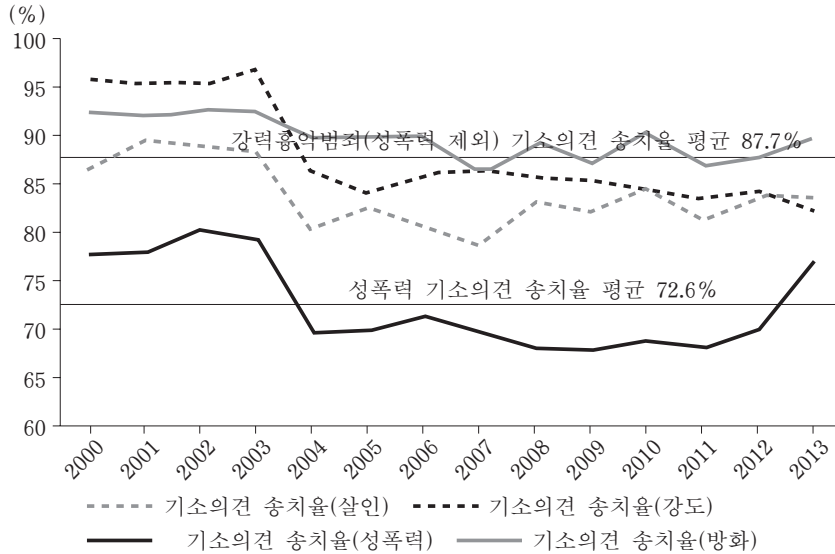
본고와 유사한 방법론을 사용한 그간의 국내 일반 및 강력흉악범죄(전체) 연구들에서는 대개 검거율도 기소율처럼 강한 설명력을 보여 주었다. 다만 정진화·주하연(2013)에서는 성폭력에 대한 검거율의 설명력이 낮은 편이었다. 이에 해외 주요 문헌들의 경우를 살펴보았다. 그 결과 일부(예: Mustard, 2003)를 제외하면, 성폭력(또는 강간)에 대한 경찰 억지력의 설명력이 전반적으로 낮은 경향을 보였다(예: Zimmerman and Benson, 2007; Entorf and Winker, 2008, Agan, 2011, Zimmerman, 2014 등). 필자들은 그 원인으로 두 가지 가능성을 제시해 보고자 한다.

첫째, 격리(incapacitation)효과가 작기 때문일 것으로 추론한다. Levitt(1998, p. 354)은 강간범죄율과 검거율 간 음(-)의 관계가 형성되는 이유로 억지효과보다는 격리효과가 지배적이기 때문임을 관찰했다. 즉, 검거된 피의자들이 투옥됨에 따라 범죄율이 감소된다는 것이다. 그렇다면 다수가 불기소 또는 무죄(또는 비자유형) 판결을 받는다면, 검거율이 증가하여도 격리효과는 발생하지 않을 수 있다. 전술한대로 국내 성폭력범죄의 경우 검거율 대비 기소율 수준이 약 0.5에 불과하여 검거된 피의자 절반이 기소되지 않는 것으로 나타났다.

둘째, (위 격리효과와 관계없이) 피의자들이 만약 어떤 이유(예: 높은 입증비용)에서 경찰에 검거되어도 무혐의로 풀려날 것이라는 합리적 기대를 하게 된다면, 경찰 억지력이 유효하지 않을 수 있다. 단편적이거나 일부 증거를 제시하기 위해, 지난 14년간 강력흉악범죄별 기소의견 송치율 추세를 조사하였다. 경찰은 검거한 형사사건에 대한 수사기록 및 피의자를 검찰에 송치하면서 기소 여부에 대한 의견을 첨부해야 하는데(『경찰청범죄수사규칙』, 제10장), 이때 기소의견 송치율은 검거된 피의자 중 기소의견으로 검찰에 송치된 비율로 정의된다.

<그림 5>를 보면 지난 14년간 성폭력범죄의 기소의견 송치율은 평균 72.6%

32 한국의 성폭력범죄와 여성피해자화: 패널추정기법을 이용한 분석



자료: 경찰청, 『경찰통계연보』.

〈그림 5〉 한국의 강력흉악범죄별 기소의견 송치율: 2000~2013

로 (위해성이 비교적 유사한) 다른 강력흉악범죄의 평균(87.7%)보다 약 15%p 낮음을 알 수 있다. 이로부터 성폭력범죄 피의자들은 검거단계에서부터 기소확률이 낮다고 인지할 것이라는 추론이 가능하다. 실제 기소율 수준을 살펴봐도, 성폭력은 46.8%로 살인(75.2%), 강도(55.6%), 방화(52.2%)보다 낮음을 알 수 있다. 물론 이상은 단순한 추론이며 수치적 차이도 그리 확연하지는 않은 만큼, 추후 정교한 분석이 필요한 것으로 보인다.

VI. 결론

최근 국내 성폭력범죄의 발생 추세가 심상치 않다. 2013년 성폭력범죄 발생 건수는 2000년의 2.7배에 이르며, 전체 일반범죄보다 훨씬 빠른 속도로 증가하였다. 이러한 추세는 사회활동이 점차 활발해지고 있는 여성들에게 큰 위협이 되고 있다. 실제로 지난 14년간 성폭력피해자의 95.4%가 여성이었으며, 상당수가 가구 외 장소에서 낯선 남성들에 의해 범죄피해를 당했다. 심지어 여성피해자 연령별 분포에서의 ‘양봉화’라는 특이한 현상까지 관찰되고 있다. 그러나 성폭력범죄와 여성피해자에 초점을 둔 연구는 여전히 부족한 실정이다.

이와 같은 배경에서 본고는 가해자의 합리적 선택의 관점을 바탕으로, 법집행 요인, 노동시장 특성 및 피해자 특성(노출, 유인성 및 보호)이 성폭력범죄 발생에 미치는 영향을 분석하였다. 법집행 요인과 노동시장 특성에 관한 분석은 지난 40년간 축적된 경제학적 연구의 연장선에 있다고 할 수 있다. 그런데 이들 연구들은 잠재적 피해자의 특정 행위도 가해자 유인에 중요한 영향을 미칠 수 있다는 가능성에 덜 주목하였다. 이에 피해자화 연구에 비교우위가 있는 기회이론적 시각을 보완하여 기존 논의의 확장을 시도하였다.

패널추정기법을 통해 정밀한 분석을 시도한 결과, 경제학적 주요 가설의 타당성을 일정 수준 확보하였다. 먼저 법집행 요인의 경우, 선행 연구와 유사하게 기소확률의 설명력이 상당히 강력했다. 기소율이 단지 1% 감소할 때 성폭력범죄가 야기하는 사회비용은 약 172억 원 증가한다는 추정 결과를 얻을 수 있었다. 반면 경찰 역지력은 유효하지 않았는데, (물론 보다 정교한 검토가 요구되지만) 이는 검거된 피의자들 다수가 사회로부터 격리되지 않았거나, 피의자들이 검거단계에서부터 기소당할 위험이 낮을 것으로 기대했기 때문일 수 있다. 한편, 노동시장 특성의 효과는 선행 연구와 유사하게 성별에 따라 상이한 것으로 나타났다. 특히, 그러한 경향은 모형설정이 정교해질수록 점점 뚜렷해졌다.

나아가 기존 논의의 확장 차원에서 피해자 특성의 효과를 분석하였다. 먼저 여성고용률 및 미혼여성 가구주 비율로 구성된 노출변수들의 효과는 보호(소득)수준의 차이에 따라 상이한 것으로 나타났다. 즉, 가해자에게 노출된 개개인 모두가 유사한 범죄위험에 직면하기보다는, 보호 요인의 정도에 따라 그 위험이 상이해진다는 것이다. 소득이 많은 피해자일수록 성폭력피해 위험을 보다 수월히 회피할 수 있기 때문이다. 이어 그간의 여러 강력범죄 연구에서 강조되어 왔던 알코올 소비의 효과는 국내 성폭력범죄 발생에 대해서도 강한 설명력을 보여 주었으며, 계수추정치도 주요 선행 연구와 유사하여 결과의 신뢰성이 강화되었다. 알코올 소비-성폭력범죄율 간 강한 연계성은 주취여성들의 범죄에 대한 보호능력이 특히 낮다는 점에 기인할 가능성이 크다. 그리고 그 위험성은 보호(소득)수준이 높은 여성의 경우에도 예외가 아닐 수 있어 보인다.

본고에서 특히 주목하였던 여성변수는 여대생 및 고연령대 여성인구 비율이다. 이들은 범죄 대상이 되기 쉬운 특성들을 비교적 많이 갖는다. 여대생은 저연령대 미혼이면서 성폭력범죄 다발 지역인 대학에서 주로 활동하고 있다. 그리고 고연령대 여성들은 범죄에 대한 저항력이 다른 연령대에 비해 특히 낮다고 볼 수 있다. 두 변수 모두 국내 성폭력범죄 발생에 미치는 영향이 매우 큰

것으로 나타났다.

따라서 전술한 여성피해자 연령별 분포의 ‘양봉화’ 현상을 일정 수준 설명해 볼 수 있다. 고연령대 여성피해율의 급증은 주로 한국의 고령화에 의한 것으로 볼 수 있다. 이는 최근 언론에서 회자되고 있는 노인여성 대상 성폭력범죄의 심각성과 맥락을 같이 하며, 기존 성폭력 연구들이 저연령대 여성피해에 초점을 두었다는 점에서 의미하는 바가 크다. 반면 (인구비중이 꾸준히 감소해 온) 저연령대 여성피해율의 증가현상은 여대생 및 독신여성 비율의 증가에 기인한 것으로 판단된다. 또한 고연령대 및 저연령대(특히, 미성년층) 취업여성 중 저소득 비율이 다른 연령대보다 빠르게 증가한다는 사실도 양봉화 현상과 무관치 않을 것이다.

종합하면, 가해자의 범죄실행비용을 높이기 위한 정책적 노력이 중요하다는 함의가 도출된다. 세 가지만 지적한다. 첫째, 가해자의 기대처벌비용에 영향을 미칠 수 있는 검찰기소 자원배분 문제이다. 국내 성폭력범죄의 기소율 수준은 강력흉악범죄 중 가장 낮다. 물론 그 원인은 다양할 것이다. 다른 범죄에 대한 기소자원 쏠림현상 때문이거나, 피해자 진술거부 등으로 인해 유죄입증비용이 높기 때문일 수 있다. 어떠한 이유이든 검찰 역지력의 중요성을 감안한다면, 향후 이 문제를 형사정책적 및 학술적 차원에서 면밀히 검토할 필요가 있다. 또한 경찰 역지력의 정상화를 위한 정책 설계에도 숙고가 필요해 보인다.¹⁹⁾

둘째, 합법적 소득기회의 개선과 같은 노동정책은 가해자의 범죄에 대한 기회비용을 높인다는 점에서 형사정책적으로 유용할 수 있다. 그런데 노동정책은 다른 경로를 통해 가해자 유인에 상이한 영향을 미칠 수 있다. 가령 고용이 증가함으로써 취업여성과 잠재적 가해자 간 접촉하는 정도가 증가하거나, 한편으로 소득수준 향상으로 인해 여성의 보호수준이 증가할 수 있다. 결국 노동정책과 형사정책 간 연관성을 정확히 파악하기 위해서는 각 경로의 상이한 효과를 엄밀히 파악하는 작업이 선행될 필요가 있다. 예를 들어, 여성의 고용률과 임금 수준을 높이면서도 노출에 의한 피해위험을 줄일 수 있는 정책과제가 대두된다.

셋째, 노동과 더불어 교육, 보건, 노인복지 등 여성의 보편적인 일상과 관련된 다양한 문제들이 형사정책적으로 중요한 고려 사안이 될 수 있다. 예를 들어, 여성의 사회적 지위상승에 따른 음주문화의 확산은 더 이상 여성보건상의

19) 한편, 여성들의 사법 서비스에 대한 수요는 향후 급증할 것으로 예상된다. 그렇다면 국내 형사사법기관의 자원배분이 이러한 수요에 적절히 대응하고 있는지를 살펴보고, 만약 그렇지 않다면 그 원인과 해결책을 모색하는 연구도 시급할 것으로 보인다.

문제에만 국한되지 않고 형사정책적으로도 중요한 문제라 할 수 있다. 노인복지 문제도 마찬가지이다. 주지하듯 고령사회로의 빠른 이행현상을 감안한다면, 향후 고연령대 여성피해율은 더욱 증가할 것이다. 최근 광주지검이 노인여성 대상 성폭력범죄 예방 프로그램 ‘민들레’(來)를 시행하였으나, 아직은 초기 단계로서 사전적 예방교육 및 사후적 피해자 지원 위주로 이루어져 있다. 본고의 주요 목적이 구체적인 정책 제언에 있지는 않으나, 개선방향을 초보적으로나마 생각해 볼 수 있다. 즉, 공공부문의 적극적 지원 및 민간의 자발적 협력을 유도하는 제도를 고려해 볼 수 있다. 미국의 ‘노인범죄대책반’과 같이 신고에 대한 보상제도 및 캐나다의 ‘노인범죄방지팀’과 같이 범죄예방을 위한 노인시설의 자발적 참여제도가 참조할 만한 예이다. 향후 각 제도가 갖는 비용효율성 등을 이론 및 실증적으로 검토하는 과정에서 경제학적 접근방식의 공헌이 작지 않으리라 기대한다.

참 고 문 헌

- 곽대경·송일호, “노인범죄피해와 유형별 범죄에 대한 두려움,” 『한국경찰연구』 제11권, 2012, 35~60.
- 김두열·김지은, “외환위기 이후 흉악범죄의 증가와 정부의 범죄억지정책,” 『한국개발연구』 제31권, 2009, 155~194.
- 김일중·변재욱, “한국의 법집행 및 노동시장 특성이 범죄발생에 미치는 영향에 관한 실증분석,” 『국제경제연구』 제18권, 2012, 55~89.
- 김준호·박현수·박성훈, “한국의 범죄피해에 영향을 미치는 요인에 관한 연구,” 『형사정책연구』 제21권, 2010, 135~172.
- 민희철, “경찰력과 흉악범죄의 억지에 대한 연구,” 『법경제학연구』 제8권, 2011, 183~204.
- 박경래·김수동·최성탁·이중환, 『범죄 및 형사정책에 대한 법경제학적 접근(2) —범죄의 사회적 비용추계』, 한국형사정책연구원, 2010.
- 장준오, “노인범죄와 범죄피해에 대한 실태연구,” 『형사정책연구』 제77권, 2009, 215~255.
- 정진화·주하연, “주류소비가 사망률과 범죄율에 미치는 효과분석: 주요 손상사고와 강력범죄를 중심으로,” 『응용경제』 제15권, 2013, 187~218.

- Agan, Amanda Y., "Sex Offender Registries: Fear without Function?," *Journal of Law and Economics* 54, 2011, 207~239.
- Allen, David W., *Criminals and Victims*, Stanford: Stanford University Press, 2011.
- Ayres, Ian and Steven D. Levitt, "Measuring Positive Externalities from Unobservable Victim Precaution: An Empirical Analysis of Lojack," *Quarterly Journal of Economics* 113, 1998, 43~77.
- Barslund, Mikkel, John Rand, Finn Tarp, and Jacinto Chiconela, "Understanding Victimization: The Case of Mozambique," *World Development* 35, 2007, 1237~1258.
- Becker, Gary S., "Crime and Punishment: An Economic Approach," *Journal of Political Economy* 76, 1968, 169~217.
- Benson, Bruce L. and Brent D. Mast, "Privately Produced General Deterrence," *Journal of Law and Economics* 44, 2001, 725~746.
- Blau, Judith R. and Peter M. Blau, "The Cost of Inequality: Metropolitan Structure and Violent Crime," *American Sociological Review* 47, 1982, 114~129.
- Cohen, Lawrence E., James R. Kluegel, and Kenneth C. Land, "Social Inequality and Predatory Criminal Victimization: An Exposition and Test of a Formal Theory," *American Sociological Review* 46, 1981, 505~524.
- Cohen, Lawrence E. and Marcus Felson, "Social Change and Crime Rate Trends: A Routine Activity Approach," *American Sociological Review* 44, 1979, 588~608.
- Cook, Philip J., "The Demand and Supply of Criminal Opportunities," In Tonry, Michael and Morris Norval, (eds.), *Crime and Justice: An Annual Review of Research* 7, Chicago: University of Chicago Press, 1986, 1~28.
- Corman, Hope and Naci Mocan, "Carrots, Sticks, and Broken Windows," *Journal of Law and Economics* 48, 2005, 235~266.
- Cornwell, Christopher and William N. Trumbull, "Estimating the Economic Model of Crime with Panel Data," *Review of Economics and Statistics* 76, 1994, 360~366.
- Cullen, Julie Berry and Steven D. Levitt, "Crime, Urban Flight, and the Consequences for Cities," *Review of Economics and Statistics* 81, 1999, 159~169.
- Ehrlich, Isaac, "Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical

- Investigation,” *Journal of Political Economy* 81, 1973, 521~565.
- _____, “Crime, Punishment, and the Market for Offenses,” *Journal of Economic Perspectives* 10, 1996, 43~67.
- Entorf, Horst, “Economic Factors of Victimization: Evidence from Germany,” *German Economic Review* 16, 2015, 391~407.
- Entorf, Horst and Peter Winker, “Investigating the Drugs-Crime Channel in Economics of Crime Models: Empirical Evidence from Panel Data of the German States,” *International Review of Law and Economics* 28, 2008, 8~22.
- Hindelang, Michael, Michael Gottfredson, and James Garofalo, *Victims of Personal Crime: An Empirical Foundation for a Theory of Personal Victimization*, Cambridge: Ballinger, 1978.
- Kim, Duol and Iljoong Kim, “Trade-Offs in the Allocation of Prosecution Resources: An Opportunity Cost of Overcriminalization,” *Applied Economics* 47, 2015, 1652~1669.
- Kim, Iljoong, Jaewook Byeon, and Dongwon Lee, “Violent Crime and Female Victimization from Metropolitan Areas in South Korea,” Presented at the 2016 Western Economic Association International Meetings.
- Lauritsen, Janet L., “Advances and Challenges in Empirical Studies of Victimization,” *Journal of Quantitative Criminology* 26, 2010, 501~508.
- Levitt, Steven D., “Why Do Increased Arrest Rates Appear To Reduce Crime: Deterrence, Incapacitation, or Measurement Error?,” *Economic Inquiry* 36, 1998, 353~372.
- _____, “The Changing Relationship between Income and Crime Victimization,” *Economic Policy Review* 5, 1999, 87~98.
- McNeeley, Susan, “Lifestyle-Routine Activities and Crime Events,” *Journal of Contemporary Criminal Justice* 31, 2014, 30~52.
- Meier, Robert F. and Terance D. Miethe, “Understanding Theories of Criminal Victimization,” *Crime and Justice* 17, 1993, 459~499.
- Miethe, Terance D. and Robert F. Meier, “Opportunity, Choice, and Criminal Victimization: A Test of a Theoretical Model,” *Journal of Research in Crime and Delinquency* 27, 1990, 243~266.
- Mustaine, Elizabeth Ehrhardt and Richard Tewksbury, “Sexual Assault of College

- Women: A Feminist Interpretation of a Routine Activities Analysis,” *Criminal Justice Review* 27, 2002, 89~123.
- Mustard, David B., “Reexamining Criminal Behavior: The Importance of Omitted Variable Bias,” *Review of Economics and Statistics* 85, 2003, 205~211.
- Nagin, Daniel S., Robert M. Solow, and Cynthia Lum, “Deterrence, Criminal Opportunities, and Police,” *Criminology* 53, 2015, 74~100.
- Raphael, Steven and Rudolf Winter-Ebmer, “Identifying the Effect of Unemployment on Crime,” *Journal of Law and Economics* 44, 2001, 259~293.
- Sampson, Robert J., “Neighborhood and Crime: The Structural Determinants of Personal Victimization,” *Journal of Research in Crime and Delinquency* 22, 1985, 7~40.
- _____, “Personal Violence by Strangers: An Extension and Test of the Opportunity Model of Predatory Victimization,” *Journal of Criminal Law and Criminology* 78, 1987, 327~356.
- Saridakis, George, “Violent Crime in the United States of America: A Time-series Analysis between 1960-2000,” *European Journal of Law and Economics* 18, 2004, 203~221.
- Schwartz, Martin D. and Victoria L. Pitts, “Exploring a Feminist Routine Activities Approach to Explaining Sexual Assault,” *Justice Quarterly* 12, 1995, 9~31.
- Schwartz, Martin D., Walter S. DeKeseredy, Davit Tait, and Shahid Alvi, “Male Peer Support and a Feminist Routing Activities Theory: Understanding Sexual Assault on the College Campus,” *Justice Quarterly* 18, 2001, 623~649.
- Tewksbury, Richard A. and Elizabeth Ehrhardt Mustaine, “Cohen, Lawrence E., and Marcus K. Felson: Routine Activity Theory,” In Francis T. Cullen and Pamela Wilcox, (eds.), *Encyclopedia of Criminological Theory*, Thousand Oaks, CA: SAGE, 2010, 187~193.
- Tillyer, Marie Skubak, “General Multilevel Opportunity and Crime Events,” *Journal of Contemporary Criminal Justice* 31, 2015, 107~121.
- Xie, Min, Karen Heimer, and Janet L. Lauritsen, “Violence against Women in U.S. Metropolitan Areas: Changes in Women’s Status and Risk, 1980-2004,” *Criminology* 50, 2012, 105~143.
- Zimmerman, Paul R., “The Deterrence of Crime through Private Security Efforts:

Theory and Evidence,” *International Review of Law and Economics* 37, 2014, 66~75.

Zimmerman, Paul R. and Bruce L. Benson, “Alcohol and Rape: An ‘Economics-of-Crime’ Perspective,” *International Review of Law and Economics* 27, 2007, 442~473.

[Abstract]

Sexual Crimes and Female Victimization in Korea: An Empirical Investigation Utilizing the Panel Estimation Method

Kyongpyo Ko* · Iljoong Kim**

Sexual crimes have increased rapidly in Korea. This paper is the first empirical analysis in Korea to identify major determinants of the occurrence of sexual crimes, which extensively utilizes a panel dataset at the metropolitan level from 2000 to 2013. The panel estimation method allows us to control for unobserved heterogeneity across regions and time-related fixed effects. The paper particularly was motivated from an observation that victimization rates are also increasing not only among young females but also among very old-aged female cohorts. The current study was further motivated by the fact that the economics of crime literature tends to be offender-centered, meaning that the main focus of researchers was related with the criminal incentives of potential offenders. However, many theoretical and empirical arguments have accumulated in other fields that support the view that victim-related characteristics are critical for the incidence of crimes because of their impacts on the opportunity for the offenders. Thus, we have attempted to encompass the critical aspects both of offenders and victims that are believed to provide explanatory power for the surge of sexual crimes in Korea. Specifically, we have included, as major explanatory variables in the empirical estimation, various proxies for law enforcement, labor market conditions, and the core characteristics especially of female population. The most intriguing discovery from our empirical analyses, among many others, is that the incentives to commit sexual offenses were shown to be affected sensitively by victim characteristics. Also, the general trend of aging in Korea was suggested to be at least an important reason for the bi-modal age distribution of female victims. We have also obtained a strong statistical association, across regions, between alcohol consumption and sexual crimes. Finally, we have confirmed that

* First Author, Intern Researcher, Korea Institute of Criminology, Tel: +82-2-3460-9263, E-mail: kogpdang@naver.com

** Corresponding Author, Professor, Department of Economics, SungKyunKwan University, Tel: +82-2-760-0488, E-mail: ijkim@skku.edu

labor market characteristics such as income and employment rates do affect the incidence of sexual crimes, and that they are exerting differentiating effects by gender.

Keywords: sexual crimes, female victimization, deterrence hypothesis, labor market characteristics, victim characteristics

JEL Classification: K14, H41, D63

— |

| —

— |

| —