형사정책연구 Korean Criminological Review
제24권 제4호(통권 제96호, 2013 · 겨울호)

소득불평등과 범죄발생에 관한 실증분석*:
지니 및 퍼센타일 지수를 중심으로

변재욱** · 김일중*** · 최봉제****

국 | 문 | 요 | 약

OECD에 의하면 2000년대 들어와 한국의 소득불평등도는 지속적으로 증가하였다. 소득불평등의 심화는 경제·사회 여러 부문에 악영향을 미친다. KLIPS를 이용하여 2000년대 10년간 한국의 '지역별' 소득불평등 추세를 측정한 후, 소득불평등이 범죄공급에 미치는 영향을 분석한다. 범죄공급함수 추정에서 중요한 억지변수들과 주요 통제변수들을 포함한 후, 지니계수 등 소득불평등 관련 다양한 지수의 효과를 분석한다. 분석결과 기존문헌에서 중요시된 억지변수들과 소득불평등변수는 한국의 범죄발생을 설명하는데 있어서도 유의미한 역할을 하였다. 우선 억지력가설의 경우 기소확률이 검거확률보다 약 1.5배 이상의 강력한 억지력을 보였다. 소득불평등의 범죄증가 효과 또한 통계적으로 유의했다. 소득분포의 구간별 불평등도가 범죄발생에 차별적인 영향을 미친다는 기존문헌의 주장을 검증한 결과, 특히 하위소득의 중위소득 대비 격차의 심화는 한국에서도 범죄공급을 뚜렷이 증가시켰다. 따라서 차상위계층 또는 상대적 빈곤층 등 저소득층의 소득개선을 위한 일자리창출과 같은 정책들은 궁극적으로 범죄억지에도 유익하다는 함의를 얻을 수 있다.

❖ 주제어 : 범죄, 범죄공급함수, 억지력가설, 소득불평등, 상대적 격차

---

* (감사의 글) 연구의 초기단계에서부터 여러 분이 많은 도움을 주었다. 자료수집 및 사용에 관하여 유익한 자문을 해준 정완교 교수와 몇 번의 발표때 매우 건설적인 논평을 해준 김광호 교수, 민희철 교수, 박민수 교수, 최재성 교수께 감사드린다. 원고의 가독성을 높이도록 도와 준 익명의 두 심사자분들께도 감사하며, 자료수집과 편집을 성실히 도와준 고경표 군에게도 고마움을 전한다.

** (제1저자) 성균관대학교 경제학과
*** (교신저자) 성균관대학교 경제학과
**** (공동저자) 성균관대학교 경제학과

Ⅰ. 서론

Stiglitz는 최근 저서 *The Price of Inequality*(2013)에서 경제적 불평등의 심각성을 지적하면서 경제성장은 물론 건강 및 범죄 등 여러 부문에 미치는 악영향을 역설하였다. 불평등은 경제시스템의 불안정을 낳고, 이는 다시 불평등을 심화시킨다는 주장이다. OECD 및 IMF에서도 소득불평등을 주제로 한 다양한 보고서가 최근 속속 나오고 있다. OECD 회원국의 평균 지니계수는 1980년대 중반 이후 약 30년 동안 지속적으로 증가하는 추세이다. OECD보고서(2012a, pp. 16-17)에 의하면 양호하던 한국의 지니계수는 2009년까지 지속적으로 상승하여 이제 OECD 평균수준까지 악화되었다. 또한 최근 OECD(2013)에서는 10분위 배율 역시 2010년 기준 10.5로서 OECD 회원 34개국 가운데 9번째로 높다.

한편 2000년대에 들어와 한국의 범죄발생 추세가 이전 20년에 비해 심화되고 있다. 그 중에서도 살인, 강도, 강간 등 강력범죄의 증가추세가 상당히 가파르다. 범죄발생의 원인은 실로 다양하겠으나, 전술한 소득불평등의 심화와도 무관하지 않을 수 있다. 범죄의 경제적 분석은 Becker(1968)가 범죄로 인한 비용과 편익 관점에서 이론적으로 정형화시켰고 1970년대 초반부터 다수의 학자들이 '억지력가설(deterrence hypothesis)'을 검증하기 위한 실증분석을 해왔다. 범죄공급에 영향을 미치는 주요한 요인으로서 법집행변수, 노동시장변수, 인구・사회환경적 변수들 외에 소득불평등 역시 꾸준히 연구되어 왔다.

본고의 목적은 한국의 지역별 소득불평등이 범죄발생에 미치는 효과를 분석하는데 있다. 해외 학계에서는 '소득불평등-범죄 연계성(nexus)'을 지난 40년간 꾸준히 연구하였지만, 한국에서는 이에 대한 체계적 분석이 이루어지지 않은 듯하다. 관련 실증분석을 최초로 시도한 신관호·신동균(2007) 이후 후속연구가 거의 없다. 본고에서는 범죄공급함수 추정에서 중요한 억지변수들을 포함하고 표본기간을 최근까지 늘려 공고히 재분석해보고자 한다. 나아가 소득불평등 관련 다양한 지수의 효과도 분석하고자 한다. 이를 위해 기존 이론을 (필자들 나름대로) 간략하게 재정리하였으며, 지난 40년간의 기존 실증문헌에서 사용되었던 추정방법론, 소득불평등 지수와 자료, 그 진화과정 등을 파악하여 한국에 관한 분석에 반영하고자 한다.

본고에서는 '한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study: 이하 KLIPS)' 자료를 이용하여 한국의 12개 지역별 소득불평등을 측정하였다. 지역별 코딩을 공개하지 않는다는 결정적인 한계로 사용할 수 없는 통계청 가계동향조사에 비해, KLIPS는 1인 가구와 비임금근로자 가구를 포함하고 매해 표본가구들을 추적할 수 있어 가구소득의 동태적인 변천과정을 알 수 있다는 장점을 갖는다. OECD보고서(2012b, p. 185)에서도 각국의 시장소득 및 임금소득의 불평등을 비교분석할 때 PSID(미국), HILDA(호주), CASEN(칠레), JHPS(일본), SHP(스위스), KLIPS(한국) 등 패널서베이 자료를 이용하였다. 한편 소득변수에서 지역 간 미관측된 고정요소가 있다면 패널추정기법으로써 상당부분 제거할 수 있을 것으로 기대한다.

이상의 목적을 위하여 본고는 다음과 같은 순서로 진행된다. 제Ⅱ절에서는 소득불평등-범죄 연계성에 관한 이론 및 실증의 기존논의를 개관한다. 제Ⅲ절에서는 범죄공급곡선을 추정하기 위한 자료수집 과정을 소개하고 한국에서 10년간 지역별 소득불평등 추세를 간략하게 검토한다. 그리고 실증방정식에서 사용될 변수들의 주요특성을 검토한다. 제Ⅳ절에서는 패널추정기법을 사용하여 소득불평등-범죄의 연계성을 실증적으로 분석한다. 마지막으로 제Ⅴ절에서는 분석결과를 종합하고 이로부터 도출되는 정책함의를 제시한다.

Ⅱ. 소득불평등과 범죄의 연계성

1. 소득불평등-범죄 연계성에 관한 이론: 기존논의의 축약

가. 개요

범죄발생에 영향을 미치는 요인은 실로 다양한데, 해외 학계에서 지난 40년간 꾸준히 관심 받아온 요인 중 하나는 소득불평등이다. Becker(1968) 이론에 기반하여 1970년대부터 소득불평등-범죄 연계성(nexus)을 분석하였다. 구체적으로 Ehrlich (1973)을 시작으로 Block and Heineke(1975), Chiu and Madden(1998), Bourguignon

(2000), İmrohoroğlu *et al*.(2000) 등이 있다. 최근에는 Burdett *et al*.(2003; 2004), İmrohoroğlu *et al*.(2004; 2006), 및 Chiu and Madden(2007) 등에서 더욱 정교한 분석이 이루어지고 있다.[1)]

본 소절에서는 두 가지 작업을 수행한다. 첫째, 소득불평등-범죄 연계성에 관한 기존논의를 간략하게 검토하고, 둘째, 억지력가설(deterrence hypothesis) 및 소득불평등과 범죄공급함수와의 (+) 관계를 설명할 수 있는 간명한 모형을 통하여 기존논의를 (필자들 나름대로) 재정리해보고자 한다. 후술되듯이 모형의 결과들은 본고의 실증분석 결과를 비교적 잘 반영하고 있으며, 이는 소득불평등을 포함한 '소득분포의 특성과 범죄발생간의 메커니즘'에 관한 이해를 하는데 도움 될 것으로 사료된다.

Ehrlich(1973)은 소득불평등과 범죄율간의 (+) 관계를 처음으로 보였다. 이어 Block and Heineke(1975)는 범죄행위를 개인의 시장시간 대 비시장시간 사이의 최적 시간배분문제로 상정하였다. 그 이후에도 가령 Chiu and Madden(1998)은 일반적으로 소득불평등의 증가가 재산범죄의 증가로 귀결될 수 있음을 이론적으로 보였다. 2000년대에 이 연구는 더욱 활발해진다. Bourguignon(2000)은 억지력가설뿐만 아니라 '소득불평등과 범죄율간의 (+) 관계'를 비롯하여 다양한 정책함의를 추론할 수 있는 이론모형을 소개하였다.[2)] 그는 집계변수로서의 범죄공급함수를 도출하였으며, 그 이론적 함의는 다음 소절에서 보듯이 기존의 실증결과들과 잘 부합한다. Bourguignon은 (비교적) 간단한 모형을 통해 전술한 두 가설 이외에도 빈곤과 범죄 사이에 존재하는 (+)의 관계를 제시하는데, 이는 Chiu and Madden(1998)의 결과와도 상통한다고 할 수 있다. 그러나 İmrohoroğlu *et al*.(2000)은 정책변수의 내생화에도 불구하고 기존의 두 가지 주요가설이 여전히 이론적으로 성립함을 보였다. 그들은 미국자료로써 소득불평등이 증가할 때 (서로 다른 두 범죄억지정책

1) 소득불평등-범죄 연계성은 경제학자 이외에도 범죄학자, 사회학자, 및 정책입안가 등으로부터 많은 관심을 받아왔다. 사회학(및 범죄학)이론에서는 소득불평등이 사회적 자본의 부족, 제한적인 소득의 상향이동성, 그리고 사회무질서 등과 연관되어 있으며, 전술한 모든 요소들이 범죄발생을 높이는 잠재적 원인이 될 수 있다고 본다. (기존 문헌을 검토한 결과) 범죄에 관한 대표적인 사회학이론으로 '긴장이론(Merton, 1938)'과 '사회무질서이론(Shaw and McKay, 1942)'이 있다. 지면제약상 자세한 논의는 생략한다.

2) 모형의 분석은 Becker 식의 개인의 선택문제에 집중한다. 주요결과를 요약하면 첫째, 소득불평등도(특히 소득의 상대적 격차)와 범죄율간의 (+) 관계, 둘째는 억지변수(경찰력과 범죄행위 적발시 처벌의 강도)와 범죄율간의 (-) 관계, 그리고 마지막으로 빈곤율과 범죄율간의 (+) 관계 등이다.

인) 소득재분배 및 형사정책 관련지출이 동시에 증가함을 확인하였고, 이를 두 가지 정책 간의 보완성으로 설명하였다.

종합하면, 소득불평등-범죄 메커니즘의 이론연구들은 주로 재산범죄에 초점을 맞추었다. 범죄활동으로 인한 기대편익과 각종 기대비용을 비교하여 전자가 후자보다 큰 경우에 범행을 한다는 Becker 이론에 기반하여, 소득불평등이 증가할 때 범죄로 인한 순기대편익이 증가한다고 하였다 (Chiu and Madden, 1998; Bourguignon, 2000; İmrohoroğlu *et al*, 2000 등). 이하에서는 Becker식의 억지력 가설과 이 분야의 다른 핵심요소를 잘 반영했다고 판단되는 Bourguignon(2000) 등 기존문헌에 근거하여, 소득불평등과 범죄율간의 관계를 상대적으로 명쾌히 보일 수 있는 모형의 핵심만 소개하고자 한다.

나. 간략한 이론설명

모형들간의 다소 차이는 있으나 핵심만을 소개하면 다음과 같다. 경제주체들은 상이한 소득수준 w_i를 가지며, w_i는 $I \equiv [\overline{w} - \nu/2, \overline{w} + \nu/2]$ 의 구간에서 균등분포를 가진다고 가정한다. 단, $\nu > 0$ 및 $\overline{w} > \nu/2$ 이며, 여기서 $\overline{w}$ 는 소득의 평균이다. 개별 경제주체는 합법적인 노동시장 또는 범죄행위라는 두 가지 대안을 갖는다고 전제한다. 개인선호가 로그효용함수를 따를 때 범죄에 가담했을 때와 합법적 노동시장에 참가했을 때의 효용수준은 다음과 같다.

$$(1-p)\ln(w_i + x) + p\ln(w_i - f), \qquad \text{<1>}$$

$$\ln w_i + \mu. \qquad \text{<2>}$$

여기서 $p \in (0,1)$는 검거확률(arrest probability), x는 약탈물(loot)의 금전적 크기, f는 금전적 처벌수준인 벌금(fine), 그리고 $\mu(>0)$는 윤리의식 및 도덕성과 같이 정신적 가치로부터 기인하는 만족감이다. 이때 검거확률 p를 경찰력 POL의 증가함수로 가정하고 검거시의 벌금 f를 소득 w_i의 일정비율 α로 가정한다. 또한 약탈물 x는 선량한 시민집단의 평균소득의 일정비율 θ로 가정한다. 이상을 정리

하면 식 <3>과 같은 한 사회의 전체범죄공급함수를 구할 수 있다.[3)]

$$C = \frac{1}{\nu}\left[\widetilde{w}(POL, \alpha, \nu, \overline{w}, \theta, \mu) - \overline{w} + \nu/2\right] \equiv C(POL, \alpha, \nu, \overline{w}, \theta, \mu). \qquad <3>$$

식 <3>에 관한 비교정태분석으로부터 다음의 세 가지 결과를 얻을 수 있다. 첫째, $Sign[\partial C/\partial POL] < 0$이며, 이는 검거확률을 통한 억지력을 의미한다. 둘째, 처벌강도와 관계된 억지력을 의미하는 $Sign[\partial C/\partial \alpha] < 0$이다. 즉, 처벌강도인 α를 늘리면 범죄공급이 감소함을 나타낸다. 이 두 가지는 전통적인 억지력가설과 일치한다. 마지막으로 $Sign[\partial C/\partial \nu] > 0$인데, 이는 소득불평등의 심화가 범죄공급에 미치는 (+) 영향을 시사하며, 본고의 핵심주제인 소득불평등-범죄의 관계를 보여준다. 즉, 평균소득이 동일한 상황에서 ν가 증가할 때 전체 범죄공급이 증가하는 것은 (선량한 시민집단의 평균소득이 늘어) 범죄로부터 얻을 수 있는 이득이 증가하기 때문이며, 이러한 경향은 소득분포의 저소득층에서 더욱 두드러진다.

요컨대, 이론문헌에서 주로 사용하는 소득불평등도의 측도인 분산(또는 표준편차), 지니계수, 및 그룹 간 소득의 상대적 격차의 정성적 변화를 모수 ν로서 나타낼 수 있다. 다음 소절의 <표 1>에서 보듯이 여러 실증문헌에서 이러한 소득불평등도의 측도를 이용하였다.[4)] 우선 모수 ν의 증가는 소득분포의 분산과 지니계수를 증가시킨다. 아울러 범죄자 및 선량한 시민집단 간의 평균소득의 격차 또한 ν에 비례하여 증가한다.[5)] 따라서 범죄공급함수(C)의 ν에 관한 1계도함수는 범죄율과 소득불평등간의 (+) 관계뿐만 아니라 소득격차의 상대적 크기가 재산범죄에 미치는 (+) 관계 또한 시사한다. 따라서 본 모형은 소득분포의 특성과 범죄율의 관계를 묘사하고 있으며, 특히 평균보유확산을 통해 소득불평등과 범죄율 간의 (+) 관계를 보였다.

2. 실증분석의 서베이

3) 더욱 자세한 설명은 필자들로부터 구할 수 있다.

4) 대표적으로 Hauner *et al.*(2012)은 표준편차, Bourgunigon *et al.*(2003) 및 Wu and Wu(2012) 등은 상대적 소득격차, Choe(2008) 등은 지니계수를 이용하여 소득불평등을 측정하였다.

5) 전반적인 이론전개 및 특히 이 부분에 관한 더욱 자세한 설명은 필자들로부터 구할 수 있다.

필자들이 기존문헌을 섭렵한 결과, 한국 패널자료로써 소득불평등-범죄 연계성에 관한 실증분석을 시도한 문헌은 신관호 • 신동균(2007)이 유일한 듯하다.[6] 그들은 소득분포의 양극화에 초점을 맞추어 특성을 소개하고, 양극화의 심화가 사회적 영향을 주는지 여부를 검증하는 차원에서 양극화 및 지역별 소득불평등을 측정하여 실증분석을 수행하였다. 저자들은 지역별 실업률, 인구 중 남성비율이나 젊은 연령층비율 등을 추가통제변수로 사용하였지만, 양극화 및 소득불평등이 재산범죄를 증가시킨다는 결론을 얻지 못하였다.

그러나 신관호 • 신동균(2007)에서는 해외 학계에서 범죄공급함수를 추정할 때 거의 대부분 빠짐없이 사용한 억지변수를 포함하지는 않았다.[7] 따라서 억지변수를 포함한 전통적인 범죄공급함수 추정의 맥락에서 소득불평등의 영향을 본격적으로 추정을 시도한 국내문헌은 아직 없는 듯하다. 한편 해외 학계의 범죄공급함수 추정에서는 억지변수 등과 함께 소득불평등 또한 지난 40년 전부터 적지 않은 비중을 꾸준히 차지하여 왔다. 그런데 2000년대 이후에는 소득불평등-범죄 연계성에 관한 실증연구가 이전에 비해 빠르게 증가하였다.

이렇게 최근 10여 년 간 소득불평등-범죄 관련 실증연구가 매우 활발하였으므로, 그동안의 연구결과들의 체계적 서베이는 국내 학계를 위해 그 자체로도 의미있는 작업이라 사료된다. 무엇보다도, 제Ⅱ.1절의 기존이론들에 부합하는 실증적 결과가 얼마나 나왔는지 확인하고자 한다. 더불어 이 서베이작업을 수행함으로써 향후 필자들의 실증작업에서 발생할 수 있는 분석상 여러 자의성을 최소화하고자 한다. 요컨대, 이제까지 해외 학계의 주요 문헌들에서 사용된 변수설정, 자료, 및 방법론 등 소주제별로 검토한 후 그 주요 결과들도 염두에 두면서 제Ⅲ절 이하 실증분석의 설계에 반영하고자 한다. 필자들이 파악한 바에 따르면 관련 실증연구는 30여 편에 이르지만 그 중 주요문헌들을 <표 1>에 정리하였다.[8]

첫째, 우선 실증방정식의 종속변수로서, 대부분의 이론문헌은 전술한대로 범죄로

6) 다만 이천현(2011)은 소득불평등, 실업률, 경기순환 등의 경제상황이 범죄에 미치는 효과를 연구하였다. 2008년 외환위기 이후 경제상황과 범죄발생 사이의 관계에 초점을 맞추었다.

7) 신관호·신동균(2007)의 표본기간은 1999-2003년까지 총 5년이고 표본수는 75개이지만, 제Ⅲ절에서 상술되듯이 본고에서는 10년 동안 120개의 표본수로 (그들에 비해 상대적으로) 표본기간이 길고 표본수도 많다.

8) 해외에서 자주 인용되었거나 필자들이 본고에서 상대적으로 많이 활용할 문헌들을 정리하였다.

부터 얻는 경제적 유인과 관계된 재산범죄에 대해서 설명하였다. 그러나 실증문헌에서는 재산범죄뿐만 아니라 강력범죄와의 관계를 연구한 문헌도 여러 편 존재한다. <표 1>에서 보듯이, Fajnzylber *et al*.(2002a; 2002b) 및 Sachsida *et al*.(2010)은 세부유형별 강력범죄(예: 살인, 강도 등)를 대상으로 다루었고, Kelly(2000), Choe(2008), Brzezinski(2013)은 재산과 강력범죄를 구분하여 분석하였다.[9] 즉, 여러 실증문헌에서 재산범죄를 상대적으로 많이 다루었지만 강력범죄 또는 일반범죄 전체를 대상으로 한 연구도 꾸준히 진행되고 있다 (Ehrlich, 1973; Saridakis, 2004; Hauner *et al*., 2012 등). Fajnzylber *et al*.(2002a)을 비롯하여 이들 문헌에서 저자들은 강도, 강간, 살인 등의 강력범죄는 많은 경우 재산범죄(예: 단순절도, 빈집털이)와 함께 발생함을 지적하였다.

둘째, 사용된 소득불평등지수의 유형을 검토하자. 소득불평등 측정방법은 크게 세 가지로 구분할 수 있다. 첫째, 보편적으로 알려진 지니(Gini)계수가 가장 많이 사용되었다. <표 1>에서도 이를 확인할 수 있다. 둘째, 퍼센타일(interpercentile ratio) 또는 십분위수(decile)를 사용하여 소득계층 간의 소득비율을 사용하였다. Witt *et al*.(1998), Fajnzylber *et al*.(2002a), Wu and Wu(2012), Chintrakarn and Herzer(2012), 및 Brzezinski(2013) 등이 그 예이다. 셋째, 범죄로부터 얻는 수익과 기회비용 간의 차이를 측정한 지수를 이용하였는데, 문헌에서는 이러한 지수가 상대적 빈곤과 연관성을 갖는다고 상정하였다. Ehrlich(1973)은 '가계소득 중위값의 절반 이하수준 가계의 비중'을 그 대리변수로 사용하였고, Kelly(2000)는 '가계의 중위소득 대 평균소득의 비율'을 사용하였다.

셋째, 소득불평등도를 계산하기 위해 사용된 자료유형들을 검토하자. 여러 연구에서 센서스자료를 이용하여 소득불평등도를 측정하였다. Blau and Blau(1982), Doyle *et al*.(1999), Demombynes and Özler(2005), Choe(2008) 등이 그 예이다. 그리고 <표 1>에는 일부만 나와 있으나 미국의 경우 Current Population Survey (CPS)를 이용한 문헌도 상당수 존재한다. Witt *et al*.(1998), Lederman *et al*.(2002), 및 Wu and Wu(2012) 등과 같이 일종의 노동패널서베이를 사용한 연구도

9) 이들은 재산범죄와 강력범죄의 세부유형별 범죄를 대상으로도 분석하였다. 후술하는대로 그 결과는 Kelly(2000)는 강력범죄에 대한 (+) 결과를 보였고, Choe(2008)은 robbery와 burglary에 대한 (+) 결과를 밝혔다. 한편 Blau and Blau(1982) 및 Chintrakarn and Herzer(2012)는 강력범죄전체를 대상으로 다루었다.

있다. 또한 Chintrakarn and Herzer(2012) 또는 Brzezinski(2013)처럼 과세자료를 가공하여 지수를 계산한 연구도 있다.

넷째, 실증방정식의 추정에 사용된 자료를 보자. 많은 해외문헌에서는 미국의 주별 또는 카운티 자료를 이용하였다. 미국이나 영국 이외에도, 러시아, 남아프리카공화국, 브라질, 인도, 이란 등 여러 나라에서 이러한 실증연구가 최근 활발히 이루어지고 있는 듯하다.[10] 2000년대 이전까지는 횡단면자료가 주를 이루었고 시계열자료도 사용되었다. 그러나 2000년대 이후에는 시계열과 횡단면을 결합한 패널자료가 대세를 이루고 있다. <표 1>에서 보듯이 2000년대 이후 10개 중에 7개가 패널자료를 사용하였다.

실증자료와 관련하여 추정방법론도 간략히 검토하자. 2000년대 이전에는 횡단면자료를 이용하여 대부분 OLS를 사용하였다. 2000년 이후에는 패널자료를 바탕으로 한 패널추정모형이 주를 이루고 있다. Fajnzylber *et al*.(2002a; 2002b), Choe (2008), Sachsida *et al*.(2010), Hauner *et al*.(2012), Brzezinski(2013) 등이 대표적 예이다. 사실 2000년 이후에는 기타 추정기법들도 등장하였지만, 여전히 패널추정기법이 가장 유력해 보인다.

다섯째, 실증분석결과들을 대략적으로 요약하면 다음과 같다. 여러 연구자들이 소득불평등과 범죄 사이에 (+)의 관계를 밝혀냈다. 그럼에도 불구하고, 최근 일부 연구자들은 소득불평등-범죄의 연계성이 이론적으로 상당히 수용된 반면 그를 뒷받침하는 실증결과는 그리 만족스럽지 않았다고 주장한다. 연구자들은 다양한 방법을 통하여 이런 결과를 극복하고자 했다. 방법론적 측면에서의 개선과정을 간략히 살펴보자. 첫째, 소위 측정오차(measurement error)의 문제이다. Soares(2004) 등은 기존의 (경찰 및 검찰) 범죄자료는 과소보고(under-reporting) 가능성이 크기 때문에 정확한 추정을 할 수 없다고 하였다. 그래서 범죄피해자 서베이자료를 이용해야 하거나 기존의 범죄자료에 통계적인 조정(adjustment)을 해야한다고 지적하였다. 둘째, Dahlbert and Gustavsson(2008)은 일시소득과 범죄설명에 중요한 항상소득의 효과를 분리해야 한다고 주장하였다.

나아가, Fajnzylber *et al*.(2002b) 및 Bouguignon *et al*.(2003) 등은 전체 소득분포의 불평등보다는 '특정 소득그룹' 내의 불평등이 범죄발생에 더 큰 영향을 미친다고

10) Meera and Maliyakal(1995)은 말레이시아를, Gaviria(2000) 및 Scorzafave and Soares(2009)는 각각 콜롬비아와 브라질을 대상으로 삼았으며, Dahlberg and Gustavsson(2008)은 스웨덴을 분석지역으로 삼았다.

주장하였다. 즉 소득그룹별 소득불평등이 범죄발생에 미치는 차별적 영향을 강조하였다. 가령 Fajnzylber *et al*.(2002b, p. 1328)은 소득불평등의 효과는 개인의 소득분포 위치에 따라 달라질 수 있다고 하였다. 즉 부유한 사람에 비하여 가난한 사람은 범죄행위로부터 얻는 이득과 합법적 활동의 대가인 소득 간의 차이가 크므로 범죄에 더 많이 가담할 것이라고 주장하였다. 범죄성향이 강한 그룹에 초점을 맞추어 분석하여야 한다는 주장은 Freeman(1996), Grogger(1998), Gould *et al*.(2002) 등 최근까지 강조되고 있다.[11] 구체적으로 Fajnzylber *et al*.(2002a)은 5분위배율을, Bouguignon *et al*.(2003)은 1인당 소득이 평균의 80% 미만인 가구만을 대상으로 분석하였다. 마지막으로 실증문헌에서 공고한 결과가 나타나지 않은 이유 중의 하나가 지니계수와 같은 일반적인 소득불평등 지수는 그룹 간 소득이동(income mobility)의 영향을 완전히 설명하지 못하기 때문이라고 Lee and Shin (2011)은 지적한다.

종합하면, 한국에서 분석은 시도된 바 있으나 아직 본격적인 연구가 활발히 진행되지 않았던 소득불평등-범죄 연구가 해외에서는 오래 전 시작되었고 최근 10년 동안 연구숫자가 증가추세에 있다. 소득불평등을 측정하기 위해 여러 지수를 사용했지만 지니계수의 사용이 많았으며, 또한 소득분포의 하위그룹에 초점을 두고 소득불평등을 측정한 문헌이 초기 실증연구부터 최근까지 진행되고 있다. 사용된 소득자료는 센서스 또는 패널서베이가 주를 이루었다. 실증방정식에서 다루었던 종속변수로는 재산범죄를 주로 다루었으나, 강력범죄 또는 일반범죄전체도 분석의 대상이 되었다. 분석결과로서 소득불평등과 범죄발생 사이에 (+)를 많이 확보하였는데, Bourguignon(2000) 및 İmrohoroğlu *et al*.(2000) 등 이론에서 지지되었던 만큼 늘 공고히 도출되지는 않았다. 한편 문헌을 보면 억지변수를 포함한 실증분석에서 소득불평등-범죄가 대체로 (+) 관계를 보이고 있다. 이는 범죄공급곡선의 정확한 모형설정과 직결된 관찰로 해석되며, 따라서 유의미한 억지변수(예: 검거확률 및 기소확률)를 포함한 모형설정이 반드시 필요해 보인다.

11) 최근 김일중·변재욱(2012)에서도 범죄성향이 강한 세부그룹에 특별히 초점을 맞추어(예: 젊은 연령층의 실업률) 그들의 노동시장 여건이 악화될수록 범죄발생이 증가한다는 실증결과를 비교적 강하게 보여준 바 있다.

〈표 1〉 소득불평등도와 범죄발생 관련 주요 실증분석: 주요변수 결과 및 사용자료 등

	종속변수	억지 및 기타 설명변수	분석대상	소득불평등 지수 및 데이터	추정방법론	실증결과
Ehrlich(1973)	- 일반범죄 전체[L] - 재산범죄+, 강력범죄+ [L]	- 유죄율, 평균형량 [L] - 실업률, 평균임금 등 [L]	- 미국의 1940, 1950, 1960년 주별 횡단면 자료	- 가계소득 중위값의 절반 이하 수준 가계의 비중 - U.S. Census Bureau	- OLS	(+) (특히 재산범죄에서 더 강력한 결과)
Blau and Blau (1982)	- 강력범죄+ [L]	- 이혼율, 빈곤지수, 인구수 등	- 미국의 1970년 125개 대도시 지역의 횡단면 자료	- 지니계수 - U.S. Census Bureau	- OLS	murder: (+) 나머지 강력범죄: △
Allen(1996)	- 재산범죄(robbery, burglary, vehicle theft)	- 유죄율, 검거확률 - 실업률, 청년인구비중,	- 1959-1992년 미국의 시계열 자료	- 지니계수 - 1964년 Social Security Administration 자료	- 시계열추정기법	△
Doyle *et al.* (1999)	- 재산범죄 - 강력범죄	- 검거확률, 경찰력 - 실업률, 산업별 임금, 소득 등	- 1984-1993년 미국의 48개주와 콜롬비아 특별구 (횡단면+시계열 자료)	- 지니계수 - U.S. Census Bureau, Current Population Survey	- 고정효과모형 - 일반화적률추정법	△
Kelly(2000)	- 재산범죄+ [L] - 강력범죄+ [L]	- 경찰력 [L] - 실업률, 여성세대주 가구수 등 [L]	- 1991년 미국의 48개주 829개 카운티 및 200개 카운티의 횡단면 자료	- 지니계수, 중위 가계소득의 평균비율 - 1994 County and City Data Book	- 포아송(Poisson)추정법	재산범죄: △ 강력범죄: (+)
Fajnzylber *et al.* (2002a)	- homicide, robbery [L, t-1, ⊿]	- 경찰력 [⊿] - 평균소득, 교육수준 등 [⊿]	- 1965-1995년 39개국 homicide - 1970-1994년 37개국 robbery (횡단면+시계열 자료)	- 지니계수, 상위20%소득/하위20%소득, 양극화지수 - World Bank database	- 일반화적률추정법, 체계적 일반화적률추정법	(+)
Saridakis (2004)	- 강력범죄+ (murder, rape, assault) [L]	- 1인당 감옥인구 [L] - 실업기간, 1인당 주류지출비 등 [L]	- 1960-2000년 미국의 시계열 자료	- 지니계수 - U.S. Census Bureau	- 시계열추정기법	Total, rape, assault: (+) murder: △
Demombynes and Özler(2005)	- 재산범죄 - 강력범죄	- 경찰력 - 여성세대주 가구수, 실업률 등	- 1996년 남아프리카공화국 9개 지역 1,066개 경찰관할구역의 횡단면 자료	- 일반 엔트로피 지수 - South Africa 1996 Population Census	- 음이항분포추정법(Negative binomial regression) - OLS	(+)
Choe(2008)	- 재산범죄+ [L] - 강력범죄+ [L]	- 실업률, 교육수준, 연령, 소득 등 [L]	- 1995-2004년 미국의 50개주와 콜롬비아 특별구 (횡단면+시계열 자료)	- 지니계수 - U.S. Census Bureau	- 확률효과모형 - 일반화적률추정법	robbery와 burglary (+) 그 외: △
Sachsida *et al.* (2010)	- homicide	- 실업률, 평균소득, 도시화 등	- 1981-1995년 브라질의 모든 카운티 (횡단면+시계열 자료)	- 지니계수 - National Home Sampling Survey by the Brazilian Geographic and Statistics Institute	- 일반화적률추정법	(+)
강력 and Moghadam(2011)	- 재산범죄+ [L] - 강력범죄+ [L]	- 검거확률 - 실업률, 평균소득 등	- 1997-2005년 이란의 28개 지역 (횡단면+시계열 자료)	- 지니계수 - 이란 통계청 자료	- 고정 및 확률효과모형	재산범죄 (+) 강력범죄 △
Wu and Wu (2012)	- 총 10가지 세부범죄 [L]	- 적발확률 [L] - 실업률, 인구밀도 등[L]	- 2002-2007년 영국과 웨일즈의 377개 지역 (횡단면+시계열 자료)	- 남성 임금 90th 퍼센타일/남성 임금 10th 퍼센타일 - New Earning Survey	- 고정효과모형 - random-effects GLS	robbery, burglary, vehicle, theft, fraud: (+), drug, 기타범죄: (-)
Hauner *et al.* (2012)	- 강력범죄(murder, robbery) - 재산범죄(theft, economic crimes) - 미약범죄 및 청소년범죄 - Total	- 실업률, 소득, 교육수준 등	- 2000-2005년 러시아의 88개 지역단위 (횡단면+시계열 자료)	- 8 구간 가계 소득계층의 % 표준편차 - Federal Statistical Service (census data)	- 일반화적률추정법	Total, murder, robbery, theft, 청소년 범죄: (+) 그 외: △
Brzezinski(2013)	- 재산범죄+ - 강력범죄+	- 경찰력 - 소득, 실업률, 연령, 교육수준 등	- 1979-2003년 미국의 50개주와 콜롬비아 특별구 (횡단면+시계열 자료)	- 상위 10% 및 1% 소득점유율 (top 10% and 1% income share) - income tax return data: Internal Revenue Service (IRS)로부터 Frank(2008)가 구축한 자료이용	- 고정효과모형 - 일반화적률추정법	motor vehicle theft (+) 그 외: △

주: • 연도별, 억지변수 및 범죄유형별, 소득불평등 지수 등을 바탕으로 작성하였음.
• 대체로 재산범죄(Property Crime)는 Burglary, Larceny, Motor Vehicle Theft로, 강력범죄(Violent Crime)는 Homicide, Rape, Robbery, Assault로 구성됨, Total은 이들을 모두 합한 것이거나 분석대상 범죄를 합한 것임.
• 종속 및 설명변수들 중 [L] 안의 내용은 해당변수를 로그형태로 변형한 형태로 사용했다는 의미이고, [t-1]은 전기의(lagged) 변수를, ⊿는 차분된(differenced) 변수를 의미함.
• +: 세부범죄유형에 대해서도 분석을 시도했다는 것임.
• △: 실증결과에서 비유의, (+): 양의 관계, (-): 음의 관계를 의미함.

Ⅲ. 자료수집 및 기초통계량

1. 자료수집

최근의 일반범죄[12] 증가추세에 초점을 맞추고자 표본기간은 2000년부터 2009년까지로 하였다. 우선 범죄발생 및 억지변수와 소득불평등 자료의 수집과정을 설명하고 한국의 지역별 소득불평등 추세를 검토하고자 한다. 한국에서 지역별 소득불평등을 측정한 문헌은 소수 존재하지만, 지역별 소득불평등의 (2000년대) 10년간 추세를 검토하는 작업은 필자들이 아는 한 국내에서 처음으로 시도되는 것으로 사료된다.

범죄발생 및 억지변수들의 구축을 위해『범죄분석』을 사용하였으며, 인구 및 기타 사회・환경변수들은 국가통계포털(KOSIS, http://kosis.kr)을 활용하였다. 우선 범죄발생비는『범죄분석』에 나온 '범죄의 발생검거상황'의 발생건수와 통계청의 '주민등록인구통계'의 시군구별 주민등록인구를 통해 구하였다. 검거확률은 '범죄의 발생검거상황'의 검거건수를, 기소확률은 '범죄자 처분결과'의 처리인원계와 기소소계를 활용하였다. 미관측 이질성의 통제를 위하여 범죄발생비, 검거확률, 및 기소확률의 10개년 12지역으로 구성된 패널자료를 구축하였다. 특히 기소확률과 관련하여 관할구역별 검찰청의 본청 및 지방청 수는 총 57개였으나, 자료수집편의 및 검찰청간 규모의 차이를 줄이기 위하여 서울을 포함한 13개 광역지역(metropolitan areas)으로 나누었으며, 최종적으로는 12개 광역지역으로 구축하였다.[13]

여러 문헌에서 한국의 소득불평등을 측정할 때 대표적으로 사용한 자료는 '가계동향조사'와 '한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study: 이하 KLIPS)'이다.[14] 하지만 후자로써 지역별 소득불평등도의 추세를 분석한 문헌은 아

12) 대검찰청의『범죄분석』에 의하면, 국내에서 형사처벌의 대상이 되는 범죄는 '형법범죄(일반범죄)'와 '특별법범죄(행정범죄)'로 대분된다. '일반범죄'는 형법상의 전형적 범죄들로 구성되며 추가로 형법조항을 그대로 준용하는 일부 특별법위반행위도 포함 한다. 일반범죄는 크게 재산범죄, 강력흉악범죄, 강력폭력범죄, 위조범죄, 공무원범죄, 풍속범죄, 과실범죄, 기타형법범죄로 구분된다.

13) 제주도는 한국노동패널조사를 실시하지 않아 소득불평등 자료를 구할 수 없으므로 서울, 인천, 울산, 부산, 경기, 강원, 충북, 충남(대전포함), 경북(대구포함), 경남, 전북, 및 전남(광주포함)으로 구분하였다.

14) 그 외에도 통계청의 '가계소비실태조사'와 고용노동부의 '임금구조기본통계조사' 등이 있으며 최

직 없는 듯하다. 다만 KLIPS 자료를 이용하여 횡단면으로 지역별 소득불평등을 측정한 문헌은 소수 존재한다. 장연주 외(2011)와 이민환 • 장연주(2011)는 KLIPS 자료를 이용하여 15개 지역별 소득불평등을 측정하였으나, 11년(1997-2007년)간 자료를 총합했으므로 시계열 추세를 알 수는 없었다.

가계동향조사는 2002년까지 '도시가계조사'라는 이름으로 전국 72개 도시지역에 거주하는 2인 이상 임금근로자가구(약 5,500 가구)를 대상으로 하였다. 2003년부터는 비도시(읍면)를 포함한 전국에 거주하는 2인 이상 일반가구(약 7,300 가구)를 대상으로 하였고, 2006년부터는 1인 가구까지 포함하여 전국에 거주하는 일반가구(약 8,700 가구)로 대상을 확대하였다. 단, 가계동향조사에서는 농가, 어가, 외국인가구, 비혈연자취가구, 가계수지 파악불능가구는 제외되었다.[15] 따라서 가령 2003년 이전까지는 신동균(2007, p. 515)에서도 지적하였듯이 자영업주, 무직자, 및 1인가구를 표본에서 제외하게 되어 소득불평등의 정도를 과소평가하는 방향으로 작용하게 될 것이다.[16] 무엇보다도, 가계동향조사는 지역별 코딩자료를 공개하지 않는다는 결정적인 한계를 갖는다.

한편, KLIPS는 전국 도시지역에 거주하는 가구와 가구원을 대표하는 패널표본 구성원(5,000가구에 거주하는 가구원)을 대상으로 연 1회 경제활동 및 노동시장이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 관하여 추적조사하는 종단면 조사(longitudinal survey)이다. 추적조사를 하므로 이제는 읍면 지역은 물론 농어가까지 다수 포함한다(성재민, 2006, pp. 70-71). 본 연구의 표본기간인 2000~2009년 동안 지역 간 전체가구를 대상으로 임금소득과 같이 특정소득이 아닌 총가구소득을 대상으로 소득불평등도를 측정하려면 KLIPS를 사용할 수밖에 없다.[17]

근에는 국세청의 '과세자료'를 바탕으로 소득구조에 대한 지표를 측정하기도 한다.

15) 가계동향조사에서 소득은 근로소득, 재산소득, 사업소득, 및 이전소득을 포함하여 시장소득과 가처분소득을 기준으로 소득분배지표를 발표하였다. 한편 KLIPS에서 총가구소득은 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험소득, 이전소득, 기타소득 등 6가지 항목으로 구성된다.

16) 유경준·김대일(2005)도 지적하였듯이 가구주가 임금근로자인 가구에 국한되는 문제가 있다고 하였다.

17) KLIPS 자료를 이용하여 지역별 소득불평등을 측정한 장연주 외(2011)와 이민환·장연주(2011)에서도 KLIPS는 표본이 무직자와 실업자 가구 등을 모두 포함하고 지역별 인구에 비례하여 표본이 설계되어 있으며, 후생수준을 파악할 수 있는 세후 소득을 기준으로 조사되어 있다는 측면에서 적합하다고 판단하였다. 한편 가구소득을 중심으로 소득불평등을 측정하는 경우에는 일반적으로 OECD의 가구 균등화 지수(equivalence scale)를 활용하여 가구원 수의 상이함에 따른 문제를 해결

<표 1>에서 보듯이 Ehrlich(1973) 등은 임금소득이 아닌 가구소득을 대상으로 소득불평등도를 측정하였다. 또한 범죄발생에 있어서 개인의 임금소득도 중요하지만 잠재적 범죄자가 속한 가구의 소득이 더욱 중요하다고 판단된다. 요컨대, KLIPS는 표본의 지역특성, 가구인원, 가구특성에 있어서 통계청의 도시 2인 기준 가계동향조사에 비해 장점을 가지고 있다. 구체적으로 KLIPS는 이제는 읍면 지역을 포함한 전국, 1인 가구, 농어가를 포함한 일반가구를 대상으로 한다. 그래서 필자들은 KLIPS 자료를 이용하였다.

종합하면, 한국에서 소득불평등을 측정할 때 대표적으로 사용한 자료는 가계동향조사와 KLIPS이다. 그러나 가계동향조사는 지역별 코딩을 공개하지 않는다는 결정적인 한계가 있다. KLIPS는 1인 가구와 비임금근로자 가구를 포함하며 이제는 읍면지역은 물론 농어가까지 다수 포함한다. 또한 매해 표본가구를 추적・관찰할 수 있어 가구소득의 동태적인 변천과정을 알 수 있다는 장점이 있다. 이는 미국에서 소득불평등을 측정할 때 센서스나 CPS 자료 대신에 PSID와 같은 노동패널서베이 자료를 사용하는 것과 거의 같은 맥락이다 (Deaton and Paxson, 1998). 나아가 OECD에서도 각국의 패널서베이를 이용하여 통계치들을 비교하기도 한다.[18)]

2. 2000년대 한국의 지역별 소득불평등 추세

본격적인 실증분석에 앞서 한국의 10년간 지역별 소득불평등 추세를 간략하게 검토해보자. 가처분소득으로 측정한 지니계수 기준 한국은 0.314로서 OECD 평균과 동일하며, OECD 34개국 중 15번째로 높다. OECD 보고서(2012a, pp. 16-17)에 의하면 양호하던 한국의 지니계수는 (1990년대 말부터) 2009년까지 지속적으로 악화되었다. 또한 상위 20%가 차지하는 소득의 하위 20%에 대한 비율은 5.7로서 OECD 평균인 5.4보다 높다. 최근 OECD(2013)에 의하면 10분위 배율 역시 2010

한다. 본고에서도 이러한 지수(=소득/가구원수 제곱근)를 적용하여 균등화된 가구소득을 구하였다.

18) 미국에는 ‘Panel Study of Income Dynamics(PSID)’, 호주에는 ‘Household Income and Labour Dynamics(HILDA)’, 칠레에는 ‘National Socioeconomic Characterization Survey(CASEN)’, 한국에는 ‘Korean Labour and Income Panel Study(KLIPS)’, 이스라엘에는 ‘Luxembourg Income Study(LIS)’ 등이 사용되었다.

년 기준 10.5로서 OECD 34개 회원국 가운데 9번째로 높다. 이처럼 2000년대 한국의 소득불평등 추세는 악화되고 있다.

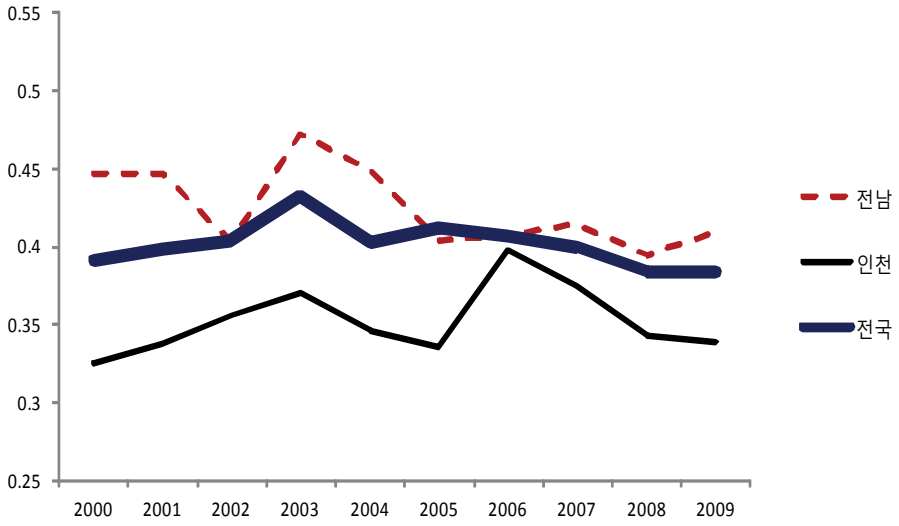
다음으로 가계동향조사와 KLIPS를 이용해 구한 두 지니계수의 2000년대 추이를 검토해보자. 전자의 평균은 0.2816이며 증가하는 추세이고, 후자의 평균은 0.3923(표준편차는 0.0388)이며 2003년까지의 증가추세 이후 다소 감소하다가 최근 주춤하고 있다.[19] 두 추세가 완전히 동일하지는 않는데, 이는 통계청자료와 KLIPS를 이용하여 양 추세를 비교한 다른 문헌에서도 확인된다. 신동균(2007, p. 518)은 KLIPS 지니계수가 통계청의 것과 상이한 추세를 갖는다고 확인하였으며, 이는 이민환・장연주(2011)에서도 마찬가지이다. 또한 신동균・전병유(2005)도 1997-2003년 KLIPS와 도시가계조사의 각 지니계수 추이를 비교하였는데, 두 자료에 사용된 표본의 특성 차이로 인해 절대치 및 추세가 다를 수 있음을 지적하였다.[20] 필자들 역시 두 표본의 지역특성, 가구인원, 가구특성의 차이로 인해 지니계수의 절대치 및 추세가 다를 수 있다고 사료된다. 전술했듯이 KLIPS는 전국의 가구원 1인 이상의 (농어가를 포함한) 일반가구를 대상으로 하기 때문이다.

<그림 1>은 지니계수의 평균수치가 가장 높은 지역과 낮은 지역에 대한 2000년대 변화추이를 보여주고 있다. 지역별로 보면, 전남이 평균 0.4245로 가장 높으며, 인천이 평균 0.3526으로 가장 낮으며, 그 다음으로 충북(0.3629)과 경남(0.3656) 순이다. 가령 서울의 전체평균은 0.4045로서 다섯 번째로 높으며 추세는 전국과 비슷하다. 지역별 표준편차의 추세는 2002년까지 증가하다가 이후 2007년까지는 다소 감소했으나, 2008년부터 증가폭이 가파르다.

19) 가계동향조사와 KLIPS 자료를 이용한 지니계수는 가처분소득 기준이며, 특히 가계동향조사는 2000-2009년까지 지니계수 추세를 비교하기 위해 도시 2인 가구를 대상으로 측정하였다.

20) 한편 신동균·전병유(2005)는 KLIPS 자료를 이용하되 표본제약을 가계동향조사와 유사하게 적용할 경우 지니계수의 값이 가계동향조사로 계산한 값들과 유사해짐을 보였다. 그들은 적어도 지니계수를 기준으로 하였을 때 KLIPS 표본이 모집단을 잘 대표하고 있음을 입증한다고 하였다.

〈그림 1〉 지역별 소득불평등 추세: 2000-2009



주) · 전남은 지니계수의 평균이 가장 높은 지역이고, 인천은 가장 낮은 지역임.

3. 자료를 통한 변수별 기초통계량

기본실증방정식은 식 <4>와 같다. 하첨자 i는 12개 지역, t는 10개 연도의 값을 가진다. u_i는 지역고유 특성을 나타내고, e_{it}는 시간과 지역에 따라 변하는 순수한 오차항을 의미한다. 종속변수로서 '일반범죄 발생비(CR)'를 대상으로 하여, 억지변수(P_a 및 P_c), 소득불평등(InQ), 및 각종 통제변수($\boldsymbol{X}$)들로써 일반범죄 공급함수를 추정하고자 한다.

$$CR_{it} = \beta_0 + \beta_1 P_{a_{it}} + \beta_2 P_{c_{it}} + \gamma\, InQ_{it} + \boldsymbol{X}_{it}\boldsymbol{\delta} + u_i + e_{it}.$$
$$i = 1 \cdots 12, \quad t = 1 \cdots 10. \qquad <4>$$

추정에 사용될 자료의 변수정의 및 기초통계량을 <표 2>에 정리하였다. 종속변수는 인구10만명당 발생한 일반범죄건수인 '일반범죄 발생비(CR)'로서 전체평균은 1,671.0건이다. 집단간(between-group) 표준편차는 178.6건이고 집단내

(within-group) 표준편차는 155.3건으로서, 일반범죄 발생비는 지역간 변동이 더 크다. 평균적으로 범죄발생비가 가장 높은 지역은 서울로서 연평균 2,017건이고, 연평균 추세를 보아도 전체평균에 비해 높다.

다음은 설명변수로서, 먼저 억지력을 대리하는 검거확률과 기소확률을 보자. 일반범죄 검거확률 P_a는 전체일반범죄 발생건수 가운데 검거건수의 비율로서 범죄발생비에 (-)의 영향을 줄 것으로 예측한다. 전체평균은 79.4%이다. 다른 억지력의 대리변수로서 기소확률 P_c는 일반범죄 처리인원수 중 기소인원수의 비율로 정의되며, 전체평균은 35.6%이다. 검거확률과 기소확률은 동일지역 내에서도 비교적 편차가 커서 추정에 도움을 줄 것으로 기대한다.

〈표 2〉 일반범죄발생 관련 주요변수와 소득불평등 지수의 정의 및 기초통계량

변수명	정의 및 설명	평균 (표준편차)	최대	최소
CR	일반범죄 발생비로서, 인구10만명당 발생건수(건)	1,671.0 (231.5)	2,465.5	1,270.5
P_a	일반범죄 검거확률로서, 일반범죄 발생건수 중 일반범죄 검거건수의 비율(%)	79.4 (6.2)	98.2	60.2
P_c	일반범죄 기소확률로서, 일반범죄 처리인원수 중 일반범죄 기소인원수의 비율(%)	35.6 (4.2)	45.0	27.9
POP	각 지역별 전체인구 중 35세-39세 남자의 인구비율(%)	4.4 (0.5)	5.6	3.7
DIVRATE	각 지역별 인구10만명당 재판에 의한 이혼율(건)	45.8 (8.0)	74.6	28.8
FEMHEAD	각 지역별 1천가구당 45-69세 여성세대주 가구수(호)	67.5 (9.9)	94.1	43.7
YUMP	각 지역별 15-29세 실업률(%)	7.7 (1.4)	12.1	3.9
MUMP	각 지역별 남성 실업률(%)	3.7 (1.1)	8.1	1.8
HUMP	각 지역별 고졸이하 실업률(%)	4.0 (1.0)	7.1	1.5
TPGRDP	각 지역별 1인당 운수업 연평균 지역소득(백만원)	0.62 (0.39)	1.83	0.20
WCON	각 지역별 상용근로자 건설업 월평균임금(천원)	1,389.5 (193.2)	2,042.5	994.8

변수명	정의 및 설명	평균 (표준편차)	최대	최소
GINI	각 지역별 지니계수로 측정한 소득불평등 지수	0.3923 (0.0388)	0.5414	0.2973
$P9010$	각 지역별 소득의 상위 10위와 하위 10위의 비율로 측정한 소득불평등 지수	7.540 (1.965)	16.971	4.283
$P9050$	각 지역별 소득의 상위 10위와 중위소득의 비율로 측정한 소득불평등 지수	4.596 (3.215)	11.023	2.130
$P5010$	각 지역별 소득의 하위 10위와 중위소득의 비율로 측정한 소득불평등 지수	3.356 (2.266)	11.495	1.801

주) · 2000년부터 2009년까지 추출된 표본수는 120개임.
· 소숫점 둘째자리에서 반올림함. 단, 지역소득은 소숫점 셋째자리에서 반올림, $P9010$, $P9050$, $P5010$은 소숫점 넷째자리에서 반올림, *GINI*는 소숫점 다섯째 자리에서 반올림함.

인구 및 사회·환경적 요인들을 보자. <표 1>에서 소개된 문헌들에서 범죄공급을 설명하기 위한 인구특성으로서 특정연령의 (남성) 인구비중을 주로 사용하였으며, 대부분 범죄공급에 (+) 영향을 주었다. 연구자마다 다른 연령범주와 다른 범죄범주를 사용하여 분석하였는데, Kim *et al*.(1993), Freeman(1996), 및 Grogger(1998) 등은 기존 분석결과를 서베이한 후 요약한 것처럼 대체로 젊은 연령대의 남성이 범죄행위에 가담할 확률이 높다고 하였다. 하지만 2011년『범죄분석』에서 범죄자의 범행 시 연령을 살펴보면, (비록 인구비중을 감안하지는 않았으나) 20대가 16.5%인 것에 반해 31-40세가 20.4%, 41-50세가 27.6%를 차지하는 등 한국에서는 중장년층이 범죄행위에 상대적으로 더 많이 가담한 것으로 나타났다.

가정환경 관련 변수로서 이혼 및 여성세대주가구수를 살펴보자. 이혼은 그 과정에서 가족갈등을 야기하며 또는 경제적 어려움 등으로 인하여 범죄에 (+) 영향을 줄 수 있다. Sampson and Cohen(1998)이 가장 초기문헌이며, 가장 최근의 Haddad and Moghdam(2011)은 특히 강력범죄에 (+) 영향을 준다고 하였다. 본고에서 사용될 이혼율(*DIVRATE*)은 인구10만명당 건수로서 평균값은 43.4건이다. 또한 Levitt(1997) 및 Kelly(2000) 등은 가구세대주가 여성일 때 범죄에 대해 (+) 영향을 준다고 하였다. 이 두 가지는 가족의 분열이라는 점에서 일부 겹치는 효과가 있지만 여성세대주가구는 이혼율뿐만 아니라 미혼가정, 사고 등 여러 가지 요인의 결과이기 때문에 이혼율과 전적으로 같은 효과를 발생하지는 않는다.

마지막으로 노동시장 변수들이다. <표 1>에서 보듯이 많은 연구자들은 합법적

경제활동을 통한 수익창출 기회가 많을수록 낮은 범행유인을 갖는다는 명제를 수용하였다. 대표적 대리변수로서 실업률을 가장 자주 사용했으며, 2000년대 들어 세부계층별 실업률을 사용한 문헌들이 눈에 띈다. 이들은 (+) 효과를 기대한다. 여러 문헌에서 실업률을 연령, 성별, 교육수준별로 사용하였다. 본고에서 사용하기로 결정한 세부실업률로서, 15-29세의 연령대 실업률($YUMP$) 평균은 7.7%이고, 남성 실업률($MUMP$)은 3.7%, 고졸이하 실업률($HUMP$)은 4.0%이다. 또한 기회비용 변수로서 소득 및 임금도 여러 연구에서 사용되었는데, 본고에서는 Cornwell and Trumbull(1994) 및 Doyle *et al.*(1999)과 같이 지역소득을 산업별로 세분화하였는데, 특히 다양한 산업별 지역소득 중 운수업($TGRDP$)을 사용할 것이다. 이는 임금에 대해서도 마찬가지인데, 궁극적으로 건설업 상용근로자 평균월급여($WCON$)를 사용한다.[21)]

Ⅳ. 실증분석 결과

1. 기본 범죄공급곡선 추정결과

<표 3>은 패널자료로 구성된 식 <4>를 고정효과모형으로 추정한 결과이며, 전체 다섯 가지의 모형설정으로 구성된다. (제Ⅱ.2절에서 강조했듯이) 기존문헌을 보면 억지변수를 포함한 실증분석에서 소득불평등과 범죄발생 사이에 대체로 (+) 관계를 많이 확보하였다. 따라서 필자들은 먼저 기존문헌에서 가장 중요시된 억지변수들의 설명력을 확보하고자 하였다. 2개의 억지변수만을 포함한 모형이 **M1**인데, P_a의 추정계수는 (-) 부호에 5% 수준에서 유의하며, P_c의 추정계수는 (-) 부호가 도출되었으나 유의하지는 않았다. $adj-R^2$ 값은 52.2%로서 지역 고유특성들의 설

21) 예를 들어 탁종연(2011)은 수사정책(예: 집중단속정책) 및 통계정책(예: 2010년 KICS 도입) 등 경찰의 세부 정책결정 패턴이 절도범죄에 미치는 영향을 분석한 바 있다. 하지만, 본 연구가 10년간 12개 지역으로 구성된 패널자료를 활용하여 일면 거시적으로 범죄발생요인을 추출하려는 목적을 지닌 만큼 자료상의 제약으로 그러한 외생변수까지는 포함할 수 없었다.

명력이 비교적 높다. P_c의 추정치가 낮은 유의도를 보이지만, 여러 선행연구에서 높은 유의도를 보였으므로 추가변수 도입 후의 변화를 지켜 볼 필요가 있다.

일반범죄 발생비의 지난 10년간 시계열양상을 보면, 전반적인 증가세 가운데 2004-2006년 동안은 감소현상이 뚜렷하였다. **M2**는 $YEARS$로서 그 연도효과를 제거한 추정결과이다. 우선 $YEARS$는 범죄발생감소를 통제함에 따라 (-)의 부호로 1% 내에서 유의한 결과를 보였다. P_c은 5% 내에서 유의하게 설명력을 지니게 되었고, P_a는 1% 내에서 유의하게 되어 **M1**보다 유의도가 높았다. 더불어 $adj-R^2$ 값도 약 8% 포인트 증가하였다. **M2**에서 경찰 및 검찰 법집행으로부터 발생하는 범죄억지력을 더욱 정확히 포착한 듯하다.[22)]

다음으로 최근 김일중・변재욱(2012, p. 76)의 M4와 흡사하게 기본(baseline) 실증방정식들을 추정해보자. 즉, **M3-M5**에서는 사회・경제적 요소 및 특히 노동시장 특성들을 포함하였다. 먼저 특정연령의 남성인구의 비중을 나타내는 POP의 추정계수는 (+) 부호이나 유의하지는 않았으며, 다음으로 $DIVRATE$와 $FEMHEAD$는 **M3-M5**의 모든 모형설정에서 범죄발생에 있어 상당히 공고한 영향을 주는 것으로 나타났다. 지역소득 및 임금을 나타내는 변수를 보면 $TPGRDP$의 추정계수는 (-) 부호이나 유의하지는 않았고, $WCON$은 (-)의 부호에 1% 내에서 유의하였다. $WCON$ 역시 **M3-M5**의 모든 모형설정에서 공고한 결과를 보였다. **M3**는 세부실업률 중에서 젊은 연령의 실업률을 나타내는 $YUMP$를 포함하였는데, $YUMP$의 추정계수는 (+)이고 1% 내에서 유의하였다. **M4**와 **M5**는 세부실업률 중에서 각각 $MUMP$와 $HUMP$를 포함하였는데, P_c의 유의도가 상승하였고 절대수치도 P_a보다 높아졌다. 두 변수의 추정계수는 (+)부호이고 각 5% 및 1% 내에서 유의하였다.

이하에서는 본 연구의 핵심주제인 소득불평등-범죄 연계성을 <표 3>의 **M3-M5**을 기본모형으로 하여 분석하고자 한다. **M3-M5**의 주요 특징을 요약하면, 약 70%

22) **M2** 이후 계속해서 유지되는 검거율과 기소율 추정치들의 높은 유의도는 분석 초기에 합동(pooled) OLS로는 도출되지 않았으며, 이는 지역 간의 이질성을 고정효과(fixed effect) 또는 LSDV 기법으로 추정하여 얻어진 결과이다. 고정효과모형 하에서 이들 변수들의 억지력은 다른 설명변수들의 포함 여부, 즉 실증방정식 <4>의 '모형설정(specification)'에 상당히 견고하였다. 참고로 **M2** 하에서 개별지역 간의 이질성이 존재하지 않는다는 귀무가설을 검정하는 F통계량의 값은 13.54이며, 해당 p-value는 0.00으로 도출되었다.

에 이르는 $adj-R^2$ 하에서 P_a 및 P_c의 추정계수는 대체로 1% 내 수준의 유의도를 보인다. 특히 기존문헌에서 사용된 여러 설명변수들을 포함함으로써 유의도 상승과 함께 그 절대치가 증가하여 **M5**에서 P_a와 P_c의 추정계수는 각각 - 12.409와 - 15.206이다. 다음 소절의 모형에서 보듯이 검찰의 기소가 경찰의 검거보다 좀 더 강력한 억지력을 지닌다는 점은 주요 선행 연구들(Trumbull, 1989, p. 430; Mustard, 2003, p. 209; Buonanno and Montolio, 2008, p. 94 등)에서 확인된 바와 유사하다.

2. '소득불평등과 범죄'와의 연관성에 관한 집중분석

<표 1>에서 보듯이 대부분의 실증문헌에서 소득불평등의 대리변수로 지니(Gini) 계수를 사용하였다. 본고에서도 지니계수를 사용하는데, 이는 제Ⅱ.1절에서 전술했듯이 모수 ν의 증가와 동일한 것으로 볼 수 있다. <표 4>의 **M3a-M5a**는 <표 3>의 **M3-M5**에 대응하는 모형이다. P_a와 P_c의 추정계수는 1% 내에서 유의도를 보이는 등 변화가 없었다. 하지만 $GINI$의 추정계수는 예상에 부합하는 (+) 부호가 도출되었으나 유의하지는 않았다.

다른 추정계수들이 안정적이라는 사실에 근거하여, 이는 $GINI$와 관련된 누락변수 문제 때문에 나타난 결과일 수 있다. 특히 $GINI$의 효과가 시간에 따라 고정이 아닐 수도 있다고 판단되었다. 선험적으로 차별적 효과의 시점을 알 수 없었으므로 10개 연도를 개별적으로 또는 조합하여 만든 다양한 더미를 이용하여 $GINI$와의 교호항들을 시도하였다. **M3b**에서 특정연도(2003-2005년)와의 교호항인 $GINI * YEAR$의 추정계수는 (-) 부호이고 10% 내에서 유의하였으며, 특히 $GINI$의 추정계수가 비로서 유의해지면서 그 절대값도 증가하였다. 나아가 해당 연도더미는 (비록 교호항 추정계수의 유의도는 확보하지 못하였지만) **M4b**와 **M5b**에서도 그와 비슷한 결과를 보였다. 따라서 범죄에 미치는 영향이 해당 연도에 체계적으로 더 작아진 원인을 여기서 규명할 수는 없으나, **M3b-M5b**에서 나타나는 전반적 추정결과로부터 '소득불평등-범죄' 연관성은 한국에서도 일정 수준 검정되었다는 잠정적 결론을 내릴 수 있어 보인다. 가령 지역별 지니계수의 표준편차인

0.0388만큼 소득불평등이 개선된다면 2009년 전체인구 기준으로 약 14,000건의 범죄억지효과가 있다.[23)]

M3b-M5b에 근거하여 두 억지변수들의 범죄억지효과를 계산해보면, 첫째, 경찰의 검거확률이 1% 포인트 증가할 때 인구 10만명 당 일반범죄 발생건수는 11～12건 감소하는 것으로 나타났고, 이는 2009년 전체인구 기준 범죄 절대숫자로 약 5,400～5,800건에 해당한다. 둘째, 검찰의 기소확률이 1% 포인트 증가할수록 인구 10만명당 일반범죄 발생건수로 13～16건 감소하며, 2009년 전체인구 기준 범죄 절대숫자로 약 6,300～7,900건 감소한다.

이를 İmrohoroğlu *et al*.(2000)에서와 같이 (형사정책 대안으로서의) 소득재분배 정책 측면에서 보면, 2009년 절대숫자가 앞의 기소확률 관련 숫자인 약 6,300건 감소하기 위해서는 지니계수는 0.0172 개선되어야 한다.[24)] 한편 **M3b**에서 지니계수 증가로 유발되는 사회비용을 형사정책의 관점에서만 평가하면, 식 <4>로부터 도출된 $dInQ \approx 0.0157\,dP_a + 0.0172\,dP_c$ 의 관계를 만족시키는 검거확률과 기소확률의 선형결합으로 측정될 것이다.[25)] 환언하면, 지니계수가 0.0172 개선될 때의 효과를 형사정책으로써 확보하려면, 기소확률만으로는 1.00% 포인트 및 검거확률만으로는 1.10% 포인트 증가시켜야 한다고도 해석할 수 있다.

다음으로 기존문헌의 주장들에 근거하여, 소득분포상 '특정그룹 간 소득불평등' 정도가 범죄발생에 미치는 영향에 관하여 추가분석을 수행하고자 한다. 이에 앞서 기존문헌에서 오랫동안 논쟁의 대상이 되어왔던 범죄발생비와 억지변수들(P_a 및 P_c)간의 내생성 문제를 점검해보자. 우선 P_a 의 도구변수로는 『경찰통계연보』에서 구한 '인구10만명당 경찰공무원수(POL)'와 '전기의 검거확률($L1_P_a$)'을 사용하

23) 이후 전체 가구소득이 아닌 근로소득을 대상으로 측정한 지니계수와 소득불평등도를 측정하는 또 다른 지수인 타일지수(Theil index)로써도 추가 분석하였다. 그 결과 추정계수들은 (+) 부호이나 유의하지 않았다.

24) **M3b**를 대상으로 기소확률 및 (지니계수로 측정된) 소득불평등의 범죄억지효과를 비교하면, 2009년 전체인구 기준 범죄 절대숫자가 6,300건 감소하기 위해서는 지니계수는 0.0172 감소하여야 한다. 즉, $6{,}300 = [(774.690 - 133.501/4) \times x] \times$ 2009년 전체인구/100,000으로부터 0.0172를 도출할 수 있다.

25) 범죄율이 일정할 때, 지니계수의 한계적 변화가 야기하는 형사정책의 변화는 식 <4>를 전미분함으로써 구할 수 있다. 자세한 계산과정은 필자들로부터 구할 수 있다.

였다. P_c에 대해서는 '인구10만명당 검사인원수($PROSEC$)'와 '전기의 기소확률($L1_P_c$)'을 사용했다. Durbin-Wu-Hausman(이하 DWH) test를 한 결과 두 변수는 외생성을 확보하였다.[26)]

제Ⅱ절에서 보았듯이, Fajnzylber *et al*.(2002b) 및 Bourguigon *et al*.(2003)은 기존문헌에서 자주 사용된 전체 그룹보다는 '특정 소득그룹' 내의 불평등이 범죄발생에 더 큰 영향을 미친다고 하였다. 저자들은 특히 낮은 소득그룹의 불평등도에 초점을 맞추었으며, 이후 Glaeser(2005)도 비슷한 주장을 하였다. 사실 Ehrlich(1973)이 중위소득 이하의 평균소득을 소득불평등의 대리변수로 사용한 것도 이러한 생각에서 비롯된 것이라고 필자들은 추측한다.

<표 5>는 <표 3>의 **M3-M5**에 기반하여, 크게 세 소득그룹으로 구분하여 분석한 추정결과이다.[27)] 즉 소득분포상의 상위와 하위그룹, 상위와 중위그룹, 마지막으로 중위와 하위그룹이다. 추정결과 약 70%에 이르는 $adj-R^2$ 하에서 P_a 및 P_c의 추정계수는 대체로 1% 내 수준의 유의도를 보인다. 우선 **m1-m3**은 소득분포상의 상위 10위와 하위 10위의 상대적 소득격차를 나타내는 $P9010$을 포함한 것이다. $P9010$의 추정계수는 (+) 또는 (-) 부호로 유의하지 않았다.[28)] 둘째, **m4-m6**은 상위 10위와 중위소득의 소득격차인 $P9050$의 추정결과인데, 추정계수는 (+) 부호이나 유의하지는 않았다. 전술했듯이 Fajnzylber *et al*.(2002b, p. 1328)은 소득불평등이 증가하더라도 상대적으로 여유로운 사람들이 범죄에 가담할 유인이 없음을 지적하였다. **m4-m6의** 추정결과를 통해 본고에서도 이를 확인할 수 있다.

마지막으로 기존문헌에서 강조한 하위그룹을 대상으로 소득불평등과 범죄발생의 연관성을 분석한다. Ehrlich(1973), Witt *et al*.(1998), Bourguignon *et al*.(2003),

---

26) 가령 **M3b**를 대상으로 수행한 DWH test 결과는 아래와 같다. 한편 P_a에 대한 추가 도구변수로서 POL을 제외한 뒤 2005-2006년을 통제하기 위한 $YEAR_a$도 $L1_P_a$과 함께 사용하였다. P_c에 대해서도 $PROSEC$을 제외하고 2002-2003년을 통제하기 위한 $YEAR_c$도 $L1_P_c$과 함께 사용하였다. 그 결과 DWH통계량과 그에 상응하는 $p-value$는 10% 내에서도 외생성의 귀무가설을 기각하지 못했다.

27) 문헌들의 주장을 검증하기 위해서는 소득그룹별 지니계수를 구해볼 수도 있을 것이다. 그러나 표본크기가 급격히 줄어들어 적절하지 않다고 판단되어 본문과 같은 방식을 취하였다.

28) 이러한 결과를 얻은 후 소득분포 상의 상위 20위와 하위 20위의 상대적 소득격차 또한 시도하였으나 추정계수의 부호가 (+) 또는 (-)를 보이며 유의하지 않았다.

Machin and Meghir(2004) 등은 중위소득 이하의 그룹들이나 하위 80% 소득비율 등에 초점을 맞추어 그들의 소득불평등이 악화될수록 범죄발생이 증가한다고 하였다. **m7-m9**은 중위소득과 하위 10위의 소득격차를 나타내는 $P5010$ 을 포함하였는데, $P5010$ 의 추정계수는 (+) 부호이고 5% 내에서 유의하였다. 기존문헌의 이론 및 실증결과와 부합된 결과를 보여준다.[29)]

종합하면, 지니계수는 '소득불평등-범죄 연계성' 이론과 부합된 결과를 보였다. **M3b**를 기준할 때, 지역별 표준편차인 0.0388만큼 개선된다면 2009년 전체인구 기준 범죄 절대숫자로 약 14,000건 감소한다. 나아가 소득그룹별 불평등도의 차별적 영향을 확인한 것도 의미있는 결과이다. 최소한 본고에서 사용된 자료와 방법론에 기반하여, 오로지 중위소득 미만 그룹의 소득불평등이 증가할수록 범죄발생에 (+) 결과를 보였다. 요컨대 하위소득에 속한 개인은 (매우 부유한 사람보다는) 그들 주변의 중위권 이웃과의 소득격차가 심해질수록 범죄에 가담할 가능성이 커진다는 의미이다. 이외에도 다양한 소득불평등도를 측정하여 추가분석을 실시하였다. 구체적으로 전체소득이 아닌 근로소득을 대상으로 측정한 지니계수, 중위소득 미만 그룹 중 중위소득, 하위 20위 및 하위 40위와 하위 10위와의 상대적 소득격차의 추정계수는 (+) 부호이나 유의하지 않았다.

29) 한편 지역별 이질성에 대한 고정효과(fixed effect) 혹은 확률효과(random effect)로 간주하여 추정할 수 있는데, 두 방법의 우위를 가늠하기 위해서 최종적인 범죄공급곡선이라 할 수 있는 **m7**에 대해 Hausman test를 수행하였다. 그 결과 **m7**에 대해서는 $p-value$가 0.02로서 5% 내에서 고정효과모형이 정당화되었다.

〈표 3〉 범죄공급의 기본 실증방정식 추정결과

모형 번호	P_a	P_c	$YEARS$	POP	$DIVRATE$	$FEMHEAD$	$YUMP$	$MUMP$	$HUMP$	$TPGRDP$	$WCON$	$Constant$	$adj-R^{2}$ a)
M1	-7.720** (3.184)	1.563 (3.841)										2228.013*** (286.278)	52.2%
M2	-9.187*** (2.890)	-9.030** (4.064)	-169.388*** (33.871)									2772.109*** (280.460)	61.0%
M3	-13.431*** (2.762)	-12.212** (4.641)	-133.703*** (37.511)	116.850 (95.421)	7.782*** (2.076)	11.670** (4.909)	43.918*** (14.205)			-174.581 (113.027)	-0.481*** (0.136)	2013.386*** (696.874)	70.5%
M4	-12.388*** (2.801)	-15.316*** (5.127)	-123.760*** (37.880)	97.568 (96.735)	7.981*** (2.121)	11.816** (5.007)		56.364** (23.376)		-183.528 (114.926)	-0.485*** (0.140)	2244.794*** (701.812)	69.4%
M5	-12.409*** (2.782)	-15.206*** (5.000)	-135.491*** (38.157)	98.761 (96.102)	7.643*** (2.097)	10.885** (4.953)			59.963*** (22.336)	-169.132 (114.534)	-0.474*** (0.138)	2261.159*** (696.617)	69.8%

주: • *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%내에서 유의하다는 의미이며, 괄호 안은 표준오차를 나타냄.
a) $adj-R^2$값은 LSDV추정방법을 사용하여 도출된 결과임.

〈표 4〉 '지니(Gini) 계수'로 측정한 소득불평등이 범죄에 미치는 영향

모형번호	P_a	P_c	$YEARS$	POP	$DIVRATE$	$FEMHEAD$	$YUMP$	$MUMP$	$HUMP$	$TPGRDP$	$WCON$	$GINI$	$GINI*YEAR$	$Constant$	$adj-R^2$ a)
M3a	-13,391*** (2,757)	-13,762*** (4,815)	-135,764*** (37,478)	108,564 (95,492)	7,826*** (2,072)	11,401** (4,904)	42,119*** (14,259)			-186,679 (113,270)	-0,503*** (0,137)	460,266 (390,286)		1989,865*** (695,788)	70,6%
M4a	-12,375*** (2,782)	-17,502*** (5,290)	-127,427*** (37,703)	88,365 (96,276)	8,062*** (2,107)	11,530** (4,977)		57,010** (23,223)		-197,843* (114,540)	-0,517*** (0,140)	601,157 (393,113)		2194,737*** (697,884)	69,8%
M5a	-12,406*** (2,769)	-16,984*** (5,146)	-138,249*** (38,044)	90,227 (95,886)	7,705*** (2,088)	10,613** (4,935)			58,545** (22,263)	-182,752 (114,469)	-0,501*** (0,139)	535,584 (391,804)		2219,801*** (694,240)	70,1%
M3b	-11,632*** (2,911)	-12,723*** (4,804)	-119,563*** (38,255)	64,182 (97,924)	8,568*** (2,095)	11,175** (4,856)	39,826*** (14,176)			-225,191* (114,299)	-0,526*** (0,136)	774,690* (426,703)	-133,501* (76,917)	1952,138*** (689,095)	71,2%
M4b	-11,152*** (2,963)	-15,869*** (5,457)	-114,837*** (39,109)	55,194 (100,106)	8,528*** (2,140)	11,201** (4,975)		46,824** (24,730)		-227,929* (117,117)	-0,525*** (0,140)	825,098* (435,773)	-98,519 (83,447)	2173,861*** (696,710)	69,9%
M5b	-10,892*** (2,927)	-15,618*** (5,191)	-122,557*** (39,189)	50,745 (98,761)	8,365*** (2,120)	10,436** (4,904)			52,183** (22,512)	-219,239* (116,244)	-0,519*** (0,138)	816,272* (431,103)	-119,514 (78,904)	2179,895*** (690,204)	70,5%

주: • *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%내에서 유의하다는 의미이며, 괄호 안은 표준오차를 나타냄.
a) $adj-R^2$값은 LSDV추정방법을 사용하여 도출된 결과임.

〈표 5〉 '소득그룹별' 소득불평등이 범죄에 미치는 영향

모형 번호	P_a	P_c	$YEARS$	POP	$DIVRATE$	$FEMHEAD$	$YUMP$	$MUMP$	$HUMP$	$TPGRDP$	$WCON$	$P9010$	$P9050$	$P5010$	$Constant$	$adj-R^2$ a)
m1	-13,422***	-12,142**	-133,862***	117,122	7,769***	11,715**	44,008***			-174,317	-0.481***	-0.351			2007,913***	70.2%
	(2,787)	(4,995)	(37,921)	(96,156)	(2,112)	(5,063)	(14,462)			(113,812)	(0.137)	(8,960)			(714,239)	
m2	-12,535***	-16,335***	-122,142***	94,790	8,165***	11,258**		56,746**		-186,275	-0.491***	4,672			2307,736***	69.2%
	(2,825)	(5,508)	(38,148)	(97,241)	(2,158)	(5,139)		(23,474)		(115,473)	(0.141)	(8,995)			(714,760)	
m3	-12,488***	-15,685***	-134,501***	97,256	7,735***	10,589**			59,562***	-170,815	-0.476***	2,430			2294,873***	69.5%
	(2,810)	(5,325)	(38,510)	(96,722)	(2,134)	(5,094)			(22,490)	(115,241)	(0.139)	(8,960)			(710,856)	
m4	-12,921***	-11,175**	-138,549***	123,649	7,342***	12,230**	44,746***			-165,193	-0.478***		245,161		1796,886***	70.3%
	(2,858)	(4,869)	(38,196)	(96,114)	(2,168)	(4,981)	(14,286)			(114,043)	(0.137)		(339,323)		(760,120)	
m5	-12,151***	-14,788***	-125,764***	100,342	7,775***	12,053**		55,916**		-179,596	-0.482***		111,371		2150,194***	69.1%
	(2,908)	(5,405)	(38,557)	(97,556)	(2,225)	(5,083)		(22,523)		(116,093)	(0.140)		(345,555)		(763,672)	
m6	-11,935***	-14,320***	-139,831***	104,525	7,247***	11,372**			60,883***	-160,683	-0.471***		219,437		2071,696***	69.6%
	(2,887)	(5,202)	(38,867)	(96,809)	(2,193)	(5,026)			(22,449)	(115,633)	(0.138)		(342,852)		(758,824)	
m7	-12,362***	-14,883***	-145,958***	110,889	7,394***	11,188**	42,631***			-189,356*	-0.541***			110,960**	1956,956***	71.3%
	(2,775)	(4,769)	(37,484)	(94,091)	(2,055)	(4,844)	(14,015)			(111,644)	(0.138)			(56,024)	(687,400)	
m8	-11,225***	-18,457***	-138,032***	92,109	7,575***	11,342**		57,734**		-198,709*	-0.555***			122,795**	2168,772***	70.5%
	(2,802)	(5,240)	(37,776)	(95,019)	(2,091)	(4,921)		(22,962)		(113,066)	(0.141)			(56,766)	(690,019)	
m9	-11,172***	-18,683***	-151,483***	93,339	7,210***	10,366**			63,403***	-183,880	-0.549***			129,947**	2178,258***	71.1%
	(2,775)	(5,121)	(37,988)	(94,099)	(2,061)	(4,853)			(21,914)	(112,295)	(0.139)			(56,326)	(682,836)	

주: • *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%내에서 유의하다는 의미이며, 괄호 안은 표준오차를 나타냄.
a) $adj-R^2$값은 LSDV추정방법을 사용하여 도출된 결과임.

Ⅴ. 결론 및 함의

OECD(2012a)에 의하면 지니계수로 측정한 한국의 소득불평등도는 (외환위기 이후) 2009년까지 지속적으로 상승하였다. 더욱 최근인 OECD보고서(2013)에서는 10분위 배율이 지난 2010년 기준 10.5로서 OECD 회원 34개국 가운데 9번째로 높다. 이처럼 다양하게 측정된 소득불평등 정도가 한국에서 계속 악화되고 있다. 한편 최근 들어 '묻지마'식 폭행이나 (아동)성폭력 범죄 등 강력범죄 소식을 자주 접할 수 있다. 대검찰청『범죄분석』에서도 2000년대 한국의 일반범죄 발생건수의 증가가 심상치 않으며, 특히 강력흉악범죄의 증가세는 최근까지 더욱 가파르다. 범죄증가 현상에 관하여 경제학적으로는 일단 억지(deterrence)의 문제를 생각할 수 있다. 그리고 범죄로 인한 기대편익과 각종 기대비용에 영향을 주는 주요 요인 중의 하나로서 지난 40년간 꾸준히 분석되어온 소득불평등도 생각해 볼 수 있다.

본고에서는 최근에 악화되고 있는 소득불평등과 급증하고 있는 일반범죄율, 특히 가파른 강력범죄 증가세, 그리고 주춤세 보이는 억지변수 등에 관한 경험적 관찰들을 토대로, 소득불평등-범죄 연계성을 실증적으로 분석하였다. 우선 패널서베이 KLIPS를 이용하여 2000년대 지역별 소득불평등 추세를 검토하였다. 가계동향조사는 지역별 코딩자료를 공개하지 않는다는 결정적인 한계가 있고, 한편 KLIPS는 지역특성, 가구인원, 및 가구특성이 도시2인 기준 가계동향조사에 비해 장점을 가지고 있기 때문에 필자들은 KLIPS 자료를 이용하였다. 또한 패널서베이자료는 매해 표본가구들을 추적・관찰할 수 있기 때문에 가구소득의 동태적인 변천과정을 알 수 있다는 장점도 있다. 이를 바탕으로 Ehrlich(1973) 이후 꾸준히 강조되었던 소득불평등-범죄 연계성을 탐구하였다. 대부분 문헌에서 소득불평등의 대리변수로 사용한 지니계수뿐만 아니라 소득분포의 특정그룹에 따른 소득불평등의 차별적 효과를 검토하였다.

다음, 우선 억지력가설은 유효하다는 평가를 내릴 수 있다. 기소확률의 상대적으로 더 높은 억지력은 주요 선행 연구결과와 유사하다. 본고의 주제인 소득불평등이 범죄에 미치는 효과로서, 먼저 해외연구에서 자주 사용되었던 지니계수는 시간별 차별 효과를 통제한 결과 (+) 부호에 유의한 결과를 보였다. 이는 기존이론 및 실증

문헌에서 확인된 바와 유사한 결과이다. 가령 지역별 지니계수의 표준편차인 0.0388만큼 소득불평등이 개선된다면 2009년 전체인구 기준으로 약 14,000건의 범죄억지효과가 있는 것으로 나타났다. 또는 지니계수가 0.0172만큼 개선된다면, 기소확률이 1% 포인트 증가할 때와 동일한 범죄억지효과를 달성하는 것으로 나타났다 (2009년 전체인구 기준으로 6,300건). 나아가 소득분포의 그룹 간 소득불평등의 차별적 효과를 분석하였다. 본고에서는 세 개의 그룹별로 나누어 그들의 소득불평등을 측정하여 차별적 효과 여부를 검증하였는데, 그 결과 (상위소득보다는) 특히 중위소득과 하위소득 간에 소득불평등이 악화될수록 범죄발생이 증가함을 확인하였다.

따라서 1990년대 이후 소득불평등도의 악화추세 속에서도 특히 1995-2010년 중위-하위의 소득격차가 중위-상위 격차보다 빠르게 심화되었다고 발표한 최경수(2013)의 주장은 작지 않은 함의를 준다. 또한 2008년 글로벌 금융위기 이후 저소득층의 실질소득 감소가 고소득층에 비해 더 커지는 등 전자의 소득불평등이 심화되었다는 주장도 같은 맥락에서 귀담아 들을 필요가 있다. 가령 이근태・고가영(2013)은 고령층·자영업자·여성가구주 등 취약계층 내 소득격차가 확대되고 있다고 지적하였다. 이러한 취약계층의 소득을 보다 효과적으로 증가시키는 다양한 방안에 대한 숙고가 필요한 시점이다. 예컨대 저소득층의 미취업자 중 근로능력이 있는 65세 이상의 인구비중이 높은 점을 감안할 때 저소득층 고령자의 일자리 알선과 훈련지원 또는 고령화 대비 평생교육훈련제도 등의 정책적 노력이 중요하다. 그리고 (중위소득의 50% 이하인) 상대적 빈곤층이나 기초생활수급자에 비해 복지혜택을 누리지 못하는 (최저생계비의 100～120%인) 차상위계층 중 특히 여성세대주가구에 대한 영유아 돌봄 및 노인돌봄 등 복지서비스를 발굴하여 근로가능 가구구성원의 경제활동 참가를 돕는 정책 또한 중요해보인다. 결국 이러한 복지정책과 더불어 저숙련 근로자들에게 맞춤형 숙련도제고 교육프로그램을 실시하는 등 생산성 향상을 위한 기초인적자본을 축적시키려는 다양한 고용정책 노력은 범죄 억지에도 유익할 것으로 판단된다.

거듭 최근 일반범죄(특히 강력흉악범죄)가 급증하는 상황에서, 범죄공급에 영향을 주는 요인 중 소득불평등에 관한 분석은 매우 유익하며 더욱 정교한 분석들이

필요하다고 판단된다. 향후 연구과제로 우선 두 가지를 생각할 수 있다. 첫째, 범죄세부유형별로 본고의 분석을 재시도할 필요가 있다. 특정 설명변수의 영향력은 범죄유형마다 차별적으로 나타날 수 있으므로, 설사 상당한 노력이 들어가더라도 매우 세분화된 범죄유형별 분석이 필요하다고 판단된다. 둘째, 더욱 양질의 소득자료로써 분석할 필요가 있다. 가계동향조사 및 KLIPS는 국세청의 과세자료에 비해 고소득층 자료에 한계가 있다. 고소득층의 소득자료 등을 포함하고 표본수가 많은 양질의 자료로써 소득분포를 분석한다면 좀 더 정확한 소득불평등-범죄 연계성을 추정할 수 있을 것으로 사료된다.

참고문헌

김일중·변재욱, “한국의 법집행 및 노동시장 특성이 범죄발생에 미치는 영향에 관한 실증분석”, 『국제경제연구』, 제18권 제4호: 55-89, 한국국제경제학회, 2013.

성재민, “한국노동패널조사의 소득자료 특성”, 『노동리뷰』, 제14호: 68-80, 한국노동연구원, 2006.

신관호·신동균, “소득분포 양극화의 특성과 경제·사회적 영향”, 『한국경제의 분석』, 제13권 제1호: 63-123, 한국금융연구원, 2007.

신동균, “외환위기 이후 소득분배 양극화의 추이, 원인, 및 정책적 시사점”, 『경제학연구』, 제55집 제4호: 503-548, 한국경제학회, 2007.

신동균·전병유, “소득 분포의 양극화 추이,” 『노동경제논집』, 제28권 제3호: 77-109, 한국노동경제학회, 2005.

유경준·김대일, 『외환위기 이후 소득분배구조변화와 재분배정책효과 분석』, 한국개발연구원, 2005.

이근태·고가영, 『금융위기 이후 소득격차 완화 – 취약계층 빈곤율은 증가』, LG경제연구원, 2013.

이민환·장연주, “한국 지역별 가구소득 격차와 결정요인에 관한 실증분석”, 『산업혁신연구』, 제27권 제3호: 111-138, 경성대학교 산업개발연구소, 2011.

이천현, “세계금융위기와 형사정책”, 『한양법학』, 제22권 제1호: 35-63, 한양법학회, 2008.

장연주·이민환·황한식, “한국의 지역별 가구소득불평등 분해 분석”, 『지역사회연구』, 제19권 제3호: 1-20, 한국지역사회학회, 2011.

최경수, 『Korea’s Income Inequality: The Trend and Major Issues』, KDI-OECD Joint Conference, 한국개발연구원, 2013.

탁종연, “경찰의 정책결정이 절도범죄통계에 미치는 영향”, 『형사정책연구』, 제 22권 제4호: 245-286, 한국형사정책연구원, 2011.

Allen, Ralph C., “Socioeconomic Conditions and Property Crime: A Comprehensive Review and Test of the Professional Literature,” *American Journal of*

Economics and Sociology, 1996, 55: 293-308.

Becker, Gary S., "Crime and Punishment: An Economic Approach," *Journal of Political Economy*, 1968, 76: 169-217.

Blau, Judith R. and Peter M. Blau, "The Cost of Inequality: Metropolitan Structure and Violent Crime," *American Sociological Review*, 1982, 47: 114-129.

Block, Michael and J. M. Heineke, "A Labor Theoretic Analysis of the Criminal Choice," *American Economic Review*, 1975, 65: 314-325.

Bourguignon, François, "Crime, Violence and Inequitable Development," in Pleskovic, Boris and Joseph E. Stiglitz (eds.), *Annual Bank Conference in Development Economics: 1999*, 2000, Washington, D.C.: The World Bank.

Bourguignon, François, Jairo Nuñez, and Fabio Sanchez, "A Structural Model of Crime and Inequality in Columbia," *Journal of the European Economic Association*, 2003, 1: 440-449.

Brzezinski, Michal, "Top Income Shares and Crime," *Applied Economics Letter*s, 2013, 20: 309-315.

Buonanno, Paolo and Daniel Montolio, "Identifying the Socio-Economic and Demographic Determinants of Crime Across Spanish Provinces," *International Review of Law and Economics*, 2008, 28: 89-97.

Burdett, Kenneth, Ricardo Lagos, and Randall Wright, "Crime, Inequality, and Unemployment," *American Economic Review*, 2003, 93: 1764-1777.

Burdett, Kenneth, Ricardo Lagos, and Randall Wright, "An On-the-Job Search Model of Crime, Inequality, and Unemployment," *International Economic Review*, 2004, 45: 681−706.

Chintrakarn, Pandej and Dierk Herzer, "More Inequality, More Crime? A Panel Cointegration Analysis for the United States," *Economics Letters*, 2012, 116: 389-391.

Chiu, Henry W. and Paul Madden, "Burglary and Income Inequality," *Journal of Public Economics,* 1998, 69: 123-141.

Chiu, Henry W. and Paul Madden, "Crime, Punishment, and Background Risks," *Journal of Economic Behavior and Organization,* 2007, 62: 543–555.

Choe, Jongmook, "Income Inequality and Crime in the United States," *Economics Letters*, 2008, 108: 31-33.

Cornwell, Christopher and William N. Trumbull, "Estimating the Economic Model of Crime with Panel Data," *Review of Economics and Statistics*, 1994, 76: 360-366.

Dahlberg, Matz and Magnus Gustavsson, "Inequality and Crime: Separating the Effects of Permanent and Transitory Income," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2008, 70: 129-153.

Deaton, Angus S. and Christina H. Paxson, "Aging and Inequality in Income and Health," *American Economic Review*, 1998, 88: 248-253.

Demombynes, Gabriel and Berk Özler, "Crime and Local Inequality in South Africa," *Journal of Development Economics*, 2005, 76: 265-292.

Doyle, Joane, Ehsan Ahmed, and Robert Horn, "The Effects of Labor Markets and Income Inequality on Crime: Evidence from Panel Data," *Southern Economic Journal*, 1999, 65: 717-738.

Duclos, Jean-Yves, Joan Esteban, and Debraj Ray, "Polarization: Concepts, Measurement, Estimation," *Econometrica*, 2004, 72: 1737-1772.

Ehrlich, Issac, "Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, 1973, 81: 521-567.

Esteban, Joan, Carlos Gradín, and Debraj Ray, "An Extension of a Measure of Polarization, with an Application to the Income Distribution of Five OECD Countries," *Journal of Economic Inequal*, 2007, 5: 1-19.

Esteban, Joan and Debraj Ray, "On the Measurement of Polarization," *Econometrica*, 1994, 62: 819-851.

Fajnzylber, Pablo, Daniel Lederman, and Norman Lozyza, "Inequality and Violent Crime," *Journal of Law and Economics*, 2002a, 45: 1-40.

Fajnzylber, Pablo, Daniel Lederman, and Norman Lozyza, “What Causes Violent Crime?” *European Economic Review*, 2002b, 46: 1323-1357.

Frank, Mark, W., “A New State-Level Panel of Annual Inequality Measures over the Period 1916–2005,” Working Papers No. 0802, 2008, Sam Houston State University, Huntsville, TX.

Freeman, Richard B., “Why Do So Many Young American Men Commit Crimes and What Might We Do About It?” *Journal of Economic Perspectives*, 1996, 10: 25-42.

Gaviria, Alejandro, “Increasing Returns and the Evolution of Violent Crime: The Case of Colombia,” *Journal of Development Economics*, 2000, 61: 1–25.

Glaeser, Edward, “Inequality,” NBER Working Paper series, No. 11511, 2005.

Gould, Eric D., Bruce A. Weinberg, and David B. Mustard, “Crime Rates and Local Labor Market Opportunities in the United States: 1979–1997,” *The Review of Economics and Statistics*, 2002, 84: 45-61.

Grogger, Jeff, “Market Wage and Youth Crime,” *Journal of Labor Economics*, 1998, 16: 756-791.

Haddad, GholamReza Keshavarz and Hamed Markazi Moghadam, “The Socioeconomic and Demographic Determinants of Crime in Iran (A Regional Panel Study),” *European Journal of Law and Economics*, 2011, 32: 99-114.

Hauner, David, Ali M. Kutan, and Christy Spivey, “Inequality and Crime: Evidence from Russia’s Regions,” *Applied Economics Letters*, 2012, 19: 1667-1671.

İmrohoroğlu, Ayşe, Antonio Merlo, and Peter Rupert, “On the Political Economy of Income Redistibution and Crime,” *International Economic Review*, 2000, 41: 1-25.

İmrohoroğlu, Ayşe, Antonio Merlo, and Peter Rupert, “What Accounts for the Decline in Crime?” *International Economic Review*, 2004, 45: 707-729.

İmrohoroğlu, Ayşe, Antonio Merlo, and Peter Rupert, “Understanding the

Determinants of Crime," *Journal of Economics and Finance*, 2006, 30: 270-284.

Kelly, Morgan, "Inequality and Crime," *Review of Economics and Statistics*, 2000, 82: 530-539.

Kim, Iljoong, Bruce L. Benson, David W. Rasmussen, and Tom W. Zuehlke, "An Economic Analysis of Recidivism among Drug Offenders," *Southern Economic Journal*, 1993, 60: 169-183.

Lee, Yoonseok and Donggyun Shin, "Crime and Income Polarization: A Generalized Index and Evidence from Panel Data," Working Paper, 2011.

Levitt, Steven D., "Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime," *American Economic Review*, 1997, 87: 270-290.

Lederman, Daniel, Norman Loayza, and Ana Maria Menéndez, "Violent Crime: Does Social Capital Matter?" *Economic Development and Cultural Change*, 2002, 50: 509-539.

Machin, Stephen and Costas Meghir, "Crime and Economic Incentives," *Journal of Human Resources*, 2004, 39: 958-979.

Meera, Ahamed Kameel and Jayakumar D. Maliyakal, "Determinants of Crime in a Developing Country: A Regression Model," Applied Economics, 1995, 27: 455-460.

Merton, Robert K., "Social structure and anomie," *American Sociological Review*, 1938, 3: 672–682.

Mustard, David B., "Reexamining Criminal Behavior: The Importance of Omitted Variable Bias," *Review of Economics and Statistics*, 2003, 85: 205-211.

OECD, *OECD Economy Surveys Korea*, 2012a.

OECD, *Economic Policy Reforms 2012: Going for Growth*, 2012b.

OECD, *Growing Risk of Inequality and Poverty as Crisis Hits the Poor Hardest*, 2013.

Sachsida, Adolfo, Mario Jorge Cardoso de Mendonça, Paulo R. A. Loureiro, and

Maria Bernadete Sarmiento Gutierrez, “Inequality and Criminality Revisited: Further Evidence from Brazil,” *Empirical Economics*, 2010, 39: 93-109.

Sampson, Robert J. and Jacqueline Cohen, “Deterrent Effects of the Police on Crime: A Replication and Theoretical Extension,” *Law and Society Review*, 22: 163-189.

Saridakis, George, “Violent Crime in the United States of America: A Time-Series Analysis Between 1960–2000,” *European Journal of Law and Economics*, 2004, 18: 203-221.

Scorzafave, Luiz Guilherme and Milena Karla Soares, “Income Inequality and Pecuniary Crimes,” *Economics Letters*, 2009, 104: 40–42.

Shaw, Clifford R. and Henry D. McKay, *Juvenile Delinquency and Urban Areas*, 1942, Chicago: University of Chicago Press.

Soares, Rodrigo R., “Development, Crime and Punishment: Accounting for the International Differences in Crime Rates,” *Journal of Development Economics*, 2004, 73: 155-184.

Stiglitz, Joseph E., *The Price of Inequality: How Today’s Divided Society Endangers Our Future*, 2013, New York: W. W. Norton & Company.

Trumbull, William N., “Estimations of the Economic Model of Crime Using Aggregate and Individual Level Data,” *Southern Economic Journal*, 1989, 56: 423- 439.

Witt, Robert, Alan Clarke, and Nigel Fielding, “Crime, earnings inequality and unemployment in England and Wales,” *Applied Economics Letters*, 1998, 5: 265-267.

Wolfson, Michael C., “When Inequalities Diverge,” *American Economic Review*, 1994, 84: 353-358.

Wu, Dongxu and Zhongmin Wu, “Crime, Inequality and Unemployment in England and Wales,” *Applied Economics*, 2012, 44: 3765-3775.

An Empirical Inquiry about Relationship between Income Inequality and Crime:

Focusing on Gini and Interpercentile Indices

Byeon, Jaewook*
Kim, Iljoong**
Choi, Bongje***

According to OECD, Korea's income inequality has steadily worsened in the 2000s. The deterioration of income equality affects various economic and social conditions. In this paper, we focus on its effect from the perspective of criminal justice policy. We calculate Korean income inequality across 12 regions over the 2000s by using KLIPS, and investigate its effects on the crime supply. We include the deterrence and major control variables that are know to be the most important facet in estimating the crime function. After obtaining reliable empirical specifications, we analyze the effect of various indices concerning income inequality such as the Gini coefficient. Estimation results firmly verify the expected effects of deterrence and income inequality variables. As to the deterrence hypothesis, the conviction probability's effect is about 1.5 times the arrest probability. With respect to the statistically significant effect of income inequality, for example, reductions in the Gini coefficient by 0.0156 and 0.0172 turn out to make the same deterrent effects as when the probabilities of arrest and prosecution, respectively, are raised by 1 percent point (i.e., 5,800 and 6,300 crimes in absolute terms). It is also a very intriguing finding that the effect of

* Major Author, Department of Economics, SungKyunKwan University, Ph.D Student, Seoul, Korea
** Corresponding Author, Department of Economics, SungKyunKwan University, Professor, Seoul, Korea
*** Co-Author, Department of Economics, SungKyunKwan University, Ph.D Student, Seoul, Korea

income inequality is not uniform across income baskets. Income disparity between the lowest and median cohorts, in particular, produce a most tangible crime effect, which provides an important implication for criminal policy. This finding is consistent with major extant studies undertaken overseas. It thus follows, for instance, that job-creating efforts for improving the income of those below the median income level (e.g., the next-needy and relatively-poor classes) can effectively deter crime as well as simply raise their welfare.

❖ Key words : Crimes, Crime Supply Function, Deterrence Hypothesis, Income Inequality, Relative Difference

투고일 : 9월 26일 / 심사(수정)일 : 12월 27일 / 게재확정일 : 12월 30일