

# 收入分配不平等对刑事犯罪的影响

吴一平 芮 萌\*

**摘 要** 本文利用 1988—2006 年中国省级面板数据,采用动态面板数据估计了收入分配不平等对刑事犯罪率的影响。研究发现,控制跨省人口迁徙、福利支出、失业率等因素并作相关的稳健性检验以后,以基尼系数度量的收入分配不平等上升 1 个百分点,刑事犯罪率将至少上升 0.185 个百分点,并且收入不平等程度不断上升会导致政府增加福利支出以降低刑事犯罪率;城市化会导致刑事犯罪率上升;提高人力资本水平和增加福利支出都会对遏制犯罪发挥重要影响。

**关键词** 收入分配不平等, 刑事犯罪, 动态面板数据

## 一、引 言

西方国家经济发展的历史经验表明,工业化通常与收入分配不平等同时并存,而持续扩大的收入分配不平等又常常伴随着高犯罪率。古斯塔夫森等(2007)利用 1988 年、1995 年和 2002 年三次全国住户收入调查数据,对收入分配不平等进行了研究,基尼系数已经由 1988 年的 0.3953 上升到 2002 年的 0.4682。在过去的三十年里,中国的犯罪率也有大幅度的上升。1978 年全国刑事犯罪总数为 53 万多起,犯罪率约每 10 万人 56 起,到 1990 年犯罪率突破每 10 万人 200 起,而到 2005 年,犯罪率达到每 10 万人 358 起。犯罪总量在 28 年间年均增长约 8.4%,而犯罪率在此间年均增长了约 7.1%(黄少安和陈屹立, 2007)。Becker (1968), Merton (1938), Shaw and Mckay (1942) 分别从不同的角度研究了收入分配不平等对犯罪的影响。Becker (1968) 提出了犯罪经济理论,该理论认为:在收入分配不平等程度较高的地区,穷人从市场交易中获得的回报很少,如果把时间用于从事犯罪活动则可能增加回报。Merton (1938) 提出了压力理论,如果周围的人比自己更成功,这种人与人

\* 吴一平,浙江财经学院经济与国际贸易学院;芮萌,香港中文大学会计学院,香港中文大学经济与金融研究中心,香港中文大学公司治理研究中心。通信作者及地址:吴一平,杭州市下沙高教东区学源街 18 号浙江财经学院经贸学院,310018;电话:13505816201;E-mail:wyp\_ren1977@hotmail.com。本研究得到教育部人文社会科学青年基金项目“财政分权对政府质量的影响:理论与政策研究”(08JC790091)、2010 年中国法学会部级重点课题“分配制度与反腐败研究”(CLS-B1001)、浙江省优秀青年教师计划和浙江省 151 人才计划的资助。

之间的不平等会让他感受到某种压力,可能会从事犯罪活动。Shaw and Mckay (1942)提出了社会紊乱理论,该理论认为当社会控制机制较弱时,犯罪就会发生。20世纪90年代之后,经济学界开始从实证的角度去研究收入分配不平等对犯罪的影响。大量的实证研究结果显示,收入分配不平等会导致犯罪率上升 (Fajnzylber *et al.*, 1998; Imrohoroglu *et al.*, 2004),并且有些文献将刑事犯罪划分为财产犯罪和暴力犯罪,研究结果显示,收入分配的不平等既可能导致财产犯罪率的上升 (Chiu and Madden, 1998; Imrohoroglu *et al.*, 2004),也会导致暴力犯罪的上升 (Kelly, 2000; Fajnzylber *et al.*, 2002b)。不过,结论也并非完全一致,有研究就发现收入分配不平等对刑事犯罪没有影响 (Doyle, Ahmed and Horn, 1999; Neumayer, 2005)或对不同类型的犯罪影响存在差异 (Kelly, 2000)。收入分配不平等对中国刑事犯罪的影响也开始受到学者的关注。胡联合等 (2005)运用一元线性回归模型研究了贫富差距对刑事犯罪的影响,认为贫富差距对于刑事犯罪有显著影响。谢旻荻和贾文 (2006)通过2004年省级横截面数据研究了GDP、地区差异等对于刑事犯罪的影响,结果显示经济发展水平、贫富差距等对刑事犯罪率有显著影响。陈春良和易君健 (2009)利用中国省级面板数据,采用固定效应模型估计了收入分配不平等对刑事犯罪的影响,结果显示,收入差距每上升1个百分点,刑事犯罪率将会上升大约0.143个百分点。目前大多数关于收入分配不平等对刑事犯罪影响的文献都是对跨国样本进行分析,但跨国的研究往往数据资料可比性差,国与国之间未观察因素存在的差异很难加以控制 (Atkinson and Brandolini, 2001)。本文在现有文献基础上,将收入分配不平等对刑事犯罪影响的实证研究做了相应的推进,可能的创新主要体现在以下几个方面:(1)我们采用一个国家内部地区数据来进行实证研究,可以缓解遗漏变量问题(比如文化和制度等因素)。(2)陈春良和易君健 (2009), Edlund *et al.* (2007), 胡联合等 (2005)研究收入不平等对中国地区刑事犯罪影响时,采用城乡收入不平等来表示收入不平等,这是一种代理的方法,但该方法存在较大误差。根据 World Bank (1997)的研究报告,中国城乡收入差距可以解释中国1995年总体收入不平等的一半以上,而城乡收入不平等的变动则可以解释1984—1995年间总体收入不平等变动量的75%。这里仅仅是对1984—1995年的计算,因此1995年至今的城乡收入差距对总体收入差距的贡献率无法得知;万广华 (2006)利用1993—2000年全国样本估计了城乡收入不平等对总体收入不平等的贡献率大概是60%—70%,但中国是一个地区差异较大的国家,我们不能根据全国样本的计算结果就可以推导得出:城乡收入不平等依然可以解释总体收入不平等的60%左右。基于此,我们认为目前采用城乡收入不平等的代理方法存在误差,而采用胡祖光 (2005)的方法可能更好。具体来说,我们利用《中国统计年鉴》中分省的五组收入分类数据,计算出了用基尼系数表示的地区内部收入分配不平等数据(胡祖光,

2005), 并且利用 UNU/WIDER World Income Inequality Database (WDII) 验证了本文所采用的计算方法是比较可靠的。(3) 目前研究中国收入分配不平等对刑事犯罪影响的文献在计量方法上都过于简单, 采用的是简单的 OLS 回归、固定效应模型和两阶段最小二乘法。陈春良和易君健(2009) 没有考虑到解释变量的内生性问题, 而 Edlund *et al.* (2007) 没有考虑到刑事犯罪具有惯性<sup>1</sup>, 因此检验结果都是有偏的。我们采用了动态面板数据的系统广义矩方法解决刑事犯罪的惯性和公检法司支出的内生性问题 (Kelly, 2000), 并且控制了时间效应, 避免了不可以观测的制度和文化等因素对收入分配不平等和犯罪的影响 (Neumayer, 2005)。(4) 我们的样本数据包括中国几乎所有的省份, 可以在一定程度上避免 Neumayer (2005) 所提出的增加国家样本数据可能会改变检验结果的问题。因此, 本文的研究结果与其他现有的文献相比更为稳健。(5) 除了收入分配不平等对刑事犯罪的直接影响, 我们还考虑了收入分配不平等通过福利支出渠道对刑事犯罪的间接影响。

文章其余部分结构如下: 第二部分是典型化事实; 第三部分是讨论了计量模型的设定以及所使用的数据; 第四部分是回归结果; 第五部分是稳健性检验; 第六部分是结论及政策含义。

## 二、典型化事实

如前所述, 我们采用了每百万人中被逮捕人数来表示刑事犯罪率 (Neumayer, 2005)。由于数据限制, 我们仅能收集到 1988—2006 年中国分省的完整数据, 为了保证数据的一致性, 重庆和四川的数据合并在一起, 西藏由于缺乏完整的数据而没有包含在内。图 1 是中国的刑事犯罪率的变化趋势<sup>2</sup>, 全国的刑事犯罪率由 1988 年的每百万人 364.12 人上升至 2006 年的每百万人 667.56 人。表 1 是 1988—2006 年中国各地区平均刑事犯罪率的排名。<sup>3</sup> 刑事犯罪已经成为近年来影响群众安全感的重要因素 (见表 2)。我们可以发现, 刑事犯罪是其中比较重要的因素, 大约占到 30% 左右。

<sup>1</sup> 刑事犯罪具有惯性的含义是, 上一年的刑事犯罪率高的地区本年的刑事犯罪率会更高。

<sup>2</sup> 由于北京、上海和天津是直辖市, 具有特殊的政治与经济地位, 因此予以剔除; 另外, 1989 年由于其特殊性也将该年数据予以剔除。

<sup>3</sup> 我们先计算出各地区每一年的刑事犯罪率, 然后将各年的刑事犯罪率进行简单的平均计算, 这样就得到了平均刑事犯罪率。

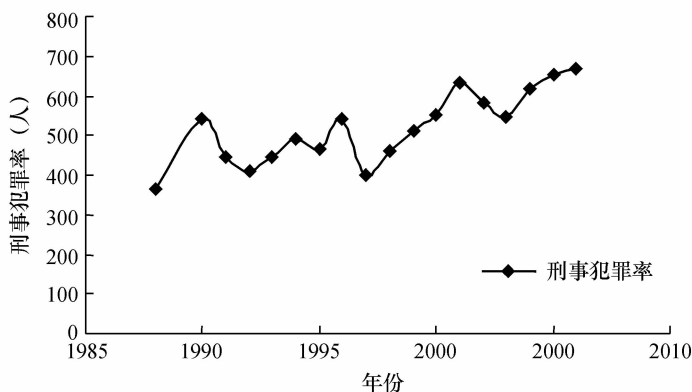


图1 1988—2006年中国刑事犯罪率变化趋势

表1 1988—2006年分省平均刑事犯罪率排名

省份	排名	省份	排名	省份
安徽	1	广西	14	安徽
山东	2	黑龙江	15	山东
江西	3	海南	16	江西
河北	4	吉林	17	河北
陕西	5	福建	18	陕西
内蒙古	6	青海	19	内蒙古
四川	7	宁夏	20	四川
湖南	8	贵州	21	湖南
湖北	9	辽宁	22	湖北
甘肃	10	广东	23	甘肃
山西	11	新疆	24	山西
江苏	12	云南	25	江苏
河南	13	浙江	26	河南

注：刑事犯罪率是按从低到高排序的。

表2 2003—2006年最影响群众安全感的治安问题

单位：%

年份	刑事犯罪	公共秩序混乱	交通事故	火灾
2003	35.4	33.3	24.5	6.7
2004	33	31.3	28.2	7.5
2005	31	31.9	28.2	9
2006	26	31.8	33.2	9

数据来源：国家统计局社会和科技统计司，《中国社会经济统计年鉴》(2007)，中国统计出版社，2008年。

对于收入分配不平等的测量通常采用基尼系数，但由于《中国统计年鉴》的城镇和农村居民的收入统计调查数据是分列的，因此，只能计算城镇内部和农村内部的收入分配不平等的基尼系数（王学力，2000）。陈春良和易君健（2009），Edlund *et al.*（2007）采用城乡收入不平等来代理收入分配不平等，但采用代理的方法还是存在较大的误差。胡祖光（2005）提出了一种简便而精确的计算基尼系数的方法：

$$\begin{aligned}
 P_5 &= \text{最高收入组的人均收入} \times (\text{全省总人口} \times 20\%) \\
 &\quad \div (\text{全省人均收入} \times \text{全省总人口}) \\
 &= \text{最高收入组的人均收入} \times 20\% \div \text{全省人均收入}, \\
 P_1 &= \text{最低收入组的人均收入} \times (\text{全省总人口} \times 20\%) \\
 &\quad \div (\text{全省人均收入} \times \text{全省总人口}) \\
 &= \text{最低收入组的人均收入} \times 20\% \div \text{全省人均收入}, \\
 \text{城乡合一的收入分配的基尼系数 Gini} &= P_5 - P_1.
 \end{aligned}$$

我们分别用城镇居民中20%的最低收入户和农村居民来表示  $P_1$  中的最低收入组<sup>4</sup>，可以利用上述公式计算得出基尼系数  $Gini_1$  和  $Gini_2$ 。为了检验该计算方法的可靠性，我们将利用 UNU/WIDER World Income Inequality Database (WIID) 中有关中国的数据加以验证。WIID 中只包括了1988—2004年利用来源不同的数据计算出的中国国家基尼系数，而没有分省的基尼系数，因此我们利用本文的计算方法对整个中国1988—2004年收入不平等程度进行估算，可以得到国家的基尼系数  $Gini_1$  和  $Gini_2$ 。由于  $Gini_1$  和  $Gini_2$  分别是针对城镇居民和全体居民的，因此我们从 WIID 中分离出针对城镇居民和全体居民的基尼系数  $Gini_1\_w$  和  $Gini_2\_w$ <sup>5</sup>。我们分别对  $Gini_1$  和  $Gini_1\_w$ 、 $Gini_2$  和  $Gini_2\_w$  求相关系数，这两组数据的相关系数分别是 0.8398 和 0.9128，并且都在 0.01 水平上显著。这从某种程度上说明了我们所采用的计算方法是比较可靠的。我们也给出了收入分配不平等与刑事犯罪率之间的相关性。图 2 描述的是 1988—2006 年中国分地区收入分配不平等与刑事犯罪率之间的相关性，初步分析显示，收入分配不平等与刑事犯罪率之间可能存在正相关关系。

<sup>4</sup> 因为我们发现，农村居民人均纯收入比城镇居民中 20% 的最低收入户的人均可支配收入还低。

<sup>5</sup> 对于数据来源不同的基尼系数，我们取其平均值来代表某年的收入不平等。

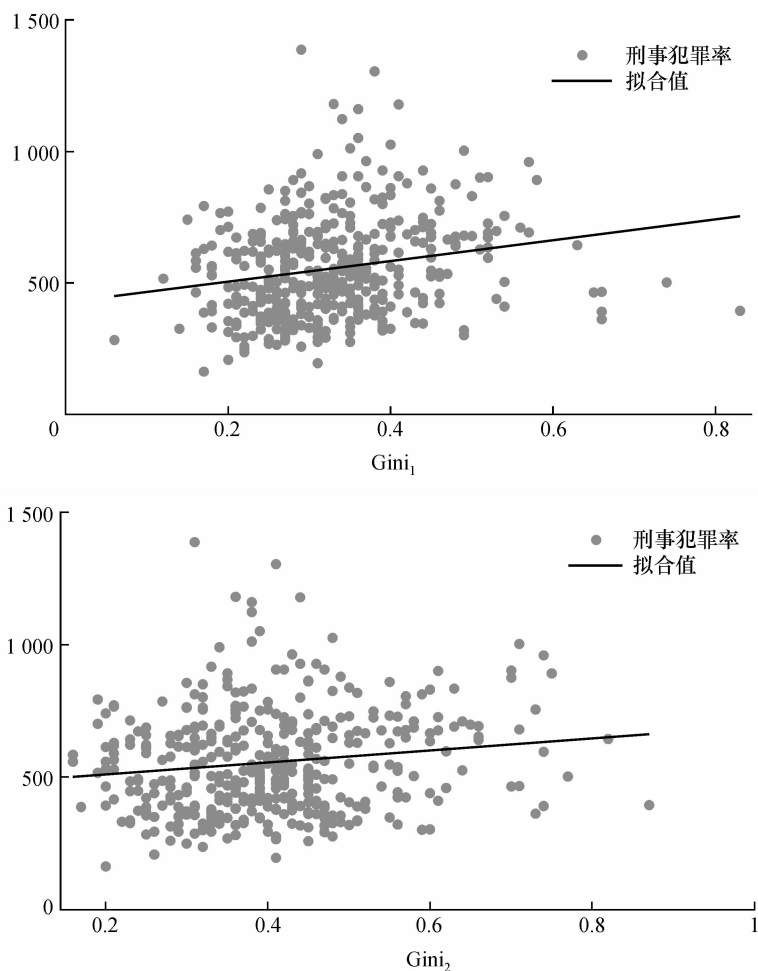


图2 收入分配不平等与刑事犯罪率的相关性

### 三、计量模型的设定与数据说明

在 Fajnzylber *et al.* (2002b) 研究的基础上, 我们的刑事犯罪决定方程中除了收入分配不平等以外主要包括以下几类因素:

#### 1. 经济因素

(1) 城市化。陈春良和易君健 (2007), Edlund *et al.* (2007) 的研究显示, 城市化水平会提高刑事犯罪率; Fajnzylber *et al.* (2002b) 将刑事犯罪分为杀人犯罪和抢劫犯罪, 城市化会降低杀人犯罪率但会提高抢劫犯罪率。我们用非农业人口在总人口中的比重来度量城市化水平 (万广华等, 2005)。

(2) 失业率。一般认为, 失业率不断上升会提高刑事犯罪率 (陈春良和易君健, 2009; Edlund *et al.*, 2007)。由于中国数据的限制, 我们只能获取城

镇登记失业人口率。因此，我们用该指标来代理失业率。

(3) 经济发展水平。经济发展水平是刑事犯罪研究中必须控制的变量之一。在文献中，一般用人均实际 GDP 来表示经济发展水平，单位是元。Fajnzylber *et al.* (2002a) 的研究结果显示，人均实际 GDP 对刑事犯罪具有促进作用。因为，人均实际 GDP 高的地区意味着在其他条件不变的情况下，通过刑事犯罪可以获得更多的收入，这在一定程度上会影响刑事犯罪。陈春良和易君健 (2009) 的研究也得出相同的结论，但 Edlund *et al.* (2007) 的研究显示，两者之间没有显著的正相关关系。我们用滞后一年的人均实际 GDP 表示经济发展水平，在数据处理方法上，我们以 1978 年为基期，然后对其他各年进行平减。

## 2. 人口因素

(1) 人口流动。Glaeser and Sacerdote (1999)，陈春良和易君健 (2009) 认为，人口流动会对刑事犯罪产生正面影响。我们在计量模型设定中也控制该变量，分别用跨省总迁移人口和净迁移人口占总人口的比重来度量 (陈春良和易君健，2009)。<sup>6</sup>

(2) 人力资本。人力资本对刑事犯罪的影响在文献中并没有一致的答案 (Fajnzylber *et al.*, 2002a, 2002b; Kelly, 2000)。我们采用人均受教育年限来表示人力资本 (万广华等，2005; Li, 2009)。<sup>7</sup>

(3) 成年人口比重。我们用总人口中的 15—64 岁人的比重来度量。

## 3. 政府因素

(1) 司法支出。刑事犯罪率较高的地方政府，为了降低犯罪率会将更多的资金投入在司法部门 (Levitt, 1997, 2002)。我们采用各地区公检法支出在财政支出中的比重来度量 (陈春良和易君健，2009)。

(2) 福利支出。福利支出增加有利于犯罪率下降 (Zhang, 1997; Edlund *et al.*, 2007)。我们用抚恤与社会救济支出在财政支出中的比重来度量。具体的计量模型设定如下：

$$\begin{aligned} \text{LnCrime}_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Gini}_{it} + \alpha_2 \text{LnAGDP}_{it-1} + \alpha_3 \text{Urban}_{it} \\ & + \alpha_4 \text{Unemployment}_{it} + \alpha_5 \text{Migration}_{it} + \alpha_6 \text{HC}_{it} + \alpha_7 \text{Police}_{it} \\ & + \alpha_8 \text{Welfare}_{it} + \alpha_9 \text{Young}_{it} + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (\text{I})$$

其中  $i=1, 2, \dots, 26$ ;  $t=1988, 1990, \dots, 2006$ ，Crime 是刑事犯罪率；Gini 表示收入分配不平等；AGDP<sub>*t-1*</sub> 表示滞后一年的人均实际国内生产总值；Urban 表示城市化；HC 表示人力资本；Unemployment 表示失业率；Young 表示成

<sup>6</sup> 中国人口统计中关于人口迁移的指标有两项：总迁移人口包括迁入和迁出人口总和；净迁移人口是迁入和迁出人口之差，它们都是反映人口流动的指标。因此，我们在研究中交替使用了这两项指标。

<sup>7</sup> 感谢香港城市大学李矩威博士提供的 1988—2006 年中国分省的人均受教育年限数据。具体的计算方法见 Li (2009)。

年人口比重; Migration 表示跨省迁移率 (Migration<sub>1</sub> 表示跨省总迁移率, Migration<sub>2</sub> 表示跨省净迁移率); Police 表示司法支出; Welfare 表示福利支出。我们使用的 1988—2006 年的省级数据来自各年的《中国检察年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《中国财政统计年鉴》、《中国统计年鉴》和中经网数据库。

接下来,我们对文章中所使用的主要变量进行描述性统计分析,以获得一手的感性认识(见表3)。从各变量的统计分析结果来看,被解释变量 Crime 的标准差为 191.18; 在解释变量中 AGDP<sub>t-1</sub> 的标准差较大; 而其他变量的标准差都较小。Gini<sub>1</sub> 和 Gini<sub>2</sub> 存在一些差异,用 Gini<sub>2</sub> 度量的收入分配不平等要高于 Gini<sub>1</sub>。表4是各变量间的 Pearson 相关系数,其中, Gini<sub>1</sub> 和 Gini<sub>2</sub> 的相关系数高达 0.929, 这可以说明这两个度量收入分配不平等的指标可以相互代替。

表3 主要变量的统计描述

变量	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值
Crime	463	551.53	191.18	162.5	1387.55
Gini <sub>1</sub>	423	0.33	0.1	0.06	0.83
Gini <sub>2</sub>	423	0.4	0.12	0.16	0.87
AGDP <sub>t-1</sub>	468	1477.96	833.58	363.25	4552.57
Urban(%)	468	26.3	10.16	12.09	63.01
Unemployment(%)	452	3.27	1.1	0.6	11.5
HC	468	5.37	1.48	2.47	9.45
Young(%)	442	68.52	4.16	53.21	88.88
Migration <sub>1</sub> (%)	390	30.71	13.3	3.68	190.89
Migration <sub>2</sub> (%)	390	1.78	2.19	-8.79	14.21
Police(%)	442	5.77	1.41	2.6	10.27
Welfare(%)	442	2.53	0.80	1.03	11.18

表4 变量 Pearson 相关系数

	LnCrime	Gini <sub>1</sub>	Gini <sub>2</sub>	LnAGDP <sub>t-1</sub>	Urban	Unemployment	HC	Young
LnCrime	1.000							
Gini <sub>1</sub>	0.217 (0.000)	1.000						
Gini <sub>2</sub>	0.151 (0-002)	0.929 (0.000)	1.000					
LnAGDP <sub>t-1</sub>	0.270 (0.000)	-0.002 (0.972)	-0.194 (0.000)	1.000				
Urban	0.344 (0.000)	-0.143 (0.003)	-0.345 (0.000)	0.580 (0.000)	1.000			
Unemployment	0.214 (0.003)	0.362 (0.013)	0.316 (0.000)	0.083 (0.000)	0.143 (0.000)	1.000		
HC	0.146 (0.002)	-0.121 (0.013)	-0.307 (0.000)	0.539 (0.000)	0.772 (0.000)	-0.005 (0.920)	1.000	
Young	0.150 (0.002)	-0.002 (0.967)	-0.169 (0.001)	0.562 (0.000)	0.552 (0.000)	0.170 (0.000)	0.479 (0.078)	1.000



(续表)

	Migration <sub>1</sub>	Migration <sub>2</sub>	Police	Welfare
Migration <sub>1</sub>	1.000			
Migration <sub>2</sub>	-0.191 (0.000)	1.000		
Police	0.163 (0-001)	-0.018 (0.739)	1.000	
Welfare	0.250 (0.000)	-0.183 (0.000)	-0.095 (0.046)	1.000

注：每个变量包括两个数值，上行是 Pearson 相关系数，下行是  $p$  值。

#### 四、回归结果

在实证研究策略上，首先，我们不考虑司法支出的内生性问题，采用 OLS 方法去估计模型 (I)，在估计中分为是否控制时间和地区效应两种情况，以考察不可观测的地区制度和文化等因素是否会影响到估计结果。另外，我们在估计中将跨省总迁移率和净迁移率交替使用。其次，我们考虑司法支出的内生性以及刑事犯罪可能存在测量误差，因此我们运用动态面板数据的系统广义矩方法估计模型 (I)，最重要的是引入了一期滞后的刑事犯罪率。除了司法支出 Police 外，其余解释变量都被认为是外生变量，我们采用滞后两期的司法支出作为当年司法支出的工具变量。另外，我们为了控制不可观测的影响因素，引入了东部地区的虚拟变量 East<sup>8</sup> (Fajnzylber *et al.*, 2002a)；也将跨省总迁移率和净迁移率交替使用。在本节中，我们用 Gini<sub>1</sub> 来表示收入分配不平等。

##### (一) OLS 估计结果

表 5 中的方程 1 和 2 是没有控制地区和时间效应的 OLS 回归结果。Gini<sub>1</sub> 的系数都在 0.01 水平上显著，Gini<sub>1</sub> 每上升 1 个百分点，那么刑事犯罪率会分别上升 1.212 和 1.312 个百分点<sup>9</sup>，我们从中可以发现，收入分配不平等对于刑事犯罪率的正面影响还是比较大的。Urban 的系数也都在 0.01 水平上显著，Urban 每上升 1 个百分点，刑事犯罪率会上升 1.511 和 1.613 个百分点。HC 的系数分别是一 0.06 和 -0.064，在 0.01 水平上显著，这表明随着人力资本水平不断提高，刑事犯罪率将会下降，提高人力资本是遏制刑事犯罪的有效途径。Police 的系数在 0.01 水平上显著为正，这与 Levitt (1997, 2002)

<sup>8</sup> 我们按照王小鲁和樊纲(2004)的方法，东部地区包括浙江、江苏、福建、广东、辽宁、山东、河北、海南等 8 个地区。如果该地区是东部地区的话，East=1，否则 East=0。

<sup>9</sup> 这里的百分比效应都根据  $y\% = 100(e^b - 1)$  计算，参见伍德里奇，《计量经济学：现代观点》，北京：中国人民大学出版社，2003 年，第 176—177 页。

的研究结论是一致的, 刑事犯罪率高的地区更倾向于增加司法支出。但目前的文献都认为司法支出具有内生性, 因此需要进一步的检验。Welfare 的系数在 0.01 水平上显著为负, 这表明福利支出的增加会起到缓解刑事犯罪的作用。Neumayer (2005) 认为, 文献中普遍存在一个问题: 没有考虑到不可观测的国家制度与文化等因素, 这些因素可能会影响估计结果, 因此, 需要对国家效应加以控制。他使用了固定效应模型和系统广义矩的方法对 Fajnzylber *et al.* (2002b) 的研究重新进行检验, 发现收入分配不平等不会影响刑事犯罪。表 5 中的方程 3 和 4 是控制时间和地区效应后的估计结果。我们来比较一下, 方程 1、2 和 3、4 有什么区别。方程 3 和 4 中最显著的一个变化就是:  $Gini_1$  的系数虽然还是正的, 但都不显著了, 因此我们无法判断收入分配不平等是否会影响刑事犯罪率。这是否说明了 Neumayer (2005) 的观点是正确的呢? 我们需要进一步的验证。

表 5 OLS 回归结果

	1	2	3	4
C	5.100*** (13.33)	5.255*** (13.40)	4.763*** (6.72)	4.71*** (6.65)
Gini <sub>1</sub>	0.794*** (4.11)	0.838*** (4.32)	0.051 (0.35)	0.046 (0.32)
LnAGDP <sub>t-1</sub>	0.005 (0.10)	0.006 (0.12)	0.096 (1.13)	0.101 (1.20)
Urban	0.015*** (5.48)	0.016*** (6.05)	0.008*** (3.27)	0.007*** (3.05)
Unemployment	0.009 (0.53)	0.009 (0.54)	-0.021** (-2.42)	-0.021** (-2.46)
Young	0.01 (1.30)	0.009 (1.11)	0.015** (2.63)	0.015** (2.64)
Migration <sub>1</sub>	0.003** (2.18)		-0.001 (-0.34)	
Migration <sub>2</sub>		0.009 (1.10)		0.005 (1.26)
HC	-0.06*** (-3.69)	-0.064*** (-3.87)	-0.021 (-0.85)	-0.019 (-0.75)
Police	0.007*** (4.40)	0.063*** (4.03)	0.032*** (2.86)	0.033*** (2.97)
Welfare	-0.157*** (-6.08)	-0.163*** (-6.32)	-0.021 (-1.26)	-0.022 (-1.29)
Province	No	No	Yes	Yes
Time	No	No	Yes	Yes
R <sup>2</sup>	0.359	0.350	0.920	0.920
Adj. R <sup>2</sup>	0.341	0.332	0.907	0.907
F	0.0000	0.000	0.000	0.000

注:\*\*\*表示在 0.01 水平上显著,\*\*表示在 0.05 水平上显著,\*表示在 0.1 水平上显著,其余表示不显著,括号内是  $t$  值, $t$  值是双尾检验。

## (二) 动态面板估计结果

我们运用动态面板数据对收入分配不平等与刑事犯罪的关系再次进行检验，该方法的特征是在控制变量中加入因变量的滞后项，以控制刑事犯罪的惯性。考虑下面的动态面板数据模型：

$$\text{LnCrime}_{it} = \beta_1 \text{LnCrime}_{i(t-1)} + X'_i \beta_2 + \beta_0 + \alpha_i + u_i + \epsilon_{it}, \quad (\text{II})$$

其中， $\text{Crime}_{it}$  表示第  $i$  个省份第  $t$  年的刑事犯罪率， $\text{Crime}_{i(t-1)}$  表示其一期滞后项。 $X_i$  是一个包含一组控制变量的向量，其中最重要的是收入分配不平等。 $\alpha_i$  表示省份的固定效应，用以控制各省不被观察的、不依时间变化的差异性。 $u_i$  代表年份效应。 $\epsilon_{it}$  是误差项，我们假定它的期望值为 0，无序列相关，但可能会有异方差。该估计的一个假定是控制变量与误差项不相关。为了消除控制变量与省份固定效应的相关性，对方程 (II) 做差分处理，可得如下计量模型：

$$\Delta \text{LnCrime}_{it} = \beta_1 \Delta \text{LnCrime}_{i(t-1)} + \Delta X'_i \beta_2 + \Delta \epsilon_{it}. \quad (\text{III})$$

在方程 (III) 中，省份的固定效应被消除。估计方程 (III) 最主要的困难是控制变量的内生性问题。Arellano and Bond (1991) 采用 GMM 来解决内生性问题，其中引入因变量滞后两期及以上项和严格外生变量的差分项。动态面板数据模型一般有三项检验统计指标，其中之一是 Sargan 检验，用来检验约束条件是否过度限制，为了检验工具变量的合法性，我们在计量检验中会给出 Sargan 检验的  $p$  值。另外还有两个即 Arellano-Bond test for AR(1) 和 Arellano-Bond test for AR(2) 用来检验残差中是否有一阶和二阶序列相关，通常认为在无序列相关的零假设下，它们渐近服从于标准正态分布。Arellano and Bond (1998) 提出了系统广义矩 (SYS-GMM)，与差分广义矩 (DIF-GMM) 相比，此时检验工具变量合理性和 Sargan 检验的统计效果会得到部分改善。我们首先来看表 6 中的方程 5，与 OLS 估计不同的是，方程增加了一期滞后的刑事犯罪率，这可以在一定程度上缓解被解释变量的测量误差。Sargan 检验和 Arellano-Bond test for AR(1)、Arellano-Bond test for AR(2) 都支持系统广义矩估计方法。 $\ln \text{Crime}_{t-1}$  的系数为 0.828，并且在 0.01 水平上显著，这说明上一年刑事犯罪率高的地区，本年的刑事犯罪率相应也会高，刑事犯罪存在累积效应。 $\text{Gini}_1$  的系数为 0.213，在 0.05 水平上显著，这表明  $\text{Gini}_1$  每上升 1 个百分点，刑事犯罪率上升 0.237 个百分点。和 Neumayer (2005) 的观点并不一致，但是我们可以发现，采用动态面板估计的  $\text{Gini}_1$  的系数要小于采用 OLS 估计的结果，这说明采用 OLS 估计还是存在一定的偏差。 $\text{Urban}$  的系数在 0.01 水平上显著为正，城市化在促进经济增长的同时也导致了刑事犯罪的增加。 $\text{HC}$  的系数在 0.05 水平上显著为负，和 OLS 估计得出

表6 动态面板估计结果<sup>10</sup>

	5	6	7	8
C	0.967*** (4.09)	0.864*** (3.60)	0.731*** (2.97)	0.618** (2.47)
lnCrime <sub>t-1</sub>	0.828*** (42.22)	0.828*** (42.82)	0.83*** (42.59)	0.83*** (43.22)
Gini <sub>1</sub>	0.213** (2.38)	0.215** (2.42)	0.92*** (3.85)	0.944*** (3.98)
LnAGDP <sub>t-1</sub>	0.005 (0.30)	0.001 (0.06)	0.014 (0.77)	0.01 (0.52)
Urban	0.003*** (2.78)	0.003*** (2.61)	0.003*** (2.89)	0.003*** (2.68)
Unemployment	-0.002 (-0.45)	-0.003 (-0.53)	-0.002 (-0.5)	-0.003 (-0.6)
Young	-0.001 (-0.21)	0.001 (0.45)	-0.001 (-0.43)	0.001 (0.29)
Migration <sub>1</sub>	0.000 (0.55)		0.000 (0.34)	
Migration <sub>2</sub>		0.006** (2.46)		0.006** (2.56)
HC	-0.013** (-2.41)	-0.015*** (-2.72)	-0.014** (-2.43)	-0.015*** (-2.76)
Police	0.014 (1.46)	0.015 (1.13)	0.008 (0.64)	0.009 (0.71)
Welfare	-0.023** (-2.22)	-0.022** (-2.10)	0.067** (2.31)	0.072** (2.48)
East	0.056*** (3.59)	0.06*** (3.83)	0.054*** (3.46)	0.059*** (3.77)
Gini <sub>1</sub> × Welfare			-0.271*** (-3.3)	-0.28*** (-3.43)
Arellano-Bond test for AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000
Arellano-Bond test for AR(2)	0.231	0.226	0.220	0.216
Sargan test	0.150	0.131	0.148	0.135
Waldchi2	0.000	0.000	0.000	0.000
Time	Yes	Yes	Yes	Yes
备注	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM

注:\*\*\*表示在0.01水平上显著,\*\*表示在0.05水平上显著,\*表示在0.1水平上显著,其余表示不显著,括号内是z值。

<sup>10</sup> 在本部分和第五部分中,我们将北京、天津和上海三个直辖市的样本引入模型,检验结果依然显示,收入分配不平等会导致更高的刑事犯罪率。

的结论是一致的。Welfare 的系数在 0.05 水平上显著为负，这表明福利支出的增加会起到缓解刑事犯罪的作用。East 的系数在 0.01 水平上显著，说明东部地区比非东部地区的刑事犯罪率更高。失业率、成年人口比重、跨省总迁移率、司法支出对刑事犯罪率的影响都不显著。接着，我们用跨省净迁移率来表示人口流动，检验的结果见表 6 中的方程 6，各影响因素的系数与方程 5 中的相差不大，Gini<sub>1</sub> 的系数为 0.215，在 0.05 水平上显著，这表明 Gini<sub>1</sub> 每上升 1 个百分点，刑事犯罪率上升 0.24 个百分点。Meltzer and Richard (1981)，Benabou (2000) 分别以中间选民和不完善的资本市场为基础建立理论模型，解释了收入不平等对政府收入再分配支出的影响，但他们的结论是截然相反的。在实证研究领域，收入不平等对政府收入再分配支出的影响也没有定论。Milanovic (2000)，Persson and Tabellini (1994) 的实证研究显示，收入不平等与政府在收入再分配方面的支出呈现正相关关系；而 Bassett *et al.* (1999) 的研究结论则恰好相反。但有一点是可以肯定的，收入不平等对政府在收入再分配方面的支出会产生影响，而收入再分配支出的变化可能会对刑事犯罪产生影响。那么结合本研究，我们可以得出初步推断：收入不平等可能会通过影响政府支出行为而间接影响刑事犯罪。根据方程 5 和 6 的检验结果，对于中国社会而言，能够影响刑事犯罪的政府支出包括两类：公检法支出和福利支出。<sup>11</sup>首先，我们在方程 5 和 6 中引入收入不平等和福利支出的交互项  $Gini_1 \times Welfare$ ，检验结果见方程 7 和 8。在方程 7 中， $\frac{\partial \text{LnCrime}}{\partial Gini} = 0.92 - 0.271 \times Welfare$ ，我们可以发现，收入不平等对刑事犯罪的影响受福利支出的影响，即福利支出越大，收入不平等对刑事犯罪的影响相对较小。收入不平等是经济发展绩效高低的重要体现，这也是中国政府所关心的重要问题，因此随着收入不平等程度的不断提高，政府会相应增加福利支出以缓解社会各阶层之间的收入差距，而福利支出的增加会对遏制刑事犯罪产生积极影响。方程 8 的检验结果与方程 7 类似。

为了计算出收入不平等通过福利支出渠道对刑事犯罪产生的间接效应，我们采用 Mo (2001) 提出的方法。由于  $\frac{\partial \text{LnCrime}}{\partial Gini} = \frac{d \text{LnCrime}}{d Gini} + \frac{\partial \text{Welfare}}{\partial Gini} \times \frac{\partial \text{LnCrime}}{\partial \text{Welfare}}$ ，所以收入不平等对刑事犯罪的总效应可以分为两项：等式右边的第一项即直接效应、等式右边的第二项即通过福利支出渠道产生的间接效应，这两项之后就是收入不平等对刑事犯罪的总效应。因此，我们需要估计收入不平等对福利支出的影响：

<sup>11</sup> 我们也将司法支出与收入平等的交互项引入模型，但该变量不显著，因此，我们只考虑了福利支出与收入不平等的交互项。

$$\text{Welfare} = 4.136 - 0.09\text{LnCrime}_{t-1} + 1.3\text{Gini}_1 - 1.247\text{LnAGDP}_{t-1}$$

(2.61)      (-0.54)      (2.53)      (-5.74)

$$+ 0.023\text{Urban} + 0.075\text{Unemployment} + 0.078\text{Young}$$

(3.62)      (2.06)      (3.70)

$$+ 0.002\text{Migration1} + 0.298\text{HC} - 9$$

(0.88)      (2.91)

$$\text{Welfare} = 4.325 - 0.089\text{LnCrime}_{t-1} + 1.43\text{Gini}_1 - 1.252\text{LnAGDP}_{t-1}$$

(2.73)      (-0.54)      (2.62)      (-5.76)

$$+ 0.025\text{Urban} + 0.077\text{Unemployment} + 0.078\text{Young}$$

(3.81)      (2.10)      (3.70)

$$- 0.013\text{Migration2} + 0.278\text{HC} - 10^{12}$$

(-0.82)      (2.75)

因此, 根据方程 5 和 9、6 和 10, 可以计算出收入不平等对刑事犯罪的总效应、直接效应和传输效应。根据方程 5 和 9, 收入不平等对刑事犯罪的直接效应是 0.213, 这表明收入不平等会导致刑事犯罪率提高; 收入不平等通过福利支出渠道对刑事犯罪的间接效应是 -0.03, 这表明收入不平等的程度不断提高, 会诱使政府增加福利支出以缩小各阶层之间的收入差距, 而福利支出的不断增加会降低刑事犯罪率; 收入不平等对刑事犯罪的总效应是 0.183。其中, 间接效应占总效应的比重为 -16.4%。根据方程 6 和 10, 收入不平等对刑事犯罪的直接效应是 0.215; 收入不平等通过福利支出渠道对刑事犯罪的间接效应是 -0.031; 收入不平等对刑事犯罪的总效应是 0.184。其中, 间接效应占总效应的比重为 -16.85%。

## 五、稳健性检验

为了保证检验结果的稳健性, 我们用农村居民来表示收入分配不平等度量指标  $P_1$  中的最低收入组, 可以得到  $\text{Gini}_2$ 。我们用  $\text{Gini}_2$  来代替第四部分收入分配不平等的度量指标  $\text{Gini}_1$ , 以考察第四部分中动态面板数据的估计结果是否稳健。我们依然认为, 除了司法支出  $\text{Police}$  外, 其余解释变量都被认为是外生变量, 我们采用滞后两期的司法支出作为当年司法支出的工具变量。在表 7 中, 检验结果显示, 刑事犯罪具有惯性; 收入分配不平等对刑事犯罪具有正面影响, 弹性大约是 0.185, 小于  $\text{Gini}_1$  的估计结果; 城市化会导致刑事犯罪率上升; 东部地区的刑事犯罪率较高; 人力资本对刑事犯罪率具有负面影响。这些结果与表 6 中的检验结果是一致的。

<sup>12</sup> 方程 9 和 10 根据 Hausman 检验结果均采用固定效应模型进行估计, 括号内是  $t$  值。

表 7 动态面板估计结果

	11	12	13	14	15	16
C	0.983*** (4.16)	0.885*** (3.70)	0.82*** (3.41)	0.714*** (2.93)	1.075*** (4.90)	0.993*** (4.48)
lnCrime <sub>t-1</sub>	0.823*** (41.09)	0.824*** (41.74)	0.828*** (41.49)	0.829*** (42.15)	0.81*** (40.75)	0.809*** (41.08)
Gini <sub>2</sub>	0.170** (2.38)	0.170** (2.38)	0.638*** (6.37)	0.65*** (3.76)		
Inequality					0.035*** (2.76)	0.034*** (2.70)
LnAGDP <sub>t-1</sub>	0.005 (0.30)	0.001 (0.07)	0.012 (0.65)	0.007 (0.41)	0.006 (0.35)	0.001 (0.03)
Urban	0.003*** (2.88)	0.003*** (2.72)	0.033*** (2.77)	0.003** (2.57)	0.003*** (3.33)	0.003*** (3.12)
Unemployment	-0.003 (-0.62)	-0.003 (-0.69)	0.004 (0.71)	-0.004 (0.81)	-0.005 (1.02)	-0.006 (-1.16)
Young	-0.000 (-0.17)	0.001 (0.46)	-0.001 (-0.42)	0.001 (0.25)	-0.001 (-0.42)	0.001 (0.30)
Migration <sub>1</sub>	0.000 (0.69)		0.000 (0.51)		0.000 (0.50)	
Migration <sub>2</sub>		0.006** (2.46)		0.006** (2.54)		0.006** (2.56)
HC	-0.013** (-2.30)	-0.015** (-2.62)	-0.013** (-2.31)	-0.015*** (-2.64)	-0.013** (-2.44)	-0.015*** (-2.76)
Police	0.014 (1.08)	0.015 (1.14)	0.008 (0.61)	0.009 (0.67)	0.015 (1.25)	0.016 (1.34)
Welfare	-0.024** (-2.38)	-0.023** (-2.27)	0.053* (1.94)	0.057** (2.08)	-0.024** (-2.49)	-0.023** (-2.42)
East	0.06*** (3.81)	0.064*** (4.04)	0.059*** (3.74)	0.064*** (4.01)	0.067*** (4.42)	0.071*** (4.68)
Gini <sub>2</sub> × Welfare			-0.194*** (-3.06)	-0.199*** (-3.16)		
Arellano-Bond test for AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Arellano-Bond test for AR(2)	0.228	0.220	0.217	0.211	0.308	0.313
Sargan test	0.147	0.129	0.116	0.103	0.156	0.163
Waldchi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注：\*\*\*表示在 0.01 水平上显著，\*\*表示在 0.05 水平上显著，\*表示在 0.1 水平上显著，其余表示不显著，括号内是 z 值。

为了计算收入不平等对刑事犯罪的间接效应,我们需要估计收入不平等对福利支出的影响:

$$\begin{aligned} \text{Welfare} = & 3.149 - 0.072\text{LnCrime}_{t-1} + 0.885\text{Gini}_2 - 1.165\text{LnAGDP}_{t-1} \\ & (2.61) \quad (-0.43) \quad (1.80) \quad (-5.45) \\ & + 0.022\text{Urban} + 0.076\text{Unemployment} + 0.084\text{Young} \\ & (3.46) \quad (2.08) \quad (4.04) \\ & + 0.002\text{Migration1} + 0.285\text{HC} - 17 \\ & (1.01) \quad (2.74) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Welfare} = & 3.335 - 0.07\text{LnCrime}_{t-1} + 0.932\text{Gini}_2 - 1.169\text{LnAGDP}_{t-1} \\ & (2.22) \quad (-0.42) \quad (1.89) \quad (-5.49) \\ & + 0.024\text{Urban} + 0.078\text{Unemployment} + 0.084\text{Young} \\ & (3.68) \quad (2.12) \quad (4.04) \\ & - 0.014\text{Migration2} + 0.261\text{HC} - 18^{13} \\ & (-0.90) \quad (2.54) \end{aligned}$$

因此,根据方程 11 和 17、12 和 18,可以计算出收入不平等对刑事犯罪的总效应、直接效应和传输效应。根据方程 11 和 17,收入不平等对刑事犯罪的直接效应是 0.170;收入不平等通过福利支出渠道对刑事犯罪的间接效应是 -0.021;收入不平等对刑事犯罪的总效应是 0.149。其中,间接效应占总效应的比重为 -14.09%。根据方程 12 和 18,计算出来的结果与方程 11 和 17 是一样的。

为了说明我们采用胡祖光(2005)的方法相对更优,我们也给出了采用城乡收入不平等代理方法的估计结果。<sup>14</sup>表 7 中的方程 15 和 16 是检验结果,我们可以发现,收入分配不平等对刑事犯罪的弹性大约在 0.035—0.036 之间,远小于采用胡祖光(2005)方法估计出的弹性。

目前利用中国分省数据研究收入分配不平等对刑事犯罪影响的重要文献有两篇——陈春良和易君健(2009),Edlund *et al.* (2007)。陈春良和易君健(2009)的固定效应估计结果显示,城乡收入不平等上升 1 个百分点,那么刑事犯罪率会上升 0.143 个百分点;Edlund *et al.* (2007)的两阶段最小二乘法估计结果显示,城乡收入不平等上升 1 个百分点,那么刑事犯罪率会上升 0.138 个百分点。而我们估计结果显示,收入分配不平等每上升 1 个百分点,刑事犯罪率会上升 0.185—0.24 个百分点,比陈春良和易君健(2009),Edlund *et al.* (2007)的估计结果高出 30% 以上,这可能是因为他们的度量收入分配不平等存在误差以及没有考虑测量误差。

<sup>13</sup> 方程 17 和 18 根据 Hausman 检验结果均采用固定效应模型进行估计,括号内是 *t* 值。

<sup>14</sup> 城乡收入不平等一般用城镇居民可支配收入与乡村居民纯收入的比值来表示,我们用 Inequality 来表示城乡收入不平等。



## 六、结论及政策含义

本文使用了中国的省级面板数据，避免了 Neumayer (2005) 提出的此类文献中存在的难以控制的国家制度与文化差异以及样本容量太小等问题，研究了收入分配不平等对刑事犯罪的影响。在估计方法上，我们采用了动态面板的系统广义矩方法，考虑了刑事犯罪的惯性和解释变量的内生性，可以在一定程度上缓解测量误差。我们采用基尼系数来度量收入分配不平等，并且计算得出了两种基尼系数，在检验中交替使用可以保证检验结果的稳健性。

我们的研究得出了一些有意义的结论：第一，收入分配不平等每上升1个百分点，刑事犯罪率会上升0.185—0.24个百分点，这一结果高于陈春良和易君健(2009)以及Edlund *et al.* (2007)的；收入不平等程度不断上升会导致政府增加福利支出以降低刑事犯罪率。第二，刑事犯罪具有惯性，上一年的刑事犯罪率对本年的刑事犯罪率有显著的正面影响。因此，打击刑事犯罪必须从早期着手。第三，随着城市化水平提高，刑事犯罪也会增加。这表明，刑事犯罪是经济发展中的一个内生现象，只有在发展中解决。第四，人力资本对于遏制刑事犯罪具有显著影响。通过教育等方式来提高人们的素质，利用人们的自我约束能力来防止刑事犯罪才是正确的途径。第五，增加福利支出会降低刑事犯罪率。

我们的研究对于当前中国正在进行的和谐社会建设也具有重要意义。中国共产党2004年将和谐社会作为一种社会发展战略目标而提出，“民主法治、公平正义、诚信友爱、充满活力、安定有序、人与自然和谐相处”是和谐社会的主要内容，其中社会公平是其中比较重要的环节。在一个收入分配严重不平等的社会中就缺乏社会公平，这会导致刑事犯罪等不和谐因素出现，对于国家的法治建设也存在较大的威胁。因此，解决收入分配不平等问题是保持中国未来可持续发展、构建和谐社会的核心问题。

## 参考文献

- [1] Arellano, M., and S. Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2), 277—297.
- [2] Arellano, M., and S. Bond, "Dynamic Panel Data Estimation using DPD98 for GAUSS," mimeo, Institute for Fiscal Studies, London, 1998.

- [3] Atkinson, A., and A. Brandolini, "Promise and Pitfalls in the Use of 'Secondary' Data-Sets; Income Inequality in OECD Countries as a Case Study", *Journal of Economic Literature*, 2001, 39(3), 771—799.
- [4] Bassett, W., J. Burkett, and L. Putterman, "Income Distribution, Government Transfers, and the Problem of Unequal Influence", *European Journal of Political Economy*, 1999, 15(2), 207—228.
- [5] Becker, G., "Crime and Punishment: an Economic Approach", *Journal of Political Economy*, 1968, 76(2), 169—217.
- [6] Benabou, R., "Unequal Societies: Income Distribution and the Social Contract", *American Economic Review*, 2000, 90(1), 96—129.
- [7] Chiu, W., and P. Madden, "Burglary and Income Inequality", *Journal of Public Economics*, 1998, 69(1), 123—141.
- [8] 陈春良、易君健, "收入差距与刑事犯罪: 基于中国省级面板数据的经验研究", 《世界经济》, 2009年第1期, 第13—25页。
- [9] Doyle, J., E. Ahmed, and R. Horn, "The Effects of Labor Markets and Income Inequality on Crime: Evidence from Panel Data", *Southern Economic Journal*, 1999, 65(4), 717—738.
- [10] Edlund, L., H. Li, J. Yi, and J. Zhang, "Sex Ratio and Crime: Evidence from China's One-Child Policy", IZA Working Paper No. 3214, 2007.
- [11] Fajnzylber, P., D. Lederman, and N. Loayza, *Determinants of Crime Rates in Latin America and the World: An Empirical Assessment*. Washington, D. C.: World Bank Publications, 1998.
- [12] Fajnzylber, P., D. Lederman, and N. Loayza, "What Causes Violent Crime?" *European Economic Review*, 2002a, 46(7), 1323—1356.
- [13] Fajnzylber, P., D. Lederman, and N. Loayza, "Inequality and Violent Crime", *Journal of Law and Economics*, 2002b, 45(1), 1—40.
- [14] Glaeser, E. and B. Sacerdote, "Why is There More Crime in Cities?" *Journal of Political Economy*, 1999, 107(6), S225—S258.
- [15] 古斯塔夫森等, "中国收入不平等以及地区差异", 2007年, 载李实等主编, 《中国居民收入分配》(三)。北京: 北京师范大学出版社, 2008年。
- [16] 黄少安、陈屹立, "宏观经济因素与犯罪率: 基于中国1978—2005的实证研究", 2007年中国制度经济学会年会论文, <http://www.unirule.org.cn/xiazai/200711/15.pdf>。
- [17] 胡联合、胡鞍钢、徐绍刚, "贫富差距对违法犯罪活动影响的实证分析", 《管理世界》, 2005年第6期, 第34—44页。
- [18] 胡祖光, "基尼系数和统计数据——以浙江省为例", 《浙江社会科学》, 2005年第4期, 第39—42页。
- [19] Imrohoroglu, A., A. Merlo and P. Rupert, "What Accounts for the Decline in Crime?" *International Economic Review*, 2004, 45(3), 709—729.
- [20] Kelly, M., "Inequality and Crime", *Review of Economics and Statistics*, 2000, 82(4), 530—539.
- [21] Levitt, S., "Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime", *American Economic Review*, 1997, 87(3), 270—290.
- [22] Levitt, S., "Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime: Reply", *American Economic Review*, 2002, 92(4), 1244—1250.
- [23] Li, K-W., "China's Total Factor Productivity Estimates by Region, Investment Sources and Ownership", *Economic System*, 2009, 33(3), 213—230.

- [24] Merton, R., "Social Structure and Anomie", *American Sociological Review*, 1938, 3(5), 672—682.
- [25] Meltzer, A., and S. Richard, "A Rational Theory of the Size of Government", *Journal of Political Economy*, 1981, 89(5), 914—927.
- [26] Milanovic, B., "Do More Unequal Countries Redistribute More? Does the Median Voter Hypothesis Hold?" World Bank Policy Research Working Paper, No. 2264, 2000.
- [27] Mo, P., "Corruption and Economic Growth", *Journal of Comparative Economics*, 2001, 29(1), 66—79.
- [28] Neumayer, E., "Is Inequality Really a Major Cause of Violent Crime? Evidence from a Cross-National Panel of Robbery and Violent Theft Rates", *Journal of Peace Research*, 2005, 42(1), 101—112.
- [29] Persson, T., and G. Tabellini, "Is Inequality Harmful for Growth? Theory and Evidence", *American Economic Review*, 1994, 84, 600—621.
- [30] Shaw, C., and H. McKay, *Juvenile Delinquency and Urban Areas*. Chicago: University of Chicago Press, 1942.
- [31] World Bank, *Sharing Rising Incomes: Disparities in China*. Washington, D. C: World Bank Publications, 1997.
- [32] 王学力, "个人收入差距的现状、问题和对策", 《改革》, 2000年第6期, 第92—100页。
- [33] 万广华、陆铭、陈钊, "全球化与地区收入差距:来自中国的证据", 《中国社会科学》, 2005年第2期, 第17—26页。
- [34] 万广华, 《经济发展与收入不平等:方法和证据》。上海:上海人民出版社, 2006年。
- [35] 伍德里奇, 《计量经济学:现代观点》。北京:中国人民大学出版社, 2003年。
- [36] 王小鲁、樊纲, "中国地区差距的变动趋势和影响因素", 《经济研究》, 2004年第1期, 第33—44页。
- [37] 谢旻获、贾文, "经济因素对犯罪率影响的实证研究", 《中国人民公安大学学报》, 2006年第1期, 第114—120页。
- [38] Zhang, J., "The Effect of Welfare Programs on Criminal Behavior: A Theoretical and Empirical Analysis", *Economic Inquiry*, 1997, 35(1), 120—137.

## The Impact of Income Inequality on Crime

YIPING WU

(Zhejiang University of Finance and Economics)

MENG RUI

(The Chinese University of Hong Kong)

**Abstract** We investigate the impact of income inequality on the criminal rate using Chinese province-level panel data for 1988—2006. We find that every one percent increase in the Gini coefficient of income inequality will raise crime rate by 0.185 percentage point after con-

trolling for inter-provincial migration, welfare expenditure, unemployment rate and other factors. In the meantime, income inequality forces the government to increase its spending on welfare to fight crime. Our findings also indicate that urbanization could lead to higher crime rates whereas improving human capital and increasing spending on welfare could reduce crime rates.

**JEL Classification** C33, D63, K42