

# 转型期中国的犯罪治理政策：堵还是疏？

陈 硕\*

**摘 要** 面对日益上升的犯罪率，依靠快速增加司法投入来减少犯罪是否有效，这需要进行政策评估。在用中国省政法委书记的政治资历作为司法投入的工具变量，控制了司法投入和犯罪率之间的联立性内生问题之后，本文发现司法投入对犯罪率没有显著影响。相比之下，不断增长的犯罪率更大程度上是转型期多种社会经济特征综合所致。本文的政策含义是，中国的犯罪治理应以疏为主，以堵为辅。对非法行为进行直接打击虽然必不可少，但政策重点应该转向增加福利支出、提高教育水平、改善收入分配及给予外来居民户籍。此外，青春期男孩具有较高的犯罪倾向值得关注，由于人口密度增加而导致的犯罪上升也是城市化进程中特别需要注意的现象。

**关键词** 司法投入，犯罪率，内生性

## 一、引 言

当前中国正在面临新一轮的犯罪高峰，相应的，政府司法投入的增加幅度也是巨大的。经济学理论告诉我们，政府增加司法投入会提高对非法活动的威慑效果进而遏制犯罪行为。事实是否如此，并不清楚。对于犯罪的治理，应以增加司法投入来“堵”，还是应该从改善滋生犯罪的特定社会经济环境入手来“疏”？这个问题关系到公共资源的有效利用，需要通过政策评估来回答。切第一刀 实证没有一致结论，因果内生处理

关于司法投入能否有效地阻止犯罪，实证研究一直没有得到一致结论，其难点在于司法投入和犯罪之间存在联立性内生 (simultaneity) 问题。<sup>1</sup> 该问

\* 复旦大学经济学院、香港科技大学社会科学部。通信地址：Room 3001, Academic Building, The Hong Kong University of Science and Technology, Clear Water Bay, Kowloon, Hong Kong; 电话：(852) 95807282; E-mail: sochenshuo@ust.hk。作者感谢香港科技大学社会科学部教授 Satoru Shimokawa、复旦大学经济学院教授陆铭、第四届青年经济学者联谊会 (YES)、第七届中国法经济论坛参会人员及两位匿名审稿人对本文的建议和意见。同时感谢香港中文大学大学服务中心 (USC) 为收集本研究所用数据提供的便利。文中如有缺失，均为作者本人责任。

<sup>1</sup> 此外，本研究关键解释变量“人均司法支出”的计算分母为户籍人口，由于流动人口的存在使得该建构方式存在测量偏误问题。本文采用工具变量方法的最主要目的是克服联立性内生问题，但如果关键解释变量存在测量偏误，该方法同样可以有效地处理并获得一致性估计 (Ashenfelter and Krueger, 1994; Krueger and Lindahl, 2000)。



题会导致估计结果不一致。本研究采用主管政法工作的省政法委书记的政治资历作为司法支出的工具变量来克服该问题,以求获得一致的因果估计。结果表明,司法投入对犯罪率没有显著作用。相比之下,中国的一些重要的社会特征却对犯罪率有显著的影响,这些因素在已有文献中并没有被系统考虑。本文发现,提高教育水平和福利支出可减少犯罪,而无户籍的外来人口比率增加会导致犯罪率升高。作为一个收入分配指标,GDP中工资占比的提高可以显著降低犯罪,青春期男孩在人口中的比重会增加犯罪率,城市人口比重对于犯罪率没有统计上的显著作用。这些发现既加深了对于犯罪的社会经济分析,也具有非常强的政策含义:即,中国的犯罪治理应以疏为主,以堵为辅。对非法行为进行直接打击虽然必不可少,但政策重点应该转向促进城镇内部不同户籍身份的居民融合、改善收入分配、增加福利支出以及提高教育水平。此外,青春期男孩具有较高的犯罪倾向值得关注,由于人口密度增加而导致的犯罪上升也是城市化进程中特别需要注意的现象。

本文的结构如下:第二部分提供中国转型期犯罪问题的背景介绍并结合现有文献说明本研究的意义,第三部分介绍本文采用的数据,第四部分论述本文采用的工具变量及在克服内生性问题上的有效性,第五部分是犯罪率决定因素的实证分析及对结果的讨论,最后是结论及政策建议。

## 二、中国的犯罪问题:背景与研究回顾

在过去三十多年间,中国经济增长的同时也伴随着犯罪率的显著增加。<sup>2</sup> 1998年较上年的犯罪增长率为21.4%,2000年则高达61.71%(胡联合,2006)。2003年至2007年,中国共批准逮捕各类刑事犯罪嫌疑人4 232 616人,提起公诉4 692 655人,分别比前五年上升20.5%和32.8%(最高人民检察院,2007)。2008年全年共批准逮捕各类刑事犯罪嫌疑人952 583人,提起公诉1 143 897人,分别比上年增长3.5%和5.7%(最高人民检察院,2009)。与此同时,人均司法投入从1989年的19.7元快速增加到2006年的171.6元(2000年价格),几乎增加了9倍。另一方面,司法支出占省级财政总支出的比例由1989年的2.92%增加到2006年的5.28%,占国内生产总值的比例也由0.49%增长到1.11%(见图1)。上述数字告诉我们,不管是从支出的绝对数量还是支出比重来看,各级政府遏制犯罪上均付出了极大的努力。然而,司法投入和犯罪率都稳定增长的事实却使得我们自然地司法投入的有效性产生质疑。

<sup>2</sup> 本文所分析的犯罪仅限于刑事犯罪。《中华人民共和国刑法》规定的刑事犯罪主要包括渎职案、妨害社会管理秩序案、破坏社会主义市场经济秩序案、侵犯财产案、侵犯公民人身民主权利案、贪污贿赂案和危害公共安全案。



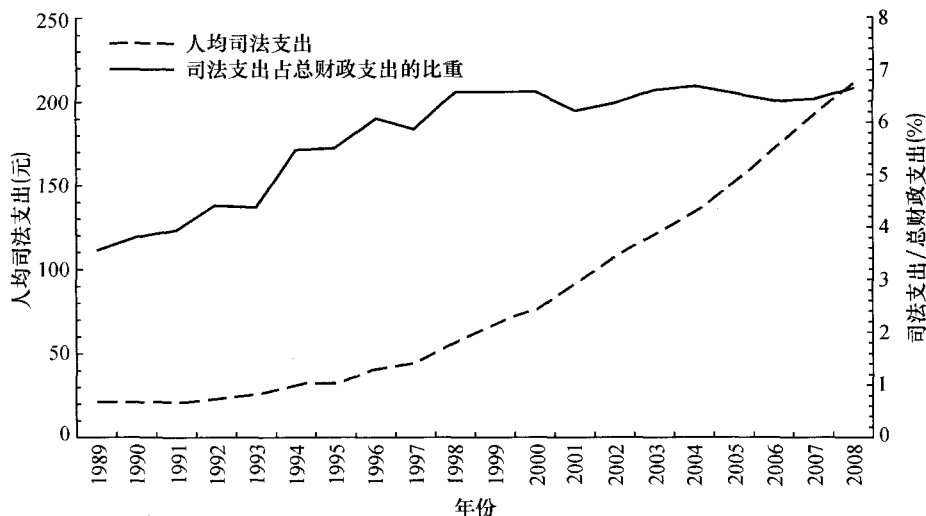


图1 中国人均司法支出和司法支出在总财政支出中比重, 1989—2008

注：省级数据汇总。人均支出为2000年可比价格。

资料来源：历年《中国财政年鉴》。

增加司法支出是对犯罪行为进行“堵”的政策选项，但对其进行效果评估的研究却未得到一致结论，而如何处理司法支出与犯罪之间的内生关系对本文的研究主题来说是至关重要的一步。从经济学角度分析，犯罪被认为是理性的、自私的行为人在一系列限制条件下最优的行为选择（Diluli Jr, 1996）。按照预期效用理论，控制了其他因素，理性人对是否犯罪的选择取决于其非法行为失败的概率，该概率又和政府司法支出成正向关系（Becker, 1968）。因此政府增加司法支出会提高对潜在罪犯的威慑效果进而减少犯罪活动。对于上述看似直观的理论预测，实证研究却没有得出一致的结论。表1列举了20世纪80年代以来对该问题的主要研究成果，其中包括它们使用的定量方法和结论。从中可以发现，早期研究大都认为两者之间没有关系，甚至是正向关系（Humphries and Wallace, 1980; Jacob and Rich, 1980）。得出这种结论的主要原因是早期研究没有注意到联立性带来的内生问题，即司法投入和犯罪率之间互为因果，特别是犯罪率上升会促使政府加大司法支出或招募更多的警察（Fisher and Nagin, 1978; Levitt, 1997）。接下来的研究采用不同的数据类型和检验手段检验此关系。对于前者有的学者采用时间序列数据（Loftin and McDowall, 1982; Marvell and Moody, 1996），也有的采用面板数据分析来克服地区异质性的影响（Greenberg and Kessler, 1982）；对于后者，一些研究直接诉诸于Granger因果检验（Loftin and McDowall, 1982; Corman and Joyce, 1990; Chamlin and Langworthy, 1996; Marvell and Moody, 1996），也有的研究通过滞后内生变量来消除内生问题（Greenberg and Kessler, 1982; Greenberg and Kessler *et al.*, 1983a, 1983b; Lundman,



1997)。在更进一步的研究中,众多学者都将联立性视为影响估计结果最严重的问题,为克服此问题而采用的策略有:Levitt (1996, 1997, 2002) 用关于监狱人口拥挤的诉讼案作为被监禁人数的工具变量,利用选举周期和消防员作为警察人数的工具变量;Corman and Mocan (2000) 则采用高频时间序列数据来打破反向因果链<sup>3</sup>;Tella and Schargrodsky (2004)、Draca *et al.* (2011) 转而依靠外生冲击来甄别此因果关系。<sup>4</sup>这些最新研究都发现司法投入会遏制犯罪。既有研究将重点放在司法投入和犯罪率的联立性内生性问题上,而基于中国的相关研究却未重视这一问题:有些文献直接忽略了司法支出的影响,从而产生“遗漏变量偏误”问题;有些文献即使控制了司法支出,也未考虑其与犯罪率之间的联立性内生问题。

于是,这里切了第二刀,中国的相关研究不重视

在中国这样一个快速转型和发展中的国家,引致犯罪的社会经济因素有其时代特征。因此,改善社会经济环境的“疏”的政策也应被充分重视。一些文献中着眼于发展中国家的犯罪研究,重点研究了收入差距、贫困人口规模和犯罪率之间的关系(Bourguignon, 1998; Demombynes, 2005; Fajnzylber *et al.*, 2002; Nilsson, 2004; Heinemann and Verner, 2006)。与其他国家不同的是,快速的城市化进程、日益扩大的城乡差别和收入差距,以及大规模的跨城乡间和地区人口流动,都可能显著影响犯罪率。一些研究已经发现这些社会特征对犯罪率有着显著的影响(王大中等, 2007; 麻泽芝和丁泽芸, 1999; 丁金宏等, 2001; 胡联合等, 2005; Liu, 2006; 胡联合, 2006; 谢旻荻和贾文, 2006; 陈屹立, 2008; 陈春良和易君健, 2009; 章元等, 2011)。与现有文献相比,本文有如下贡献:第一,本文运用工具变量方法处理了司法支出与犯罪率之间的联立性内生性问题。同时,利用省级面板数据,可以在方法上最大限度地控制由于地区异质性导致的估计结果不一致问题;第二,本文控制了一系列可能影响犯罪率的社会经济因素,包括:城市人口比重、移民比重、城乡收入差距、人口密度、人均福利支出、人均文化广播事业费、人均教育支出、初中入学率、人均GDP、GDP中工资占比、平均工资、性别比、青春期男孩人口比重。之前的文献并没有系统研究过这些因素(见表1)。

紧接着一段,补充中国还有一些特殊因素,发展中国家的特征,是以往研究没有考虑到的,增加文章创新性。

尽管motivation出发点是以实证不一致需要因果证据出发,但后续综述切了第二刀,突出中国特殊背景研究是创新。并且,把题目取名为转型期中国。。。强调突出了文章的创新点所在,即转型期的中国的情况,本文是独一无二的。

<sup>3</sup> Corman and Mocan (2000)采用美国纽约市警察数量和犯罪率的月份数据。由于警察的招募和培训需要时间,这样就使得警察数量来不及对当期的犯罪率产生反应,因此反向因果关系被打破。不过这个假设并没有考虑政府会对未来的犯罪趋势做出主动预测。

<sup>4</sup> Tella and Schargrodsky (2004)将发生在1994年阿根廷首都布宜诺斯艾利斯针对犹太人的恐怖袭击作为外生冲击。事件发生后,布市警方调整了警力部署来保护犹太人,由于做出的调整并不是针对当地的犯罪率,因此联立性问题得到解决。基于相似策略,Draca *et al.* (2011)利用2005年伦敦市中心的恐怖袭击作为外生冲击。



表1 关于司法支出或警察人数和犯罪率关系的现有研究

考察的关系	采用方法	发现	参考文献
警察和谋杀、抢劫	OLS	\$	Humphries and Wallace (1980)
警察和人身犯罪	2SLS	+	Huff and Stahura (1980)
警察支出和人身犯罪	滞后	+	Jacob and Rich (1980)
警察支出和人身犯罪	滞后	+	Greenberg and Kessler (1982)
警察和人身犯罪	Granger 因果检验	×	Loftin and McDowall (1982)
警察和人身犯罪	OLS	#	Tulder (1982)
警察和人身犯罪	滞后	×	Greenberg and Kessler et le (1983a)
警察和人身犯罪	滞后	+	Greenberg and Kessler et le (1983b)
警察支出和人身犯罪	2SLS	×	Belknap (1986)
警察密度和抢劫	2SLS	—	Howsen and Jarrell (1987)
警察和犯罪	Granger 因果检验	\$	Corman and Joyee (1990)
警察和人身犯罪	2SLS	×	Niskanen (1994)
警察和犯罪	Granger 因果检验	—	Marvell and Moody (1996)
警察和犯罪	Granger 因果检验	×	Chamlin and Langworthy (1996)
监狱人数和犯罪	IV: 针对监狱拥挤的诉讼案	—	Levitt (1996)
警察和犯罪	滞后	#	Lundman (1997)
警察和犯罪	IV: 选举周期	—	Levitt (1997)
警察和入室行窃	高频数据	—	Corman and Mocan (2000)
警察和犯罪	选举周期	×	Crary (2002)
	评价 Levitt (1997)		
警察和犯罪	IV: 消防员人数	—	Levitt (2002)
	回应 Crary (2002)		
警察和犯罪	外生冲击	—	Tella and Schargrodsky (2004)

注: + 正相关; - 负相关; × 无关; # 不同地区有不同关系; \$ 不同犯罪类型有不同关系。

资料来源: Cameron (1998), Moddy (1996), Eck and Maguire (2000) 及作者整理。

### 三、数 据

本部分结合研究中用到的变量,对数据来源和构建方法进行介绍。首先是被解释变量:中国省级犯罪率。如何获得真实的犯罪率水平一直是困扰该领域研究的主要问题之一。<sup>5</sup>即使是大规模随机抽样并做调查问卷,也难以弄清实际发生的犯罪活动。现有研究均用报案数作为真实犯罪的替代。<sup>6</sup>即便如此,我们依然要意识到该替代方案的局限性。一定程度上,报案数是警察数量或者司法投入的函数 (Levitt, 1997)。一方面,司法投入可以增加报案的便利性和对案件被侦破的预期,因此鼓励了当事人选择报案。另一方面,对所报案情是否登记取决于警察对案情的判断和整体工作量,比如对于抢劫车辆 (侵财犯罪) 同时袭击车主 (暴力犯罪),因为是同一个作案者,所以警察往往只登记其中一项 (Levitt, 1997)。因此对于案件的选择性会影响基于分

<sup>5</sup> 关于中国转型时期犯罪数据更细致的讨论见白建军(2010)。

<sup>6</sup> 采用汇报数据研究犯罪行为的文献见陈春良和易君健(2009)、章元等(2011)等,研究其他非法行为如腐败的见周黎安和陶婧(2009)等。



类犯罪的定量分析。一般来说,作为方程被解释变量的犯罪率存在偏误,而该偏误具备某种规律的话,往往导致警察或者司法投入效果的估计出现偏误。<sup>7</sup>如果被解释变量的度量存在误差,并且这种误差是随机的话,并不引起估计偏误,只会影响解释变量的显著性(Hausman, 2001)。<sup>8</sup>

对于中国的犯罪数据,有学者指出报案率不到真实发生数的一半(胡联合, 2006)。由于本文关注的是刑事犯罪,其漏报率一般低于其他类型犯罪而更加贴近真实值(陈春良和易君健, 2009)。本文最终采用6个标准来测量中国的分省犯罪水平:“检察机关批准逮捕人数”、“检察机关经过审理决定起诉人数”、“法院接受检察机关起诉人数”、“法院最终宣判人数”、“公安机关抓获人数”以及“治安违法人数”(以上均为万人中数目)。其中最后一个指标因为贴近源头因而最接近真实水平。表2给出了6种测量方法的观察值、均值、总体方差、去除省和年固定效应后的方差<sup>9</sup>。同时,表2的右半部分为6个指标的相关系数矩阵。可以发现,6个指标均高度相关,其统计显著性水平均高于1%。从这个意义上来说,无论采用哪个指标,均不需要担心其代表性问题。为了提高估计结果的效率,本文选择“万人中被检察院起诉人数”作为犯罪水平的代理,因为该变量具有较大的总体方差、样本数量以及和其他5个指标之间较高的相关系数。<sup>10</sup>

表2 中国的分省犯罪率测量

变量	观察值	均值	方差		相关系数矩阵					
			总体	去掉省份年份固定效应后剩余方差	1	2	3	4	5	6
1. 法院接受	316	4.95	2.12	0.80	1					
2. 法院判决	365	5.73	2.85	1.45	0.91	1				
3. 检察院批捕	596	6.19	2.67	1.29	0.90	0.94	1			
4. 检察院起诉	594	6.43	3.15	1.35	0.92	0.95	0.96	1		
5. 公安机关抓获	276	10.89	9.58	4.41	0.90	0.91	0.89	0.92	1	
6. 治安违法	159	34.98	14.96	6.89	0.89	0.87	0.90	0.88	0.85	1

注:数字为万人中数量,所有指标均为刑事犯罪。

资料来源:犯罪数据摘自各省历年人民代表大会中“两高报告”(《省高级人民法院工作报告》和《省高级人民法院工作报告》)。

最主要解释变量、工具变量、转型期中国社会经济因素以及其他控制变量的描述见表3。本文采用的工具变量为政法委书记的政治资历。对于该变量

<sup>7</sup> 举例来说,如果便利性没有进入回归方程(进入残差项),并假设警察和犯罪(报案数)之间关系为负相关,结合便利性和警察数的正相关以及便利性增加报案数,那么警察的作用会被低估。但是 Levitt (1998)也指出用报案数作为真实犯罪数的替代,对估计结果造成的误差并不严重。

<sup>8</sup> 针对本问题的处理,见本文回归分析部分的讨论。

<sup>9</sup> 由于本文定量研究中所有模型均同时放入了年和省虚拟变量,因此该方差才是其他变量解释的部分。

<sup>10</sup> 我们也尝试采用其他指标作为被解释变量,其结果均和“万人中被检察院起诉人数”作为被解释变量类似。相关的讨论见本文第五部分的讨论。

是否为合适的工具以及对内生变量的预测能力将在下一部分做详细的讨论。中国作为转型国家，对社会秩序的强调是中国在转型前维持较低犯罪率的重要原因之一（Lott, 1999）。本文用文化、体育和广播事业费以及教育事业费来衡量该特征在转型期间对犯罪的潜在影响（下文简称为“转型前特征”，特指转型前存在并在转型期依然发挥作用的特征）。对于中国在转型中出现的快速城市化、跨地区移民和城乡收入差距扩大等现象，本文依次用城市人口比重、各省万人中外来人口数和城乡居民纯收入之比来测量。人均福利支出也被本研究所考虑以检测社会再分配对缓解社会矛盾和减少犯罪的影响。此外表3也报告了其他影响犯罪率的因素：平均工资（控制犯罪的机会成本）、人口密度（控制犯罪行为便利性）、青春期男孩人口比重<sup>11</sup>（10—19岁男孩在总人口中比重，控制影响犯罪的心理或者生理因素）、性别比、人均GDP、GDP中工资占比和初中入学率（控制教育禀赋）。加入这些因素的理由主要基于已有文献或者常识。<sup>12</sup>此外，由于数据质量的原因，公开的失业率统计没有包含在模型中。<sup>13</sup>作为一个非常重要的潜在因素，大量文献已经就失业率对犯罪的影响做过检验（Reilly and Witt, 1992; Pyle and Deadman, 1994; Piehl, 1998; Entorf and Spengler, 2000; Papps and Winkelmann, 2000; Levitt, 1997; 林明仁和刘仲伟, 2006）。由于本文采用政法委书记的政治资历作为司法支出的工具变量，虽然以上研究都认为失业率促进犯罪，但是没有迹象表明失业率和此工具变量相关。因此遗漏此变量对司法投入估计值的影响应该比较轻微。<sup>14</sup>当然，模型的其他解释变量可能与失业率相关，从而可能存在系数的估计偏误。

表3 变量统计描述

变量	观察值	均值	方差
被解释变量：			
万人中被检察院起诉数量	594	6.36	3.14
最主要解释变量及工具变量：			
人均司法支出(元)	544	74.01	87.84
省政法委书记党龄	588	31.09	6.68

<sup>11</sup> 各年龄层人口比重的分省数据只有1987年、1990年、1995年、2000年和2005年，其中1987年、1995年和2005年为1%人口抽样，1990年和2000年为人口普查数据。中间数据为推算数，推算过程参见Edlund *et al.* (2007, 13—14)。

<sup>12</sup> 青少年犯罪研究参见Levitt(1998)；性别比对犯罪的影响参见Edlund *et al.* (2007)；教育禀赋和福利支出对犯罪的遏制作用参见Zhang(1997)。数据出处见表3注。

<sup>13</sup> 基于各省年鉴的失业率数字非常不完整，尤其是2000年以前的数据。而且有大量文献指出，政府公布的城镇登记失业率与实际失业率之间有非常大的差距(陆铭, 2007)。

<sup>14</sup> 此外，保安对城市中的社区治安起到一定的维护作用。一方面保安经费主要来自雇主而非财政支出，另一方面无证据表明保安支出会对工具变量有直接影响，因此本文没有考察保安作用。



(续表)

变 量	观察值	均值	方差
转型期社会特征			
城市人口比重	602	37.38	17.81
城乡收入差距	602	2.71	0.74
万人中移民数量	512	71.62	49.62
转型前特征			
人均文化广播事业费(元)	330	40.84	31.43
人均教育支出(元)	348	227.69	192.78
其他社会经济因素			
人均社会福利支出(元)	540	27.71	29.65
人均 GDP(元)	600	7 893.64	7 041.72
职工年平均工资(元)	600	8 649.70	5 218.00
GDP 中劳动收入占比(%)	348	53.18	7.51
男女性别比(%)	600	105.84	2.59
青春期男孩人口比重(%)	600	9.19	1.50
人口密度(人/平方公里)	600	333.32	385.83
初中入学率(%)	530	89.40	10.63

注:为了理解的便利,此表均为绝对数值并按 2000 年价格指数调整。回归中则采用对数形式。样本为面板数据,覆盖 1989—2008 年的中国 30 个省、市和自治区(重庆 1997 年后数据归并到四川省)。城市人口比重数据依据常住人口计算。GDP 中劳动收入占比数据来自罗长远和张军(2009),时间跨度为 1993—2004 年。<sup>15</sup>

资料来源:各项支出项目来自历年《中国财政年鉴》(中国财政杂志社),其中司法支出包括公安、安全、检察、法院、司法、劳教单位的财政支出(中华人民共和国财政部,2008)。移民数量来自历年《全国暂住人口统计资料汇编》(群众出版社)。其他指标来自《新中国 55 年统计资料汇编》(中国统计出版社 2005 年版)及各省历年统计年鉴。

#### 四、作为司法支出工具变量的省政法委书记的政治资历

一个合适的工具变量应该同时满足两个条件:第一要能很好地解释内生变量,也就是说工具变量和内生变量之间要足够相关;第二,工具变量要来自系统之外,即工具变量具备外生性。如果内生性表现为联立性问题,第二个标准尤其必要。虽然统计证据可以告诉我们工具变量和内生变量是否相关,但是其背后的因果链条和工具变量是否具备外生性的证明一样,必须依赖令人置信的逻辑推导(Acemoglu *et al.*, 2001; Angrist, 2008)。工具变量的外生性在回归中表现为和方程的残差项正交,即工具变量不会对方程被解释变量产生影响,如果产生影响则只能通过内生变量起作用。

以上从方法论角度阐明了工具变量的选取问题。对于司法投入和犯罪率的关系来说,一个合适的工具变量应该较好地预测司法投入的变化,同时该变量只能通过司法投入对犯罪率产生影响,而不能通过其他渠道或者直接作用于犯罪率。从这个意义上来说,省政法委书记的政治资历可以较好地作为

<sup>15</sup> 感谢复旦大学经济学院罗长远教授提供该数据。







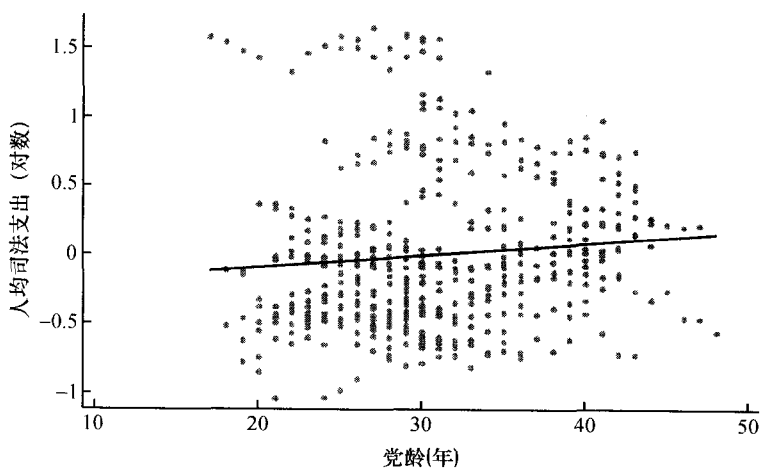
司法支出的工具变量。采用这个工具是基于对各省司法支出和比重的观察。我们发现各省人均司法支出和占该省的财政支出比重差异很大：就绝对数额来说（1989—2008 年均值），由最高的北京市人均 275 元到最低的安徽省人均 28 元；就比重来说广东省最高，司法支出占该省财政总支出的比率为 8.08%，而最低的甘肃省只有 4.56%。因此我们有理由怀疑，作为一省公检法司法部门的最高负责人，其政治资历可以在一定程度上解释上述司法投入的跨省差异。其逻辑是，在其他条件一样的情况下，政法委书记的政治资历和获得的资源成正比：政治资格越高，其相应的谈判权越大，为本部门争取的资源就越多。如果用省政法委书记的党龄作为其政治资历的代理，图 2 散点图可以为上述假设提供统计上的支持。图中清楚地显示政法委书记的党龄和该省人均司法支出（图 2a）以及司法支出比重（图 2b）呈现正相关关系。就两者之间的线性关系来说，省政法委书记的党龄增加 1 年，则意味着人均司法支出增加 0.8%，而在总财政支出中的比重在原来基础上增加 0.09%。<sup>16</sup>虽然以上证据给出了工具和内生变量之间的相关性，该工具能否合理地预测内生变量最终需要在第一阶段回归中正式检验。

就该变量的外生性而言，本文没有发现犯罪率会反过来影响政法委书记政治资历的证据，在考察 1989—2008 年所有 98 位省政法委书记的简历后，没有证据表明有某个书记因为该省治安问题被调换，犯罪率更不会影响政法委书记的党龄。同时，政法委书记并不直接参与具体的执法、检察和审判工作。在中国的司法系统中，公安机关负责抓捕和审讯，检察院负责审理和起诉，而法院负责审判。不同部分之间的分工均有明确规定并有“三长”（公安厅厅长、检察长和法院院长）负责各自部门的工作。虽然对于某些大案要案，政法委书记会亲自挂帅。由于本文对犯罪率的测量方式为万人中被公安局逮捕或者被检察机关起诉的人数，并没有考虑犯罪的严重程度，相对于一省每年发生的数万案件，这种“直接作用”微乎其微，并不足以影响对司法投入作用的一致性估计，因此，政法委书记的资历可以说是外生于司法投入和犯罪率之间的关系。对于其他同时影响政法委书记政治资历和犯罪率的因素比如人均 GDP，在以下的实证研究中都在回归方程中予以控制。<sup>17</sup>最后，对于其他能够有可能同时影响政法委书记资历和社会治安的不可观测的省份及年份固定效应，通过年和省虚拟变量加以控制。

<sup>16</sup> 相对于司法支出的绝对数目，司法投入占财政支出的比重更多地反映政府对该部门的重视程度或者“意愿”。由于本文目的是检验中国司法支出的有效性，同时也为和现有文献对应，在主模型中只考察司法投入的作用，对“比重”的讨论见本文第六部分。此点感谢匿名审稿人的建议。

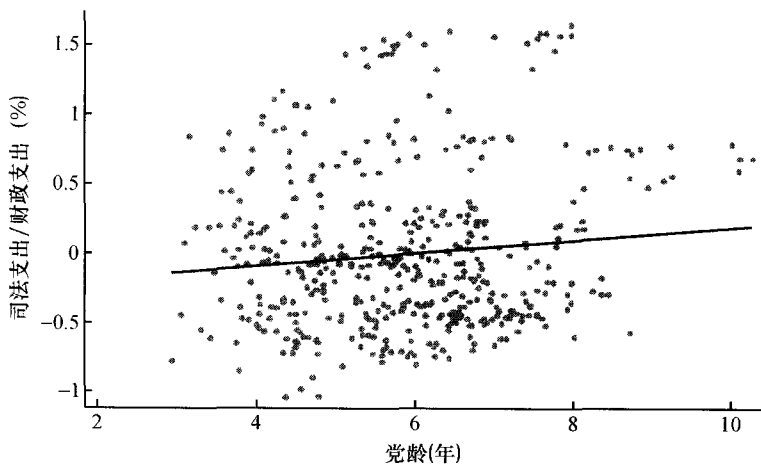
<sup>17</sup> 产生这种怀疑的理由在于重要的省份可能被委派一个资历丰富的政法委书记，而现有文献已经发现人均 GDP 会对犯罪率产生影响（Edlund *et al.*, 2007）。如果没有对该指标进行控制，则会造成工具变量和残差项不正交。





• 误差项 — 拟合值  
(a) 省政法委书记政治资历和司法支出

注：横轴为政法委书记党龄（单位为年），纵轴为去掉时间趋势后的人均司法支出（为对数形式且按2000年价格指数调整）。



• 误差项 — 拟合值  
(b) 省政法委书记政治资历和司法支出比重

图2 政治资历与司法支出

注：横轴为政法委书记党龄（单位为年），纵轴为司法支出占省财政总支出的比重（%）。

以上讨论论证了省政法委书记的政治资历作为司法投入工具变量的相关性和外生性。因此该变量可以当做一个适当的工具变量并和其他前定变量(Predetermined Variable)一起预测犯罪率的方差。公式(1)是两阶段回归的第一步回归：

$$ji_{it} = c_1 + \alpha_{11}pa_{it} + X'\alpha_{12} + Y'\alpha_{13} + Z'\alpha_{14} + p_{1t} + y_{1t} + \epsilon_{1it}, \quad (1)$$





其中  $ji_u$  为被解释变量人均司法支出。 $pa$  为省政法委书记党龄。 $X'$ 、 $Y'$  和  $Z'$  为一组向量，分别表示转型前特征、转型期社会特征以及其他社会经济指标。本文第二部分已经介绍过这些向量所包含的指标及其测量方法。此外， $p$  是时间不变的省级效应， $y$  表示省级不变的时间效应； $\epsilon$  是其他可能起作用但是没有被模型捕获的因素，假设其是随机的。第一阶段和第二阶段回归中均控制了时间趋势变量。同时，为了克服潜在的异方差问题，以下实证分析中均汇报 Huber-White 稳健性标准误。该标准误使得我们允许异方差的存在，由此获得的置信区间为真实区间的最大宽度。表4报告的是公式(1)的回归结果。模型1到模型4的差别在于其包含了不同类型的解释变量。可以发现，政治资历系数的点估计值在所有模型中均显著为正，其显著性水平都在1%以上。点估计值的系数的大小意味着省政法委书记党龄增加1年，该省人均司法支出会相应地增加0.1%—0.2%。同时，工具变量和其他先决变量一起可以解释被解释变量方差的59%到69%。同时在第一阶段回归中，党龄的  $t$  估计值均大于4，这意味着其  $F$  值远大于10，表明党龄不是一个弱工具变量，不会出现由于弱IV而导致2SLS估计结果偏向至OLS估计结果的情况(Bound *et al.*, 1995; Staiger and Stock, 1997)。这些证据显示了省政法委书记政治资历作为司法投入的工具通过了第一阶段回归的检验。此外，作为政治资历测量变量的党龄可能拾取一些其他因素，比如年龄，而这些因素会潜在地影响被解释变量(年龄越大距离退休越近，谈判权就会相应降低)。如果存在这种情况，党龄作为工具变量的有效性就会遭到质疑。为了检验这种可能性，在表4的回归方程中又加入距离退休的年限变量(省政法委书记在当代中国的政治级别中属于副省级，退休年龄原则上为60岁，如果某省某年的政法委书记年龄是52岁，该变量对应的观察值就为8)，从而消除了原有工具变量存在的噪声问题。新的回归结果证明表4的结论依然是稳健的。还有一种观点认为省政法委书记直接影响犯罪治理的渠道是该书记是否“强势”，如果“强势”无法被测量以至于放在方程的右边，该工具变量失效。但该论点成立的前提假设是“强势”与本文的工具变量相关，也就是政治资历与“强势”相关。然而所谓“强势”或者“强硬”更多的是性格或者执政风格上，属于时间上不易改变的变量，因此和政治资历变量相关性不大。本文需要论证的是政治资历不会直接影响犯罪治理。至于省政法委书记的其他个人特征(性格及风格等)，只要不和工具变量相关均不会影响估计结果的一致性。针对这个问题，在以下的回归方程中引入所有省政法委书记的个人哑变量，以此捕获这些因素。控制住这些变量后，本文的结论依然稳健(由于自由度降低，显著性水平降低但依然在1%水平上)。



表4 省政法委书记政治资历和司法支出:LSDV估计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
党龄	0.0012*** (0.00022)	0.0022*** (0.00029)	0.0022*** (0.00019)	0.0020*** (0.00025)
转型前特征		是	是	是
转型特征			是	是
其他社会经济指标				是
常数项	-221.59*** (40.30)	-128.68*** (31.58)	-130.79*** (31.82)	-378.88*** (20.67)
第一阶段 $f$ 值对应的 $p$ 值	0.00	0.00	0.00	0.00
省固定效应	是	是	是	是
年固定效应	是	是	是	是
时间趋势	是	是	是	是
观察值	542	330	325	302
R-squared	0.59	0.62	0.66	0.69

注:以上模型的被解释变量均为人均司法支出(对数形式)。括号中为 Huber-White 稳健标准误。绝对数值均取对数形式。所有模型均控制省及时间不变因素并包含其他前定变量。\*\*\*1%水平显著,\*\*5%水平显著,\*10%水平显著。

## 五、司法投入和犯罪阻止:实证检验和讨论

将第一阶段回归得出的司法投入预测值放入犯罪治理的“投入-产出”公式右边,替换掉内生的司法投入,再将被解释变量变为犯罪率,右边其他前定变量与(1)式相同,此为第二阶段回归。用公式表示为:

$$\text{crime}_{it} = c_2 + \alpha_{21}\hat{j}i_{it} + X'_{it}\alpha_{22} + Y'_{it}\alpha_{23} + p_{2i} + y_{2i} + \epsilon_{2it}, \quad (2)$$

式中符号含义见对公式(1)的描述。公式(2)的被解释变量为对数化的万人中被起诉人数。<sup>18</sup>其回归结果见表5。该表报告的所有模型均控制了时间和省固定效应,以此控制全国性的变化和省份不可观测的特征(Cornwell and Trumbull, 1994)。<sup>19</sup>在控制这些变量以后,残差项符合 OLS 假设<sup>20</sup>。因此被解释变量犯罪指标即使存在测量偏误,也只会影响估计结果的效率,这意味着以下结果将提供真实显著性的下限。

<sup>18</sup> 由于漏报数一般和报案数成比例(Ehrlich, 1996),对数化报案数可以最大限度地减少漏报造成的测量偏差。

<sup>19</sup> 中国在1992年调整盗窃犯罪的立案标准同时在1997年全面修订了《刑法》,后者导致了对犯罪的界定和惩罚都有较大调整(胡联合,2006;陈春良和易君健,2009)。对于这种适用于所有省份的跨时变化,需要在模型中引入年份虚拟变量加以控制。

<sup>20</sup> 这些假设也就是所谓的高斯-马尔可夫假设,包括残差项条件期望值为0、同方差等(Wooldridge, 2009)。



表5 司法支出和犯罪率:2SLS-LSDV估计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS	OLS
人均司法支出	0.772 (1.808)	0.709 (1.041)	0.738 (1.010)	0.661 (1.702)	0.578 (1.652)	0.021** (0.007)
人均文化广播事 业费		-0.223 (0.233)	-0.174 (0.198)	-0.775 (0.662)	-0.708 (0.611)	-0.125 (0.799)
人均教育支出		-0.180 (0.417)	-0.314 (0.527)	-0.252 (0.544)	-0.250 (0.552)	-0.526 (0.921)
万人中外来入 口数			0.017*** (0.003)	0.012*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.005** (0.002)
城乡收入比			0.052 (0.093)	0.043 (0.087)	0.045 (0.088)	0.041 (0.090)
城市人口比重			0.046 (0.032)	0.030 (0.075)	0.039 (0.069)	0.019 (0.015)
人均GDP				0.051** (0.019)		0.012 (0.018)
人均工资				-0.039*** (0.011)		-0.055*** (0.018)
GDP中劳动收 入占比					-0.024*** (0.009)	
人均福利支出				-0.083*** (0.012)	-0.065*** (0.009)	-0.048*** (0.013)
男女性别比				-0.004 (0.764)	-0.003 (0.668)	-0.004 (0.801)
初中入学率				-0.058*** (0.013)	-0.055*** (0.015)	-0.047* (0.022)
青春期男孩比重				0.028*** (0.004)	0.030*** (0.004)	-0.035*** (0.004)
人口密度				0.022** (0.010)	0.025** (0.012)	0.028*** (0.010)
常数项	338.0 (403.1)	-18.43 (137.0)	-4.616 (134.2)	-1910 (19415)	-1530 (13256)	-463.78 (433.84)
省固定效应	是	是	是	是	是	是
年固定效应	是	是	是	是	是	是
时间趋势	是	是	是	是	是	是
观察值	540	329	324	302	246	302
R-squared	0.37	0.59	0.62	0.64	0.60	0.75

注:以上模型的被解释变量均为万人中被起诉人数(对数形式)。括号中为 Huber-White 稳健标准误。绝对数值均取对数形式。所有模型均控制省份及年份不变因素并包含时间趋势。\*\*\* 1%水平显著, \*\* 5%水平显著, \* 10%水平显著。

表5汇报的回归结果中,为了便于比较,表中前五个回归均采用2SLS方法,而最后一个回归采用OLS方法。<sup>21</sup>可以发现,OLS回归中司法投入的系数

<sup>21</sup> 我们也尝试采用其他犯罪率测量指标,比如“法院最终宣判人数”、“公安机关抓获人数”以及“治安违法人数”作为被解释变量。其结果均和表5的结果一致,表明司法投入对犯罪率没有统计上的显著作用。



为正且在1%水平上显著。该结果和那些没有处理内生性的早期研究类似,同时也再次证实,如果不处理司法支出与犯罪之间的内生关系,对犯罪治理的政策评估将得到误导性结论。在所有的2SLS回归中,司法投入和转型前特征指标均不显著。同时,在所有的回归方程中,外来人口比重的增加将显著提高犯罪率,这和一般的认识相符合。<sup>22</sup>万人中外来人口数增加1%会使所在省份的犯罪率相应地增加1.5%左右(模型3和模型4),即犯罪率对外来人口比重的弹性为1.5。外来人口对于所在省份犯罪率的影响非常复杂。基于西方社会的发现是,相对于本地人,移民的犯罪倾向较低或与犯罪之间没有联系(Butcher and Piehl, 2005; Bianchi *et al.*, 2008)。中国的情况似乎相反,原因可能是多方面的。首先,中国移民的构成比较特殊,中国的跨地区移民一般男性占多,比较年轻且平均受教育水平相对城市居民偏低。但是,单纯的人口因素却难以解释犯罪率对于外来人口比重的弹性大于1,可能的解释是,犯罪或犯罪背后的社会不满本身具有规模效应和社会群体内部的相互影响。<sup>23</sup>在模型5中,我们加入了GDP中劳动收入占比变量。由于这个变量与人均GDP和人均工资有关,因此,人均GDP和人均工资没有放在模型5中。劳动收入占比的系数为负且显著,每增加劳动收入占比1%会导致犯罪率降低2.4%,中国劳动收入占比不断下降是一个趋势,并且是收入差距不断扩大的重要表现(Lu and Gao, 2011)。与总体收入差距上升相比,劳动收入占GDP的比重下降更会引起普通劳动者的不满,从而成为犯罪上升的原因。福利支出和犯罪率显著的负相关表明政府的社会再分配可以显著消除社会矛盾进而降低犯罪率。具体到数量上,人均福利支出增加1%,万人中犯罪人数将降低8.7%(模型4),该弹性非常大。青春期男孩比重是预料之中的显著正相关,这提醒我们应该特别注意青少年犯罪问题。最后,平均工资和教育禀赋均显示和预期相一致的符号。对第二阶段回归结果进行标准化后比较系数大小,各因素对犯罪的影响从大到小依次为:人均福利支出、GDP中收入占比、外来人口比率和青春期男孩比重。

在模型4中,城市化系数不显著,但万人中外来人口数在1%水平上显著。这说明,在同样的城市化水平下,外来人口的增加会导致犯罪水平的上升。直觉往往认为城市化会导致犯罪上升,本文的研究结果清楚地表明并不

<sup>22</sup> 例如,根据“深圳蓝皮书”的数据,1995年以来非本地人口作案占全部被逮捕人数的97%以上(《南方日报》, <http://www.southcn.com/news/dishi/shenzhen/shizheng/200405110199.htm>)。广东社会科学院2006年的调查,过去10年中,被逮捕的罪犯中有将近80%的为非本地人口(人民网, <http://society.people.com.cn/GB/1062/5179061.html>)。来自上海的数据显示,到2008年,在上海已经抓获的行政拘留以上的违法犯罪人员中,来沪人员的比例已经达到76%(童永正,2008)。浙江省截至2003年6月底,在押外省籍罪犯达32000多名,所占比例为50.8%(方建中,2003)。就全国来说,根据第5次全国调查,2002年非本地人作案占全部案件的85%(人民网, <http://society.people.com.cn/GB/1062/5179061.html>)。

<sup>23</sup> Katz *et al.* (2001)和Ludwig *et al.* (2001)证实了青少年犯罪率具有群体内部的相互影响。





是城市化本身导致犯罪上升，而是户籍政策限制了外来人口融入当地社会进而增加犯罪可能。此外，城市化也会导致各省人口密度变化，说明这两个变量间存在一定程度的相关关系，我们尝试将人口密度变量去掉，城市化指标则在1%水平上显著。城市化本身并不直接导致犯罪率的增加，而是通过增加人口密度的方式提高了非法行为的便利性。上述发现可视作城市化进程可能导致犯罪率增加的中间机制。

除此之外，性别比例和城乡差距的显著性没有超过统计上的最低要求。性别比和现有文献（Edlund *et al.*，2007）预测不一致的主要原因是所用数据的差异：本文采用的是总人口中的男女性别比，而不是适婚年龄段中的男女性别比。后者由于男性比率高而导致犯罪特别是性犯罪上升比较容易理解。不显著的城乡差距也和现有文献预测不符（陈春良和易君健，2009），一方面，由于不同研究采用不同的变量，变量之间存在相关性，再加上样本总量的不同，这些均会影响估计结果的标准误进而影响显著性水平；另一方面，虽然中国的城乡差异可以解释很大程度上的总体收入不平等（陆铭和陈钊，2004），但是对犯罪率有影响的到底是城乡之间的组间差异（Between-group Variation）还是城乡内部的组内差异（Within-group Variation），值得进一步研究。

## 六、稳健性讨论

上文已经发现中国司法投入并没有显著地影响犯罪率，本部分则讨论该结论的稳健性。首先，由于现有关于非法行为的研究均采用报道数据，这意味着诸如“严打”等加大打击力度的行动会增加当期报道出来的犯罪数。虽然本文没有直接检验打击力度对犯罪的影响，但不可否认加大打击力度往往带来司法投入的增加。<sup>24</sup>因此，司法投入将从正反两个方面影响犯罪水平，而上文发现司法投入作用不显著也许正是两种作用的抵消，从中并不能必然得出司法投入没有效果的结论。针对该遗漏变量问题，本文从两个方面加以处理：第一，如果假设“严打”为全国范围内的运动，如1996年和2001年的“严打”，上述估计结果将不会受到此问题影响，因为在上文的回归中均已经控制年固定效应来捕获这些运动对犯罪率的作用。第二，如果加大打击的行动存在分省差异，上文的定量分析将低估司法投入的作用。鉴于此，本文用滞后一期的司法投入代替之前采用的当前值加以处理。其逻辑是，上一期司法投入在“严打”过后不会影响当期犯罪水平，仅通过“威慑”作用影响当期犯罪。因此，利用该处理方法就可以区分开司法投入的两种作用。其估计

<sup>24</sup> 实证检验打击力度，特别是“严打”行动对预防犯罪的研究见陈硕和章元（2011）。



结果见表6模型1,结果显示司法投入的估计值大小较之前增大30%。这意味着其部分真实作用被另一方向抵消,但其显著性并不能拒绝原假设,表明就“堵”的“威慑”作用来说,中国的司法投入确实没有发挥预期的效果。<sup>25</sup>

其次,有理由相信犯罪本身具有时间上的持续性:当期犯罪水平往往受到前期犯罪的影响。针对这一特点,我们采用基于动态面板数据的system-GMM估计方法。<sup>26</sup>该方法的有效估计依赖于一系列条件:第一,残差项必须序列无关;第二,工具变量有效性的矩条件必须被满足。第一个条件意味着残差项的一阶差分 $\Delta\epsilon_{it}$ 存在显著的一阶相关及不显著的二阶相关。利用由Bond(2002)提供的 $m_1$ 和 $m_2$ 统计值可以检验该条件是否被满足。对于矩条件,我们则依赖于Sargan检验。其原假设是工具变量和残差项矩条件向量的样本均值 $\frac{1}{N}Z'\hat{E}$ 是围绕0的随机分布。由于本文所有数据结构的时间维度平方远大于截面个数,为了满足矩条件,我们用5年平均的方式将数据压缩成4期。表6的模型2报告了system-GMM估计结果。其中 $m_1$ 、 $m_2$ 及Sargan检验的结果均表明GMM有效估计的条件被满足。正如预计,显著的滞后犯罪率表明当期犯罪受到上一期的影响。同时,和该表模型1及表5结论一致:人均司法支出的估计值依然不显著。<sup>27</sup>

表6 司法支出和犯罪率:稳健性讨论

变量	(1)	(2)
	2SLS-LSDV	System-GMM
犯罪率(滞后一期)		0.572*** (0.034)
人均司法支出(滞后一期)	0.953 (1.626)	
人均司法支出		0.771 (1.820)
其他控制变量	是	否
常数项	235.423 (389.014)	102.174 (297.128)
省固定效用	是	是
年固定效用	是	是
时间趋势	是	是
$m_1$		0.036

<sup>25</sup> 我们也尝试删除1996年和2001年两年的数据,以排除“严打”运动对司法投入的影响,其结果和表6模型1相似。

<sup>26</sup> 有两种GMM方法可供选择,difference-GMM和system-GMM。在引入滞后被解释变量并对方程(2)进行一阶差分去除时间不变的固定效用之后,difference-GMM用滞后值作为差分现值的工具变量;而后者则为联合估计:既包括difference-GMM采用的用滞后值作为工具,也包括用滞后差分现值作为现值的工具。上述两种方法均能获得一致性估计。但在估计的有效性方面,由于system-GMM更加充分地利用了所有矩条件,因而在效率上优于difference-GMM,因此在分析中我们采用system-GMM进行估计。

<sup>27</sup> 此外,我们也尝试使用“司法支出在该省财政总支出中的比重”作为关键解释变量,其结果依然不显著。





(续 表)

变量	(1)	(2)
$m_2$		0.394
Hansen $p$ -value		0.370
观察值	324	90
$R$ -squared	0.57	

注：模型1设置同表5模型3，关键解释变量是“人均司法支出”的滞后一期，括号中为 Huber-White 稳健标准误。模型2采用 system-GMM 估计方法，我们用一期滞后项作为所有内生变量的工具。括号中是基于二步稳健估计得出的标准误。报告  $m_1$  和  $m_2$  ( $p$  值) 的目的是检验差分残差项的一阶及二阶相关性，它们均渐进服从  $N(0,1)$  分布。报告 Hansen 检验值 ( $p$  值) 是为了检验工具变量的外生性。此外，模型1及模型2中涉及的绝对数值的变量均取对数形式并均控制省及时间不变因素。\*\*\*表示1%水平显著，\*\*表示5%水平显著，\*表示10%水平显著。

## 七、结 论

经济理论告诉我们，政府增加司法投入能够遏制犯罪。但面对中国日益上升的犯罪率和显著增加的司法投入，却使人怀疑单纯追加司法投入是否真能有效地遏制住犯罪浪潮。运用省级面板数据，并采用主管政法工作的省政法委书记的政治资历作为司法支出的工具变量之后，结果表明，司法投入对犯罪率没有显著影响。该结论和基于其他国家的近期研究不同，本文认为其差异来自两方面：第一，司法支出的分配。由于缺乏公安、法院、检察院等司法支出的明细数据，无法从财政数据上进一步分析其分配情况。但从新闻舆论反映出的情况来看，公安机关，特别是基层民警，面临着较大的财政压力，这必然影响其职能的发挥。<sup>28</sup> 第二，公检法队伍，特别是警察的专业化问题。现阶段，警察的日常职能经常会受到其他任务的影响，比如“维稳”或者协助地方政府征地拆迁，这些非警务活动会在一定程度上分散其治理犯罪的精力。<sup>29</sup> 就影响犯罪的其他因素而言，本文发现提高教育水平和福利支出可减少犯罪，而外来人口比率对犯罪率有明显正向影响。劳动收入占 GDP 比重作为一个收入分配指标，其上升将显著降低犯罪，青春期男孩比重上升增加犯罪率。人口密度增加可导致犯罪上升，但城市人口比重对于犯罪率没有统计上的显著作用。

本文的发现表明政府片面地通过增加司法投入来遏制犯罪，效果却不显著，也造成大量公共资源的浪费。在转型期中国，用“疏”的方式来化解社会矛盾才是治本之策。本文对于中国的犯罪治理的政策思路是：以疏为主，

<sup>28</sup> 利用谷歌搜索引擎，输入关键字“公安+经费不足”、“法院+经费不足”和“检察院+经费不足”，其结果分别为433万、394万和135万个。

<sup>29</sup> 关于禁止公安民警参与征地等非警务活动的通知见公安部2011年3月下发的《公安机关党风廉政建设和反腐败工作意见》。



以堵为辅。对非法行为进行直接打击虽然必不可少,但政策重点应该转向以下几个方面:(1)增加福利支出以及提高教育水平;(2)改善收入分配,提高劳动收入占GDP比重;(3)促进城镇内部不同户籍身份的居民的融合,包括给予外来人口本地户籍,或减少不同户籍人群间的差别待遇;(4)青春期男孩具有较高的犯罪倾向也值得关注。

## 参考文献

- [1] Acemoglu, D., S. Johnson, and J. Robinson, "The Colonial Origins Of Comparative Development: An Empirical Investigation", *American Economic Review*, 2001, 91(5), 1369—1401.
- [2] Angrist, J., and P. Jorn-Steffen, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press, 2008.
- [3] Ashenfelter, O., and A. Krueger, "Estimates of the Economic Returns to Schooling from a New Sample of Twins", *American Economic Association*, 1994, 84 (5), 1157—73.
- [4] 白建军,“从中国犯罪率数据看罪因、罪行与刑罚的关系”,《中国社会科学》,2010年第2期,第144—159页。
- [5] Bond, S., "Dynamic Panel Data Models: a Guide to Micro Data Methods and Practice", *Portuguese Economic Journal*, 2002, 1 (2), 141—62.
- [6] Becker, G., "Crime and Punishment: an Economic Approach", *Journal of Political Economy*, 1968, 76, 169—217.
- [7] Bianchi, M., P. Buonanno, and P. Pinotti, "Do Immigrants Cause Crime?" PSE Working Paper No. 2008-05, 2008.
- [8] Bourguignon, F., "Crime, Violence, and Inequitable Development", Paper on Annual World Bank Conference on Development Economics, Washington DC: The World Bank, 2000.
- [9] Butcher, K., and A. Piehl, "Why Are Immigrants' Incarceration Rate So Low? Evidence of Selective Immigration, Deterrence, and Deportation", Working Paper, Federal Reserve Bank of Chicago, 2005.
- [10] Chamlin, M., and R. Langworthy, "Police, Crime, and Economic Theory: A Replication and Extension", *American Journal of Criminal Justice*, 1996, 20(2), 165—182.
- [11] 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—24页。
- [12] 陈屹立,“中国犯罪率的实证研究:基于1978—2005年的计量分析”,山东大学博士学位论文,2008年。
- [13] 陈硕、章元,“治乱须重典? 转型期中国犯罪惩罚政策效用分析”,香港科技大学社会科学部工作论文,2011年。
- [14] Corman, H., and T. Joyce, "Urban Crime Control: Violent Crimes in New York City", *Social Science Quarterly*, 1990, 71(3), 567—584.
- [15] Corman, H., and N. Mocan, "A Time-Series Analysis of Crime, Deterrence, and Drug Abuse in New York City", *American Economic Review*, 2000, 90(3), 584—604.
- [16] Cornwell, C., and W. Trumbull, "Estimating the Economic Model of Crime with Panel Data", *Review of Economics and Statistics*, 1994, 76(2), 360—366.
- [17] Davidson, R., and J. Mackinnon, *Estimation and Inference in Econometrics*. New York: Oxford University Press, 1993.



- [18] Demombynes, G., and O. Berk, "Crime and Local Inequality in South Africa", *Journal of Development Economics*, 2005, 76(2), 265—292.
- [19] Di Tella, R., and E. Schargrodsky, "Do Police Reduce Crime? Estimates Using the Allocation of Police Forces after a Terrorist Attack", *American Economic Review*, 2004, 94(1), 115—133.
- [20] 丁金宏、杨鸿燕、杨杰、翁建红、张彬彬, "上海流动人口犯罪的特征及其社会控制: 透过新闻资料的分析", 《人口研究》, 2001 年第 11 期, 第 44—48 页。
- [21] Draca, M., S. Machin, and R. Witt, "Panic on the Streets of London: Police, Crime, and the July 2005 Terror Attacks", *American Economic Review*, 2011, 101 (5), 2157—2181.
- [22] 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.
- [23] Ehrlich, I., "Crime, Punishment, and the Market for Offenses", *Journal of Economic Perspective*, 1996, 10(1), 43—68.
- [24] Entorf, H., and H. Spengler, "Socioeconomic and Demographic Factors of Crime in Germany: Evidence From Panel Data of the German States", *International Review of Law and Economics*, 2000, 20(1), 75—106.
- [25] 方建中, "流动人口犯罪实证研究", 《求索》, 2003 年第 6 期, 第 132—134 页。
- [26] Fajnzylber, P., D. Lederman, and N. Loayza, "Inequality and Violent Crime", *Journal of Law and Economics*, 2002, 45(1), 1—40.
- [27] Fisher, F., and D. Nagin, "On the Feasibility of Identifying the Crime Function in a Simultaneous Equations Model of Crime and Sanctions", in Blumstein, A., D. Nagin, and J. Cohen (eds.), *Deterrence and Incapacitation: Estimating the Effects of Criminal Sanctions on Crime Rates*. Washington, DC: National Academy of Sciences, 1978.
- [28] 傅勇、张晏, "中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价", 《管理世界》, 2007 年第 3 期, 第 1—15 页。
- [29] Greenberg, D. and R. Kessler, "The Effect of Arrests on Crime: A Multivariate Panel Analysis", *Social Forces*, 1982, 60(3), 771—790.
- [30] Greenberg, D., R. Kessler, and C. Loftin, "The Effect of Police Employment on Crime", *Criminology*, 1983, 21(3), 375—394.
- [31] Hausman, J., "Mismeasured Variables in Econometric Analysis: Problems from the Right and Problems from the Left", *Journal of Economic Perspectives*, 2001, 15 (4), 57—67.
- [32] Heinemann, A., and D. Verner, "Crime and Violence in Development: A Literature Review of Latin America and the Caribbean", World Bank Policy Research Working Paper, No. 4041, 2006.
- [33] Howsen, R., and S. Jarrell, "Some Determinants of Property Crime: Economic Factors Influence Criminal Behavior but Cannot Completely Explain the Syndrome", *American Journal of Economics and Sociology*, 1987, 46(4), 445—457.
- [34] 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。
- [35] 胡联合, 《转型与犯罪: 中国转型期犯罪问题的实证研究》。北京: 中央党校出版社, 2006 年, 第 15 页。
- [36] Huff, R., and J. Stahura, "Police Employment and Suburban Crime", *Criminology*, 1980, 17 (4), 461—470.
- [37] Humphries, D., and D. Wallace, "Capitalist Accumulation and Urban Crime, 1950—1971", *Social Problems*, 1980, 28(2), 179—193.
- [38] Jacob, H., and M. Rich, "The Effects of the Police on Crime: A Second Look", *Law & Society Review*, 1981, 15(1), 109—122.





- [39] Katz, L., A. Kling, and J. Liebman, "Moving to Opportunity in Boston: Early Results of a Randomized Mobility Experiment", *Quarterly Journal of Economics*, 2001, 116 (2), 607—654.
- [40] Krueger, A., and M. Lindahl, "Education for Growth: Why and for Whom?" *Journal of Economic Literature*, 2001, 39(4), 1101—36.
- [41] Levitt, S., "Understanding Why Crime Fell in the 1990's: Four Factors that Explain the Decline and Sic that Do Not", *Journal of Economic Perspectives*, 1996a, 18(1), 163—190.
- [42] Levitt, S., "The Effect of Prison Population Size on Crime Rates: Evidence from Prison Overcrowding Litigation", *Quarterly Journal of Economics*, 1996, 111(2), 319—351.
- [43] Levitt, S., "Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime", *American Economic Review*, 1997, 87(3), 270—290.
- [44] Levitt, S., "Why Do Increased Arrest Rates Appear to Reduce Crime: Deterrence, Incapacitation, or Measurement Error", *Economic Inquiry*, 1998, 36(3), 353—372.
- [45] Levitt, S., "Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effects of Police on Crime: Reply", *American Economic Review*, 2002, 92(4), 1244—1250.
- [46] 林明仁、刘仲伟, "失业真的会导致犯罪吗? 以台湾1978年至2003年县市资料为例", 《经济论文丛刊》, 2006年第32卷第4期, 第445—482页。
- [47] Liu, J., "Modernization and Crime Patterns in China", *Journal of Criminal Justice*, 2006, 34 (2), 119—130.
- [48] Loftin, C., and D. McDowall, "The Police, Crime, and Economic Theory: An Assessment", *American Sociological Review*, 1982, 47(3), 393—401.
- [49] Lott, J., "Public Schooling, Indoctrination, and Totalitarianism", *Journal of Political Economy*, 1999, 107(S6), S127—S157.
- [50] Ludwig, J., P. Hirschfeld, and G. Duncan, "Urban Poverty and Juvenile Crime: Evidence from a Randomized Housing-Mobility Experiment", *Quarterly Journal of Economics*, 2001, 116 (2), 665—679.
- [51] 罗长远、张军, "经济发展中的劳动收入占比: 基于中国产业数据的实证研究", 《中国社会科学》, 2009年第4期, 第65—70页。
- [52] Lu, M., and H. Gao, "When Globalization Meets Urbanization: Labor Market Reform, Income Inequality and Economic Growth in the People's Republic of China", *International Labor Review*, 2011, (1—2), 101—126.
- [53] 陆铭、陈钊, "城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距", 《经济研究》, 2004年第6期, 第50—58页。
- [54] 陆铭, 《劳动和人力资源经济学——经济体制与公共政策》。上海: 世纪出版集团, 上海人民出版社, 2007年, 第54页。
- [55] Lundman, R., "Police Levels and Crime: Additional Evidence", Paper on Annual Meeting of the American Society of Criminology, San Diego, 1997.
- [56] 麻泽芝、丁泽芸, "相对丧失论——中国流动人口犯罪的一种可能解释", 《法学研究》, 1999年第6期, 第122—133页。
- [57] Marvell, T., and C. Moody, "Specification Problems, Police Levels, and Crime Rates", *Criminology*, 1996, 34(4), 609—646.
- [58] McCrary, J., "Do Electoral Cycles in Police Hiring Really Help Us Estimate the Effect of Police on Crime? Comment", *American Economic Review*, 2002, 92 (4), 1236—1243.
- [59] McCloskey, D., and S. Ziliak, "The Standard Error of Regressions", *Journal of Economic Literature*, 1996, 34 (1), 97—114.





- [60] Nilsson, A., "Income Inequality and Crime: The Case of Sweden", IFAU Working Paper, No. 6, 2004.
- [61] Niskanen, W., "Crime, Police, and Root Causes", Cato Institute Policy Analysis No. 218, 1994.
- [62] Papps, K., and R. Winkelmann, "Unemployment and Crime: New Evidence for an Old Question", *New Zealand Economic Papers*, 2000, 34 (1), 53—72.
- [63] Piehl, A., "Economic Conditions, Work and Crime", in Theory, M. (ed.), *The Handbook of Crime and Punishment*. New York: Oxford University Press, 1998, 302—319.
- [64] Pyle, D., and D. Deadman, "Crime and the Business Cycle in Post-war Britain", *British Journal of Criminology*, 1994, 34 (3), 339—357.
- [65] Reilly, B., and R. Witt, "Crime and Unemployment in Scotland: An Econometric Analysis Using Regional Data", *Scottish Journal of Political Economy*, 1992, 39 (2), 213—228.
- [66] 童永正, "上海流动人口服务和管理的探讨", 《上海公安高等专科学校学报》, 2008年第18卷第5期, 第5—14页。
- [67] 王大中、柴艳茹、张晓东、郭冰, "北京市流动人口犯罪问题调查报告", 《中国人民公安大学学报(社会科学版)》, 2007年第2期, 第9—15页。
- [68] 王世磊、张军, "中国地方官员为什么要改善基础设施? ——一个关于官员激励机制的模型", 《经济学》(季刊), 2008年第7卷第2期, 第383—397页。
- [69] Wooldridge, J., *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Mason, Ohio: South-Western, 2009.
- [70] 谢旻荻、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(社会科学版)》, 2006年第22卷第1期, 第114—120页。
- [71] 章元、刘时菁、刘亮, "城乡收入差距、民工失业与中国犯罪率的上升", 《经济研究》, 2011年第2期, 第87—99页。
- [72] Zhang, J., "The Effect of Welfare Programs on Criminal Behavior: A Theoretical and Empirical Analysis", *Economic Inquiry*, 1997, 35(1), 120—137.
- [73] 中华人民共和国财政部, 《2009年政府收支分类科目》。北京: 中国财政经济出版社, 2008年。
- [74] 周黎安、陶婧, "政府规模、市场化与地区腐败问题研究", 《经济研究》, 2009年第1期, 第57—67页。
- [75] 最高人民检察院, "最高人民检察院2007年工作报告", 2007年。
- [76] 最高人民检察院, "最高人民检察院2009年工作报告", 2009年。

## Judicial Inputs and Crime Prevention in Transitional China

FRANK, S. CHEN

(Fudan University, The Hong Kong University of Science and Technology)

**Abstract** Whether budget devoted to law enforcement effectively prevents crime has been at the center of debates for a long time, but the causality is unclear due to the endogeneity problem. This paper seeks to use the political credentials of the provincial secretary of po-





litical and legislative affairs as the instrumental variable for identification. The judicial authority turns out to be ineffective in performing its duty when instrumental variable is adopted. The constantly increasing crime rates, to a large extent, can be attributed to various socio-economic factors which are linked to the Chinese transition. These findings suggest governments should rethink its finance given to the judicial system and shift their attention to some more cost-effective means, for example, to enfranchise immigrants, to increase social welfare expenditures, and to raise people's education level.

**JEL Classification** H42, H41, O10

