

# 治乱无需重典：转型期中国刑事政策效果分析

陈 硕 章 元\*

**摘 要** 不断实施的“严打”和犯罪率的同时增长促使我们反思当前的刑事政策。基于1989—2009年省级面板数据及PMG方法，本文检验了两种惩罚政策对犯罪的影响：严厉性策略和确定性策略。我们发现前者无法有效遏制犯罪，而后者可以显著降低犯罪。因此，确定性策略在政策上更为经济：可以在不增加司法投入的情况下通过有效分配现有司法资源达到控制犯罪的目的。对2006年以来中央政府刑事政策由“以严为主”到“宽严相济”的转变，本文为其提供了理论和实证注脚。

**关键词** 犯罪，严厉性，确定性

## 一、引 言

改革开放以后，中国经济快速增长的同时，日益高企的犯罪率逐渐引起普通民众、学者及政策制定者的关注。为了遏制犯罪率的上升，我国各级政府均付出了极大的努力。一方面，增加司法支出并提高其在整个预算支出中的比重：人均司法投入从1989年的19.7元（2000年价格，下同）快速增长到2006年的171.6元，增长了7.7倍。同时期内，司法支出占省级财政总支出的平均比例由2.92%增长到5.28%，占GDP的比例也由0.49%增长到1.11%。另一方面，公检法系统也不断加大对犯罪活动的惩罚力度，并在一定时期内集中力量针对特定违法行为进行严厉打击（即通常所谓的“严打”运动）。在1983年施行了第一次“严打”之后，公安部门又在1996年、2001年和2010年分别实施了三次大规模的“严打”。同时，中国刑法对死刑的适用面也在扩大：1979年刑法规定了28种可以判死刑的犯罪类型，该数字在1997年新修改的刑法中上升到了68。<sup>1</sup>按照经济学理论的预测，加大惩罚力度会提高对非法活动的威慑进而达到遏制犯罪的目的（Becker, 1968）。然而现

\* 陈硕，复旦大学经济学院；章元，复旦大学中国社会主义市场经济研究中心。通信作者及地址：陈硕，上海市杨浦区国权路600号复旦大学经济学院，200433；电话：(021) 65642334；E-mail: cs@fudan.edu.cn。作者感谢武汉大学政治与公共管理学院张平教授及匿名审稿人的宝贵意见。文章如有缺失，均为作者责任。

<sup>1</sup> 2011年2月召开的十一届全国人大常委会第十九次会议通过了刑法修正案(八)，取消了13种死刑类型。

实和理论的预期相反,我们观察到过去二十年几乎所有类型的犯罪率都经历了迅速增长。<sup>2</sup> 犯罪率稳定增长的事实促使我们重新审视中国的犯罪惩罚政策,该问题关系到公众福祉和社会稳定,更涉及每年上千亿公共财政资源的有效利用,因此需要通过严谨的政策评估来检验。

该问题的现实迫切性还在于,2006年10月颁布的《中共中央关于构建社会主义和谐社会若干重大问题的决定》就要求施行“宽严相济的刑事司法政策”——根据罪刑法定、罪刑相适应和适用法律人人平等的原则确立的准确惩罚犯罪的刑事政策。该决定被视为中央对实行了多年的“以严为主”的刑事政策的重大调整,并意味着我国刑事政策已经由“严打”和“惩办和宽大相结合”转移到“宽严相济”。但以增加严厉性为主线的犯罪打击政策仍然是当下中国刑事政策的主流,也是公众、学者甚至政策决策者的普遍偏好和第一选项。因此,对该政策的科学评价不仅有利于廓清和加深公众对该问题的认识,更重要的是为中央政府的这一政策转变提供理论和实证注脚。

在理论上,有效的惩罚政策会通过两个途径对潜在罪犯产生威慑(deterrence)作用:确定性(certainty)和严厉性(severity)。确定性是指相同犯罪行为被惩罚的概率,而严厉性是指相同犯罪行为被惩罚的程度,其中确定性是严厉性的前提,只有犯罪行为因其非法行为被抓获,进一步讨论惩罚程度才成为可能。关于这两种策略对遏制犯罪的效果,现有文献已经得出基本一致的结论:基于严厉性惩罚策略并不能有效抑制犯罪,而基于确定性惩罚策略可以达到有效控制犯罪的目的。本研究结合转型期中国犯罪惩罚政策,特别是“严打”运动的制度性特征,试图实证检验上述两种政策对遏制犯罪的作用。我们注意到,在转型期实施的“严打”运动主要通过大幅度提高对犯罪行为的惩罚力度去遏制犯罪行为,其背后的逻辑假设是:惩罚是威慑的全部,重刑比一般刑罚更有效果。然而,该假设却忽视了威慑作用实现的另外一个维度——惩罚的确定性,而该维度并没有随着运动的实施而发生显著的改变。因此,中国周期性的“严打”运动为我们区分并识别出两种惩罚性策略的不同作用,进而寻找到有效的犯罪惩罚政策提供了机会。

本文利用1989—2009年的分省面板数据实证检验上述两种策略对遏制犯罪的作用。就因果识别来说,惩罚程度和犯罪水平之间存在联立性内生问题,即惩罚和犯罪率之间互为因果:犯罪率的上升会促使政府加大惩罚力度(Ehrlich, 1973)。该问题在我国目前仍然实行“严打”政策的环境下尤为明显,因此联立内生性会影响OLS估计的一致性,但现有文献对此问题均没有给予足够的重视,其获得的估计及政策性含义需要谨慎对待。针对内生性问

<sup>2</sup> 1998年较上年的犯罪增长率为21.4%,2000年较上年的犯罪增长率则高达61.71%(Hu, 2006)。2003—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,比之前五年分别增加了20.5%和32.8%(最高人民法院,2007)。2008年全年共批准逮捕和提起公诉犯罪嫌疑人,分别比上年增加3.5%和5.7%(最高人民法院,2009)。

题，本文采用基于误差修正的PMD估计模型来获得惩罚-犯罪的长期均衡关系。本文的实证结果发现：在转型期的中国，实行基于确定性的犯罪惩罚政策在效果上优于基于严厉性的政策。用破案数作为确定性政策的代理变量，我们发现破案率的提高可以显著地遏制犯罪率的上升：该指标每上升1%会带来犯罪率下降1.4%。在稳健性讨论中，本文还依次采取如下策略：采用系统广义矩估计（System-GMM）方法，将惩罚程度和司法支出都视作内生过程；利用子样本解决“严打”政策的内生性问题、处理汇报犯罪数据的测量偏误即“犯罪黑数”问题之后，本文的结论依然没有发生显著改变；此外，转型期中国的社会经济特征，如城市化、收入差距，教育水平、外来人口比重等因素也被纳入本文的分析范围。对这些控制变量的估计结果揭示出犯罪治理是一个系统工程：在对犯罪分子进行直接打击之外，通过多种途径消除犯罪产生的深层社会根源也可以获得显著作用。

本文的实证结论凸显出反思当下中国刑事政策的急迫性。现有关于“严打”的认识主要集中在质疑和批评采用运动式方式发挥政府日常职能，并认为该运动只会有短期效果，其长期效果并不显著。本文的研究结论从实证角度支持了上述观察，但在更深层度上则指出通过加大惩罚力度的手段遏制犯罪浪潮的局限性。同时，我们认为该政策也许是司法投入、惩罚程度及犯罪率陷入同时增加的怪圈的原因之一。本研究的发现可为政府及执法机构制定犯罪治理政策提供参考：在保持现有惩罚力度的同时，通过提高破案率、缩短破案时间、合理部署警力及开展专项打击等基于提高明确性的措施可以获得额外的威慑效果，这也意味着现有政策的调整需要从注重司法支出转移到更加关注支出的合理分配上<sup>3</sup>。最后，我们认为本文的结论具有更普遍的政策含义，这些发现对打击刑事犯罪、官员腐败和恐怖主义等非法行为也同样具有重要的启示意义。

本文结构如下：第二部分介绍转型期中国刑事政策的制度背景；第三部分综述现有相关文献；第四部分实证分析；第五部分是针对分析结论的稳健性讨论；第六部分为结论及本文政策含义。

## 二、转型期中国的刑事政策：制度背景

中国刑事政策的最显著特点是适度从严，其中“严打”占据该政策的主流（王宏玉和李明琪，2011）。<sup>4</sup>“严打”是依法从重从快严厉打击刑事犯罪活动的刑事政策总称（马振华，2007）。<sup>5</sup>1983年7月19日，邓小平与公安部负

<sup>3</sup> 陈硕(2012)指出，司法投入的连续增加并不意味着犯罪惩罚确定性程度的必然提高。

<sup>4</sup> 王宏玉、李明琪，“对‘严打’与‘宽严相济’刑事政策的理性思考”，《中国人民公安大学学报（社会科学版）》，2011年第2期，第58—63页。

<sup>5</sup> 马振华，“新时期我国刑事政策转变的原因分析”，《法制与社会》，2007年第2期，第169页。

负责同志谈话时就指出：“刑事案件、恶性案件大幅度增加，这种情况很不得人心……为什么不可以组织一次、二次、三次严厉打击刑事犯罪活动的战役？每个大、中城市，都要在三年内组织几次战役……我们说过不搞运动，但集中打击严重刑事犯罪活动还必须发动群众……”（邓小平，1993）。<sup>6</sup> 该讲话之后，党中央便做出了“关于严厉打击刑事犯罪活动的决定”，明确七个方面的打击对象并制定依法“从重从快”的打击方针（田金华，1998）。<sup>7</sup> 同年9月2日，全国人大常委会通过了《关于严惩严重危害社会治安的犯罪分子的决定》，对1979年《刑法》作了补充和修改：规定了28种可以判死刑的犯罪。在1997年的新修改《刑法》中，适用死刑的犯罪行为进一步增加到68种（Lu and Zhang, 2005）。就制度设置上来说，1991年3月成立的“中央社会治安综合治理委员会”，为中共中央下设机构，其主任由中共中央政法委书记兼任，它的具体职能是制定、部署及监督实施一个时期全国范围内社会治安的方针、政策和重大措施。就具体操作上，政府分别在1983年、1996年、2001年及2010年实施了四次“严打”运动（关于历次“严打”运动的打击对象，见本文附录）。<sup>8</sup>

图1描述了1988—2010年犯罪率和惩罚程度的趋势。其中测量犯罪率的指标是“万人中被起诉人数”，而惩罚程度用“判处五年以上比重”来表示。从中可以发现1996年和2001年实施的“严打”均可以在重罚指标中体现出来：1996年和2001年的重罚指标较之前年份都高。

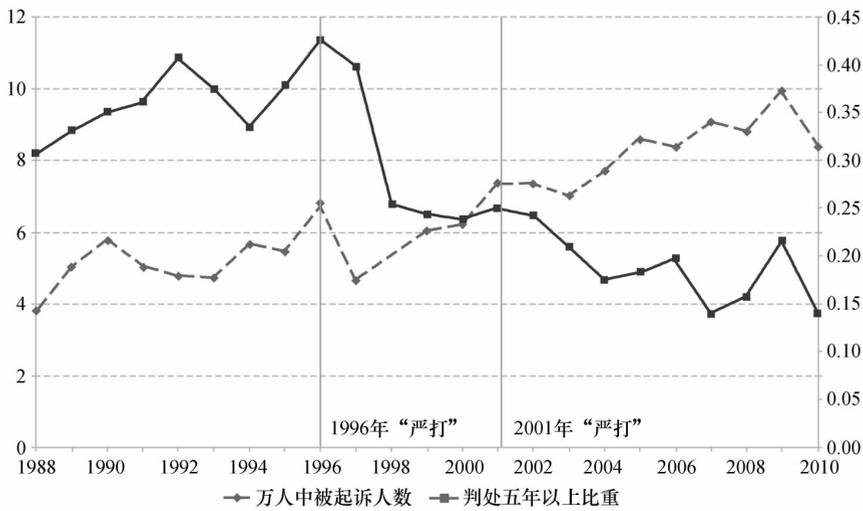


图1 转型期中国的犯罪率与重刑率

资料来源：各省历年“两高”（高级人民法院和高级人民检察院）在人民代表大会上的工作报告。

<sup>6</sup> 邓小平，《邓小平文选》。北京：人民出版社，1993年。

<sup>7</sup> 田金华，“‘严打’的社会背景分析”，《公安大学学报》，1998年第2期，第12—16页。

<sup>8</sup> 这里值得注意的是，从采用重刑威慑来遏制犯罪来说，至少前两次“严打”是同时期世界各国的通行做法（Shi, 2006）。

就最重的惩罚——死刑来说，表1报告了1994—2003年中国判处和执行死刑的数量，同样印证了图1的发现：1996—1997年和2001—2002年这两段严打年份里被判处死刑和执行死刑的数量明显高于临近年份。从整个时间段来看，这种重刑测量指标都经历了下降的趋势，这一方面与慎用重刑尤其是死刑的国际大趋势有关，另外也与重大犯罪的数量有关。<sup>9</sup>对于该问题对本文结论的影响我们将在稳健性检验部分进行讨论。

表1 中国判处和执行死刑的数量(1994—2003年)

	1994年	1995年	1996年	1997年	1998年	1999年	2000年	2001年	2002年	2003年
判处	2 780	1 800	6 000	2 495	1 657	1 720	1 511	4 015	1 921	1 639
执行	2 050	1 147	3 500	1 644	1 067	1 077	1 000	2 468	1 060	726

资料来源：Liang(2005)，第392页表7；1995年数据为上半年。

对于转型期中国“从严”的犯罪惩罚政策、特别是“严打”政策的效果，从图1中可以看出，“严打”的短期效果似乎非常明显，犯罪率在之后均有显著回落。该效果通过对其潜在罪犯的威慑作用及“丧失犯罪能力”(incapacitation)两个渠道发挥。<sup>10</sup>后者是由于“严打”期间监禁罪犯使得后续的犯罪人群减少。相比较而言，“严打”的长期效果并不显著：犯罪率在1996年“严打”后虽有下降，但仅仅四年之后便超过1996年的水平，2001—2002年的“严打”政策效果则仅维持了不到两年。<sup>11</sup>这些基于直接观察到的事实，也促使我们重新思考现阶段的犯罪惩罚政策。

“严打”背后的逻辑假设是强调惩罚强度的威慑力：重刑比一般刑罚更有效。但该假设却忽视了威慑作用实现的另一个维度：惩罚的确定性。如果将破案率作为确定性测量指标，我们发现该指标并没有随运动的实施而发生显著改变。以2001年“严打”为例，该年刑事案件破案率为42.86%，类似于2000年的45.20%和2002年的44.39%。<sup>12</sup>虽然在“严打”期间能够破获一些大案和要案，但由于这些案件所占比重较低，并不能改变整体趋势。因此，中国周期性的“严打”运动为我们区分并识别出两种惩罚性策略的不同作用，进而为制定出有效犯罪惩罚政策提供了难得的机会。本文下一部分将系统综述两种策略对遏制犯罪的作用。

### 三、惩罚的严厉性与确定性：理论与实证文献

本部分将从理论和实证检验两个方面来综述现有研究。在一个行为人犯

<sup>9</sup> 此点感谢匿名审稿人的建议。

<sup>10</sup> 关于“丧失犯罪能力”的讨论见本文脚注16。此点感谢匿名审稿人的补充。

<sup>11</sup> 1983年的第一次“严打”的效果也只维持了三年(石若坤,2006)

<sup>12</sup> “严打”期间略低的破案率可能由于报案数量的增加所致。此点感谢匿名审稿人的建议。

罪选择与否的模型基础上,第一部分从决策者的角度首先讨论犯罪治理政策的制定,试图说明不同偏好的行为人会导致不同的最优政策;检验模型预测的实证文献将在第二部分综述;最后则简单讨论这些研究对中国犯罪治理政策的启示。

### (一) 理论模型

在 Beccaria (1767) 采用功利主义原则分析犯罪行为的开创性研究中,犯罪被认为是行为人权衡犯罪所得及潜在成本后的选择。按照 Beccaria 的结论,惩罚的两种策略:严厉性及确定性策略均能通过增加犯罪人的潜在成本达到遏制犯罪的目的(陈屹立和张卫国,2010)。<sup>13</sup>Becker (1968) 则首次将经济学思想引入对犯罪的研究。和 Beccaria 的观点相似,Becker 也将犯罪行为视作基于个体效用同时考虑一系列犯罪约束条件下的理性选择。他的研究为犯罪治理政策的制定提供了理论基础的同时,也启发了大量后续研究(Ehrlich, 1973)。本部分涉及的犯罪行为分析模型基于 Becker (1968)、Durlauf and Nagin (2011) 及 Polinsky and Shavell (1999) 的研究。我们将概念化决策者在两种犯罪打击策略间的选择,为下一部分的实证研究提供理论基础。

假设行为人为  $i$ , 其一系列特征用向量  $Z_i$  表示。假设该行为人有二个选择:犯罪和不犯罪。前者用  $C^y$  表示,后者用  $C^n$  表示。基于这些假设,该行为人有三个效用:不犯罪的效用  $U^n(Z_i)$ ; 犯罪没有落网的效用  $U^y(Z_i, 0)$ ; 犯罪落网并被监禁  $L$  年的效用  $U^{y,p}(Z_i, L)$ 。因此,行为人是否选择犯罪将取决于以下条件是否成立:

$$(1-p)U^{y,p}(Z_i, 0) + pU^{y,p}(Z_i, L) > U^n(Z_i), \quad (1)$$

其中,  $p$  是犯罪被抓到的概率,即惩罚的确定性;如果假设监禁时长  $L$  是改变罪犯效用大小的唯一因素,  $L$  则可以被视作惩罚的严厉性。如果 (1) 式成立,行为人便会选择犯罪,反之选择不犯罪。然后,我们进一步假设整个社会的犯罪率水平为  $\Pr(C | p, L)$ , 政策制定者的目标就是在给定  $pL$  为常数(罪犯监禁的预期时长)的情况下最小化政府支出,该支出由两部分构成:

$$\lambda(p) + \mu(I),$$

其中,  $\lambda(p)$  是司法成本,  $\mu(I)$  是监禁成本,而  $I = \Pr(C | p, L) pL$ 。至此政府对  $p$  和  $L$  的选择取决于罪犯人的负效用函数  $U$ 。如果  $U$  是  $L$  的凹函数,即  $U$  对  $L$  的偏导数(惩罚的边际效用)是  $L$  的增函数,随着监禁时长增加,罪犯对每额外增加一个单位的监禁时长获得的负效用将越来越大。显而易见,对于上述风险厌恶型的潜在犯罪行为人,政府选择基于  $L$  的严厉性惩

<sup>13</sup> 陈屹立、张卫国,“惩罚对犯罪的威慑效应:基于中国数据的实证研究”,《南方经济》,2010年第8期,第41—50页。

罚策略更为有效。<sup>14</sup>但如果假设  $U$  是  $L$  的凸函数，Becker 的结论就变得不确定了。<sup>15</sup>

上述理论模型已经揭示惩罚的威慑作用通过严厉性和确定性两个途径发挥，但是惩罚的效果则取决于对行为人风险偏好的假设以及司法成本函数的性质。对于一个由众多异质性个体组成的社会，到底哪种惩罚策略可以发挥威慑作用进而遏制犯罪，当然不能依靠两个整齐划一的对立假设来决定。因此，整体上哪种策略更加有效需要依赖真实世界数据的实证检验。

## （二）实证文献综述

在理论模型预测的基础上，本部分将综述现有检验两种策略对犯罪遏制效果的实证文献。

### 1. 基于严厉性的惩罚策略

对于严厉性策略效果的实证研究开端于 20 世纪 70 年代，美国政府通过增加刑期严厉打击持枪犯罪，学者因此利用该政策的变动检验该策略的效果 (Loftin *et al.*, 1983; Loftin and McDowell, 1981, 1984)。这一系列研究基本没有发现严厉性政策可以降低持枪犯罪的证据。后续研究主要针对具体法案，试图检验延长同种犯罪行为的刑期是否有威慑效果。例如加州议会在 1994 年出台的第 184 号议案，也就是广为人知的“三振出局法案” (Three Strikes and You're Out Law)。该法案规定：对第三次犯罪的刑事累犯不再适用一般的判决标准，而是予以严惩：监禁时间不能少于 25 年。截至 2006 年，美国已经有 26 个州通过了类似法案。新西兰也在 2010 年引入了类似法案。Zimring *et al.* (2001) 的研究发现该法案可以降低 2% 的重罪率，但该作用仅适用于那些已经犯过两次罪的人。更多的研究则显示该法案并没有获得预期效果 (Stolzenberg and D'Alessio, 1997; Greenwood and Hawken, 2002)。

怀疑“重惩无法降低犯罪”结论的人往往会引用 Levitt (1996) 的著名研究。Levitt 证明基于严厉性政策对犯罪遏制也有显著效果。例如，美国的一

<sup>14</sup> 其逻辑在于：由于  $pL$  为常数， $L$  的增加会导致  $p$  的减小，进一步使得政府成本中  $\lambda(p)$  的减小；同时  $\mu(I)$  也会随着  $L$  的增加  $p$  的减小而下降，其原因在于  $p$  的减少和  $L$  的增加使得罪犯犯罪的预期效用下降：(1) 式中， $pU^{y-p}(Z_i, L)$  在减小，虽然  $(1-p)U^{y-p}(Z_i, 0)$  中的  $(1-p)$  在增加，但由于罪犯的效用函数是凹的，所以负效用增加的速度将大于  $(1-p)$  增加的速度。而预期效用的下降会导致式(1)成立的概率下降，这意味着总人口中罪犯犯罪的概率  $\Pr(C|p, L)$  下降，最终使得  $\mu(I)$  下降。

<sup>15</sup> 此时， $p$  的减少和  $L$  的增加虽然会导致政府成本中  $\lambda(p)$  的下降，但  $\mu(I)$  却在上升。这是因为当  $U$  为  $L$  的凸函数时，(1) 式中，尽管  $pU^{y-p}(Z_i, L)$  仍在减小，但是此时  $(1-p)U^{y-p}(Z_i, 0)$  增加的速度更快，即负效用函数增加的速度小于  $(1-p)$  上升的速度。在这种情况下(1)式成立的概率反而会上升。因此，和上文逻辑类似但结果相反，政府只能通过增加抓捕的概率  $p$  而减少监禁时间长度  $L$ ，以减小  $\mu(I)$ 。但是与凹函数情况相比更为复杂的是，尽管  $p$  的增加和  $L$  的减少会使得  $\mu(I)$  下降，但是与此同时  $\lambda(p)$  却会上升。总结起来，当  $U$  为  $L$  的凸函数时，若政府采取减少  $p$  增加  $L$  的策略，则  $\lambda(p)$  下降而  $\mu(I)$  上升；若政府采取增加  $p$  减少  $L$  的策略，则  $\lambda(p)$  上升而  $\mu(I)$  下降。不管何种策略， $\lambda(p)$  和  $\mu(I)$  二者加总后究竟哪个效应更大，亦即政府究竟应当采用何种策略以最小化司法成本，需要取决于  $\lambda(p)$  和  $\mu(I)$  的函数形式。

些州(主要是南部)规定监狱不能过于拥挤,如果服刑犯人超出一定人数,法院会要求监狱提前释放犯人。Levitt认为该法案的存在提供了监禁时间变化的外生扰动,而该扰动独立于街头的犯罪率。利用这种方法,他克服了犯罪率对于惩罚程度的反向影响进而识别监禁时间长短和犯罪间的关系,发现每次法案启动之后总会伴随着犯罪率的显著上升,进而认为延长监禁同样发挥了威慑作用。针对该结论,很多批评者认为Levitt也许混淆了威慑和“使其丧失犯罪能力”两种不同的作用:提前释放缩短了“丧失犯罪能力”的时长,进而造成犯罪上升(Nagin, 1998; von Hirsch *et al.*, 1999)。<sup>16</sup>我们同样认为这种由于外生扰动导致的刑期缩短并不能对潜在罪犯产生实在的威慑效果。

## 2. 基于确定性的惩罚政策

有两个途径可以用来提高惩罚的确定性,第一个途径是司法支出,特别是增加警察人数;第二个途径是改变警察的部署方式及提高他们的反应速度。以下文献将从这两个方面展开。

首先,对于警察(人数或者支出)和犯罪的关系。由于两者互为因果,早期的研究均发现他们之间是正相关关系,后续研究在处理该内生性后,发现警察数量的上升可以显著降低犯罪。<sup>17</sup>就中国来说,陈硕(2012)<sup>18</sup>利用“政法委书记党龄”作为司法支出的工具变量来处理司法支出的内生性,发现转型期中国的司法投入没有发挥显著的遏制犯罪作用。虽然作者的结论认为中国的犯罪治理应该从以堵为主转向以疏通为主,其政策重点应该注重增加福利支出、提高教育水平、改善收入分配及给予外来居民户籍。但对于两者关系的不显著,作者认为并不能直接接受“原假设”:所有司法支出都没有效率。虽然中国司法支出的绝对量和占财政支出的比重逐年提高,但是基层警队人数及经费不足的呼声仍然很高。由于基层警力根据户籍人口数量制定编制,对于那些外来人口众多的地区,警力不足的问题则日益凸显。由于数据的限制,研究无法进一步检验具体领域的支出效率,这意味着出现上述结果可能更多的是司法支出分配问题。<sup>19</sup>因此正如作者在文章最后提出的,基于更小社区和进一步细化刑事犯罪类别将是比较务实的研究方向。

<sup>16</sup> 在威慑之外,惩罚也通过使犯罪人“丧失犯罪能力”(incapacitation)发挥作用。对于威慑和丧失能力作用的区分见 Kessler and Levitt (1999)的研究。关于监禁/丧失犯罪能力对犯罪影响的检验,目前的文献并不成熟。学者认为该政策也许适用于惯犯,问题是如何有效在作案前识别出那些高危犯罪分子存在技术性难题(Durlauf and Nagin, 2011)。同时,犯罪治理政策分为正向和负向(Ehrlich, 1996),很显然本文研究的惩罚是一种负向方案:通过事后惩罚(或者使其丧失犯罪能力)来达到威慑效果。对于正向激励,正如陈硕(2012)发现的,中国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,他的政策建议是中国的犯罪治理政策应以疏为主,以堵为辅。

<sup>17</sup> 对该领域实证文献的结论综述见陈硕(2012,表1)。

<sup>18</sup> 陈硕,“转型期中国的犯罪治理:堵还是疏?”,《经济学》(季刊),2012年第12卷第2期,第743—764页。

<sup>19</sup> 司法投入可以进一步细分为公安局、法院、检察院和监狱的支出。目前只能获得汇总数据,而细分数据不可得。

其次，在现有警察人数或者支出不变的情况下也同样可以获得额外的威慑作用，这可以从两个方面实现：第一，警队的合理部署及快速反应。<sup>20</sup>通过合理部署警察的空间分布以及缩短反应时间，可以提高惩罚的确定性，进而有效遏制犯罪。这些措施使得警察可以在第一时间到达犯罪现场从而提高破案率。该措施需要首先识别出犯罪高发的地区和高发的犯罪行为。针对前者，文献一般用报案数或者报警电话的数量来确定。例如 Sherman *et al.* (1989) 发现，美国明尼苏达州的明尼阿波利斯市 3% 的地区拨打了 50% 的报警电话，那么这些地区就被识别为犯罪高发地带。接下来的工作就是在这些地带部署额外警力。Cohen and Ludwig (2003) 基于美国匹斯堡市的研究同样发现，抽调额外警力部署在那些传统的犯罪高发地带可以显著降低当地的犯罪率。上述措施可以有效提高惩罚的确定性进而降低犯罪，该发现也被 Sherman and Weisburd (1995) 的随机试验所证实。第二，对特定犯罪行为进行专项打击。针对美国的研究可以参阅 Weisburd *et al.* (2010) 的综述论文，该研究评价了 10 类对不同犯罪行为的专项打击行动的效果，发现其中 8 个可显著遏制犯罪。就中国来说，虽然各地区乃至全国会定期开展针对某种犯罪的专项打击，但目前仍然缺乏系统科学的政策研究来评估这些行动的短期和长期效果。例如，某地关于专项打击取得“显著预期效果”的新闻报道，也许并没有考虑到犯罪分子是否由于惧怕打击而转移到其他没有开展行动的地区作案。因此，从更大的社区范围看，某地的打击行动改变的也许仅仅是犯罪的地理分布，而非整个地区的犯罪水平。同时，我们也无法剔除与专项打击行动同期的其他因素对犯罪率的影响，例如季节、商业周期等。如果上述逻辑存在的话，这些报道显而易见地高估了专项打击行动的效果并会误导政策推论。因此，我们需要更加严谨的研究设计来评估这些行动的效果。

上述文献的发现对中国现有犯罪治理具有一定的启示意义：首先，基于严厉性的重刑对遏制犯罪也许并没有预期有效；其次，就基于确定性的策略来说，将支出更加偏向基层警察、优化警力资源部署、加快反应时间以及针对特定犯罪的专项打击，也许可以有效降低犯罪。这些措施在财政上更具吸引力：即使支出和警员人数既定，政府可以通过更有效的资源再分配获得额外的威慑作用进而降低犯罪率。作为首次利用中国数据检验这两种策略，陈屹立和张卫国 (2010)<sup>21</sup> 的研究发现两者对犯罪治理均有显著的遏制作用，但确定性策略效果更为显著。本文的实证分析应视作在他们研究基础上的进一步拓展，主要表现在以下两方面：第一，在因果识别方法上，我们将惩罚策略的内生作为因果识别的主要威胁加以处理。在数据结构上，陈屹立和张卫

<sup>20</sup> 对警力部署作用研究的综述见 Weisburd and Eck (2004) 和 Braga (2008)。

<sup>21</sup> 陈屹立、张卫国，“惩罚对犯罪的威慑效应：基于中国数据的实证研究”，《南方经济》，2010 年第 8 期，第 41—50 页。

国的研究基于时间序列数据,本研究则采用面板数据。该数据结构的优势是可以控制各个省份的异质性,从而消除那些不随时间变化的因素对因果关系的干扰。第二,本研究将“严打”纳入分析视野,检验了该运动对于犯罪的遏制效果,因而其结论在一定程度上超出了对两种策略作用的单纯学理性检验,具有政策和现实意义。

#### 四、惩罚的严厉性与确定性:实证分析

本部分在现有研究的基础上,实证检验转型期中国犯罪治理政策的作用,其重点在于比较哪种犯罪治理策略更加有效;在第一小节中,我们首先介绍数据来源并提供变量的统计描述;第二小节介绍本文采用的实证模型:基于误差修正的混合组平均(Pooled Mean Group, PMD)模型;对实证分析结果的讨论则放在第三小节中。

##### (一) 数据来源及统计描述

本研究的计量分析采用的数据为1989—2009年中国省级面板数据。模型的被解释变量是各省的犯罪率,用“每万人中被刑事起诉的数量”来度量。除该变量之外,目前可得犯罪水平测量指标有“检察机关批准逮捕人数”“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”。本文采用“每万人中被刑事起诉的数量”的原因是它具有较大的总体方差、样本数量以及和其他五个指标之间较高的相关系数。现有文献通常认为汇报的犯罪数据一般低于真实犯罪水平,即所谓的“犯罪黑数”。该问题对于所有国家的官方数据均或多或少存在(Biderman and Lynch, 1991; Figlio, 1994; O'Brien, 1996; Levitt, 1998)。对该问题的讨论放在本文的稳健性分析部分进行。

模型的关键解释变量是惩罚的两个策略:严厉性和确定性。本文对于前者采用两种方法度量:第一种是当年被判处五年以上有期徒刑的罪犯占全部被判决罪犯的比重;另外一个为1996年和2001年的时间哑变量,分别表示这两个年度实施的“严打”。由于两次“严打”的时间均超过1年,因此1996—1997年和2001—2002年的值均赋为1。这里需要指出的是,除了这两个指标之外,罚金刑及死刑也是惩罚严重程度的重要测量指标。遗憾的是,上述两个指标在省级层面上没有系统性数据。但基于表1中的死刑人数(对数值)和“五年以上徒刑比重”变量之间的相关系数为0.65,并在5%统计水平上显著,因此,本文采用的两个指标可以作为代表惩罚严厉程度的代理变量。<sup>22</sup>对于

<sup>22</sup> 此点感谢匿名审稿人的建议。

确定性，我们用破案率来度量。本文采用的度量方式也是该领域文献的通行做法（Durlauf and Steven, 2011a; Ehrlich, 1973; Gibbs, 1968; Tittle, 1969; Sjoquist, 1973; Forst, 1976）。

虽然一些犯罪动机来自情感上的仇恨，但是经济因素仍然是多数犯罪行为的重要决定因素（Stigler, 1970）。基于此，本文也控制了其他一系列社会经济变量，包括：平均工资（度量犯罪的机会成本）、人口密度（控制犯罪行为便利性）、青春期（10—19岁）男孩的比重（度量影响犯罪的心理或者生理因素）、性别比（度量对性的需求）、人均GDP、初中入学率（度量教育禀赋）、城乡收入差距、外来人口比重、人均公检法支出，以及公检法支出占政府财政支出的比重（度量政府对打击犯罪的重视程度）。<sup>23</sup>对以上变量的统计描述见表2。

表2 变量的定义及统计描述

变量	观察值	均值	标准差
万人中被起诉数	624	6.41	2.79
判处五年以上有期徒刑比重(%)	467	0.31	0.11
破案率(%)	304	55.47	16.39
城市人口比重(%)	632	38.12	17.59
人口密度(人/平方公里)	630	334.59	389.25
平均工资(元)	630	8016.69	7532.10
城乡收入差距	632	2.73	0.84
万人中移民数量	542	75.80	52.18
人均公检法支出(元)	574	80.82	89.14
公检法支出比重(%)	512	590.00	1.45
性别比	630	105.98	2.60
初中入学率(%)	570	90.23	8.25
青春期男孩人口比重	630	9.08	1.48
人均GDP(元)	630	8069.65	7541.29
登记失业率(%)	373	3.28	1.12

注：以上统计数字均为绝对数值并按2000年价格指数调整，在回归中则采用对数形式。样本为面板数据，覆盖1989—2009年中国的30个省、市和自治区（重庆1997年后数据按照人口加权归并到四川省）。如有数据缺失，按照前后期取平均的方法加以处理。城市人口比重数据依据常住人口计算。

资料来源：各项支出项目来自《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《全国暂住人口统计资料汇编》（群众出版社）；万人中被起诉数及判处五年以上有期徒刑比重来自各省历年“两高”（高级人民法院和高级人民检察院）在人民代表大会上的工作报告；破案率来自《中国法律年鉴》（中国法律年鉴出版社）和《中国统计年鉴》（中国统计出版社）；其他指标来自《新中国55年统计资料汇编》（中国统计出版社）及各省历年统计年鉴。

<sup>23</sup> Chiu and Madden (1998)发展的模型详尽论述了不平等会导致犯罪率上升。Bourguignon(1999)则为上述理论预测提供了实证证据。针对不平等及经济增长影响犯罪的综述文献请参见Roares (2004)。而Glaeser and Sacerdote (1996)证明了人口密度的上升会导致犯罪增加。

## (二) 实证模型介绍: PMD

本部分将介绍实证分析用到的基本计量工具: 基于误差修正的混合组平均(Pooled Mean Group, PMD)模型。首先假设“惩罚-犯罪”间的均衡关系为:

$$Crime_{it} = \alpha_1 punishment_{it} + X'_{it}\beta_1 + \mu_i + year_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

其中  $i$  表示省份,  $t$  表示年份。 $Crime$  为被解释变量犯罪率, 而  $punishment$  为惩罚程度。向量  $X'$  包含一系列其他控制变量。此外,  $year$  为省级不变的时间效应, 用以捕获那些影响所有省份的因素, 如经济周期、宏观经济政策等。 $\mu$  是时间不变的省级效应, 用以捕获那些同时影响犯罪率和惩罚程度, 且不随时间变化的地区因素, 比如文化等。 $\varepsilon$  是其他可能起作用但是没有被模型捕获的因素, 按照假设应该随机分布于本模型的被解释变量。

在现实中, 一个地区的犯罪水平会受到以往年份犯罪水平的影响, 同时惩罚政策也具有时间上的持续性, 那么基于这种动态面板数据, 我们可将式(2)转化成自回归分布滞后模型(ARDL [ $p, q$ ]):

$$Crime_{it} = \sum_{d=1}^p \delta_2 Crime_{i,t-d} + \sum_{d=0}^q \alpha_2 punishment_{i,t-d} + X'_{it}\beta_2 + \mu_i + year_t + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

其中  $p$  和  $q$  表示相应的滞后阶(年)数。如果方程(2)中所有的变量都是一阶协整, 即  $I(1)$ , 对于所有的观察值  $i$  来说, 其残差项  $\varepsilon$  则为  $I(0)$  过程。对模型(3)进行重新参数化使之转化为误差修正项方程:

$$\begin{aligned} \Delta Crime_{it} = & \theta_i (Crime_{i,t-1} - \pi_i punishment_{it}) + \sum_{d=1}^{p-1} \delta_3^* \Delta Crime_{i,t-d} \\ & + \sum_{d=1}^{q-1} \alpha_3^* \Delta punishment_{i,t-d} + X\beta_3 \mu_i + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (4)$$

其中,  $\theta_i = -(1 - \delta_2)$ , 表示调整项的误差修正速度。惩罚-犯罪之间的关系趋向长期均衡的趋势时,  $\theta_i$  预期应为负数且显著。 $\pi_i = \frac{\sum \alpha_2}{1 - \delta_2}$ , 它表示惩罚对遏制犯罪的长期作用, 该估计值是本文的兴趣所在。基于截面和时间都相对较大的动态面板数据, 现有文献主要采用三种估计方法: 第一种方法是固定效应模型(FE), 该方法假设惩罚对犯罪作用对于所有省份都相同, 仅仅各个省的起始截距不同。一旦上述假设和事实不符, 该方法会导致不一致的估计结果。第二种方法是由 Pesaran and Smith (1995) 发展出来的组平均(Mean Group, MG)估计方法, 较 FE 来说, 该方法处在另外一个极端: 它同时允许各个省份的截距和斜率均不同。该方法的假设虽然比较贴近现实, 但显而易见, 由于需要估计较多参数导致自由度下降进而降低估计的效率。第三种方法是由 Pesaran *et al.* (1999) 发展的混合组平均(Pooled Mean Group, PMG)估计方法, 该方法的具体估计过程介于上述两个方法之间: 截距、斜

率以及残差项方差在短期内允许在各个省份之间存在差别，但是在长期各省的斜率需要相等。由于 PMG 方法结合了上述两种方法的优点，因此在下面的定量分析中我们采用该方法估计惩罚的系数。最后，由于参数间为非线性关系，因此对方程（4）的估计必须采用最大似然方法。

### （三）实证分析结果：基准模型

表 3 汇报了对方程（4）的估计结果，其中，模型（1）检验了“严打”对于犯罪率的影响，而模型（2）则用“判处五年以上徒刑比重”作为惩罚程度的连续性测量指标；在模型（3）中，我们进一步控制惩罚确定性指标——破案率，并检验其长期影响。

表 3 罚与罪，基于误差修正项的 PMG 估计

被解释变量：万人中被起诉人数(ln)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
调整项系数 ( $\theta$ )	-0.315*** (0.037)	-0.437*** (0.056)	-0.479*** (0.050)	-0.611*** (0.045)	-0.579*** (0.067)
惩罚程度，长期 ( $\pi_1$ )					
“严打”	-0.013 (0.025)			-0.008 (0.030)	-0.011 (0.027)
判处五年以上有期徒刑比重(%)		-0.004 (0.008)	-0.002 (0.004)	-0.004 (0.010)	
五年比重和严打交互项				-0.001** (0.000)	
破案率(%), 长期 ( $\pi_2$ )			-0.014*** (0.003)		-0.017** (0.008)
破案率和严打交互项					0.008 (0.036)
短期系数:					
城市人口比重(%)	0.017	0.014	0.014	0.011*	0.007
人口密度	0.036***	0.021*	0.020*	0.018***	0.009**
平均工资	-0.041	0.003	0.000	-0.013	0.002
城乡收入差距	0.044	0.039*	0.035**	0.060	0.041**
万人中移民数量	0.010**	0.012**	0.011*	0.007	0.009*
人均公检法支出	0.016**	0.017**	0.019***	0.017*	0.019**
公检法支出比重(%)	-0.013**	-0.009**	-0.005*	-0.015***	-0.004**
性别比	-0.002	0.001	0.000	-0.000	0.000
初中入学率(%)	-0.046***	-0.031***	-0.034***	-0.055*	-0.025**
青春期男孩人口比重	0.005	0.003	0.003	0.002*	0.003
人均 GDP	0.016	0.010	0.011	0.010*	0.008
省数量	30	30	30	30	30
观察值	437	396	247	437	247
Log likelihood	4785.95	4029.41	4760.89	5031.52	4831.02

注：方程的残差项用总人口加权。括号中的数值为标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的程度上显著。

从表 3 中可以看出：首先，调整项的误差修正速度  $\theta$  在三个模型中均符合

预期：负且显著，这意味着惩罚-犯罪之间存在趋向长期均衡的趋势；其次，我们发现基于严厉性和基于确定性的惩罚策略对遏制犯罪有不同效果：作为前者的两个测量指标，“严打”和“判处五年以上有期徒刑比重”均不显著（见模型（1）和（2））；但是破案率却可以显著遏制犯罪：该指标值每增加1%会带来犯罪水平下降1.4%。上述发现印证了现有文献对两种犯罪治理策略的评价：相比较重刑主义，提高破案率可以有效地威慑潜在犯罪者；值得注意的是，“严打”行动推行的是从重从快，而后者即警察反应速度是惩罚明确性的重要表征之一。因此，“严打”作为测量惩罚严厉性的变量，可能会存在一定的噪音问题。针对该问题，我们在表3中进一步引入“严打”哑变量和“五年以上有期徒刑比重”（模型（4））及“破案率”（模型（5））的交互项，以检验两者在“严打”期间的作用是否更大。实证结果发现重刑率在“严打”期间展示出比平时更大的遏制效果（模型（4）），但破案率和“严打”的交互项却不显著（模型（5）），这意味着破案率的作用在“严打”和非“严打”期间没有统计上的显著区别。上述发现告诉我们“严打”期间虽然存在一定的惩罚明确性上升情况，但其主要变化仍然是严厉性水平，正如“严打”的字面意义一样。<sup>24</sup>

最后，就其他影响犯罪水平的社会经济因素，我们发现人口密度、城乡收入差距、外来人口、司法支出、司法支出比重、教育禀赋对犯罪率有显著影响。对这些控制变量作用的进一步讨论见陈硕（2012）<sup>25</sup>。这里值得注意的是，司法支出对犯罪率的作用为正，这有悖于一般认识。出现这种情况的原因是司法支出和犯罪率之间的双向因果关系：一个地区犯罪率的上升会促使当地政府增加司法支出。对此，我们将在以下稳健性讨论中予以处理。此外，失业率对犯罪也有显著的影响。林明仁和刘仲伟（2006）<sup>26</sup>、章元等（2011）<sup>27</sup>等的研究已经为该论断提供了实证证据。我们在基准模型中没有引入失业率数据主要出于两点考虑：第一，目前年鉴中的失业率数据质量不高，该变量不光缺失值较多，同时披露的数据也少有变化。例如，江苏省1991—1995年的登记失业率都是2%，青海2004—2006年的数据均为3.9%。第二，失业率和本文关注的惩罚力度逻辑上相关系数不大，因此不会造成由遗漏变量导致的内生性问题。当然，我们尝试在方程中引入失业率变量并重新估计了表3，结果发现惩罚严重性的两个指标：严打哑变量和五年以上重刑率仍然不显

<sup>24</sup> 此处对“严打”变量的讨论，感谢匿名审稿人的意见。

<sup>25</sup> 陈硕，“转型期中国的犯罪治理：堵还是疏？”，《经济学》（季刊），2012年第12卷第2期，第743—764页。

<sup>26</sup> 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。

<sup>27</sup> 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。

著。惩罚明确性指标：破案率的系数从-0.014下降到-0.016，其显著性水平由之前在0.01水平上显著降到0.06。我们认为这种降低并不是由于估计率的不稳健，而在于观察值的减少（模型3的247个下降到179个）。该推测的合理性来自以下证据：将失业率数据按照上下年度平均的方法对缺失值进行赋值，重新估计的系数大小和表3相似，但显著性仍然维持在0.01水平上。

## 五、惩罚的严厉性与确定性：稳健性讨论

本部分讨论第四部分建立起来的“惩罚-犯罪”关系的稳健性，其中，第一小节将惩罚、司法支出同时视作内生过程并用 System-GMM 方法识别因果关系；在第二小节中，我们只用那些非主动实施“严打”政策的样本来进一步剔除该政策的内生性影响；第三小节则讨论了采用官方报告的犯罪数据作为真实值的替代，以考察其潜在的测量偏误即“犯罪黑数”问题是否影响本文实证结论。

### （一）System-GMM 方法

表3的实证结论虽然彰显出确定性策略更加有效，但其估计结果可能存在潜在内生性问题。<sup>28</sup> Durlauf and Steven (2011b) 指出，惩罚和犯罪互为因果。而在本文中，“严打”运动会同时影响刑期和犯罪率，犯罪率也会反过来影响政策制定。该内生性问题会导致对惩罚政策不一致性估计。针对此问题我们采用广义矩估计（GMM）方法加以处理。该方法有两种实现过程：System-GMM 和 Difference-GMM。在引入滞后的被解释变量并对方程进行一阶差分以消除时间不变的固定效应后，后者用滞后值作为差分现值的工具变量；而前者则为联合估计：既包括 Difference-GMM 采用的用滞后值作为工具，也包括用滞后差分值作为现值的工具。这两种估计过程均可获得一致性估计。在估计的有效性方面，由于 System-GMM 充分利用了所有矩条件而比 Difference-GMM 更有效，我们因此采用 System-GMM 方法。GMM 方法获得一致性估计需满足两个条件：第一，残差项序列无关；第二，满足工具变量有效的矩条件。第一个条件可理解为残差项一阶差分  $\Delta\epsilon_{it}$  存在显著的一阶相关及不显著的二阶相关。利用 Bond (2002) 提供的  $m_1$  和  $m_2$  统计值可检验该标准是否成立。对于矩条件，我们用 Sargan 统计值检验。该检验的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。由于本研究数据结构的时间维度平方远大于截面个数，我们采用 5 年平均的方式将数据压缩为 4 期。在估计过程中，除了将惩罚视作内生变量，上文提到的司法支

<sup>28</sup> 西方文献也有大量关于该关系的实证研究，对近期研究的综述见 Donohue, 2009: Table 9. 1。

出也同样被视作内生过程。表4中的模型(1)报告了System-GMM的估计结果。其中 $m_1$ 、 $m_2$ 及Sargan的检验结果均表明该估计方法有效的前提得到满足。显著的滞后犯罪率表明当期犯罪水平受到上一期的影响。同时,对确定性和严厉性的估计结果和表3结论一致:基于确定性策略可以显著遏制犯罪,而基于严厉性策略无法达到预期目标。

表4 罚与罪,稳健性检验

被解释变量:万人中被起诉人数(ln)	System-GMM		
	System-GMM	测量偏误 PMD	子样本 PMD
	(1)	(2)	(3)
犯罪率,滞后一期	-0.642*** (0.057)		
判处五年以上有期徒刑比重(%)	-0.000 (0.002)	-0.002 (0.004)	-0.001 (0.010)
破案率(%)	-0.009** (0.004)	-0.017*** (0.003)	-0.021** (0.010)
城乡收入差距		0.037**	
初中入学率(%)		-0.029***	
GDP增长率(%)		0.015	
政法委书记任职第一年哑变量		-0.027	
省固定效应	是	是	是
年固定效应	是	是	是
省数量	30	30	13
观察值	72	247	279
$m_1$	0.036		
$m_2$	0.394		
Hansen $p$ 值	0.370		

注:模型(2)和模型(3)中方程的残差项用总人口加权。括号中的数值为标准误;\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的程度上显著。

## (二)“犯罪黑数”问题

我们假设如下情形:一个10万人的社会中恒定有100个犯罪行为(现实中我们永远不知道这个数字)。在非“严打”时期,有80个受害者报案并记录在册,使得40个罪犯被抓获。计算可知非“严打”期间报告犯罪率是80/10万(真实值是100/10万),报告破案率是40/80(真实值是40/100)。在“严打”期间,有90个受害者报案,导致60个罪犯被抓获,报告犯罪率上升到90/10万(真实值仍是100/10万),报告破案率是60/90(真实值是60/100)。由以上可知,“严打”时期的报告犯罪率(0.09%)高于非“严打”时期(0.08%),这和图1展示的情景一致。但同时,报告破案率指标也由非“严打”时期的0.5提高到“严打”时期的0.66。报告犯罪率和报告破案率同时提高意味着表3获得的正向显著关系是伪相关:真实犯罪率一直没有任何

改变！

造成上述后果的原因在于官方报告的犯罪率和真实犯罪水平之间存在差别，该差别构成报告误差（reporting error）或者更广为人知的“犯罪黑数”。结合上文的例子，我们可知在“严打”期间该“黑数”是10，而在非“严打”期间该“黑数”是20。在描述性推论时，“黑数”的存在显而易见会低估真实的犯罪水平，而在实证分析中如果忽视该误差，会得到惩罚降低犯罪的假象：犯罪率的降低可能来自漏报而非惩罚的威慑效果。因此我们需要在实证分析中加以处理，现有文献已经发现该误差（“黑数”）受到不平等程度、经济增长率以及教育水平影响（Soares, 2004）。上述证据需要我们在方程右边控制上述变量。其估计过程如下：先用汇报犯罪数据回归这三个变量，此举将解释掉“黑数”部分。然后将获得的残差项作为新的被解释变量和其他解释变量回归，便可以获得惩罚程度和破案率的无偏估计。此外，对中国来说，还需要注意官方报告的犯罪率同样取决于政府打击犯罪的决心。对此，在回归中我们用政法委书记任职第一年的哑变量来测量该决心。上述估计结果见表4模型（3），作为严厉性指标，“判处五年以上有期徒刑比重”仍然不显著。破案率的估计系数是-0.017并在1%水平上拒绝该变量没有作用的原假设。破案率的系数比表3模型（3）的估计值稍大，但Hausman检验结果表明它们之间并不存在统计上的显著差异。上述分析结果表明在以后针对中国刑事犯罪率的实证分析中采用汇报数据作为真实值的替代是比较稳妥的方法。

### （三）子样本回归

如果我们进一步考察“严打”政策施行情况，会发现一些省份特别是那些过去犯罪率低于全国平均水平的省份开展“严打”仅仅是执行中央政府的行政命令，这和那些积极推动实施“严打”的省份不同。同时，在更大程度上，作为运动的“严打”具有“一刀切”的特征，这意味着该政策独立于地方省份的社会经济指标，而这些指标会潜在影响犯罪水平。因此，利用那些仅仅是执行政策的省份样本，便可在一定程度上降低内生性问题。基于这个估计策略并以2001年“严打”作为标准，表4中的模型（2）只采用那些在1998—2000年平均犯罪率低于全国水平的13个省份样本并重新估计公式（4），结果进一步支持本文的判断：相对于严厉性政策，基于确定性的惩罚策略更加有效。<sup>29</sup>

上述稳健性检验依次讨论了司法支出和惩罚政策的内生性、“犯罪黑数”问题的存在对本文实证结论的影响。同时，我们还采用非主动施行“严打”

<sup>29</sup> 如果以1996年“严打”作为标准，剔除掉“严打”前3年平均犯罪率水平高于全国平均水平的省份（剩余样本是18个省份）并重新估计方程（3），我们获得相似估计结果。此外，如果采用更严格的标准：那些在两次“严打”运动前犯罪率均低于全国均值的省份（12个），结果依然稳健。

政策省份作为分析样本以破解犯罪对惩罚政策实施的逆向因果,这些稳健性检验获得的结果均表明本文第三部分获得的结论是稳健的:基于确定性的犯罪惩罚政策在效果上优于基于严厉性的政策。

## 六、结论及政策性含义

改革开放以来实施的多次“严打”运动和犯罪率同时增长的事实促使我们反思转型期中国的刑事政策。该问题关系到公众福祉和社会稳定,更涉及每年上千亿公共财政资源的有效利用,因此需要通过严谨的政策评估来检验。该问题的现实迫切性还在于,虽然中央政府的刑事政策早在2006年就已经由“以严为主”转移到“宽严相济”,但以增加严厉性为主线的犯罪打击政策仍然是当下中国刑事政策的主流,也是公众、学者甚至是政策决策者的普遍偏好和第一选项。因此,对该政策的科学评价可以为中央政府这一政策转变提供理论和实证注脚。

一般来说,惩罚的威慑作用通过严厉性和确定性两个策略实现。本文利用1989—2009年的省级面板数据并结合基于误差修正的PMD估计模型实证检验了上述两个策略对遏制犯罪的作用。我们发现,单纯通过加大惩罚程度的严厉性策略预期效果不明显,相比之下,基于通过提高破案率的确定性策略可以显著降低犯罪率:该指标每增加1%会让犯罪率下降1.4%。同时,我们也讨论了司法支出和惩罚政策的内生性问题、“犯罪黑数”的存在以及“严打”政策实施内生性问题对该实证结论的影响。这些稳健性检验的结果均表明该结论是稳健的。

本研究的发现可为政府及执法机构制定犯罪治理政策提供参考:在保持现有惩罚力度的同时,通过提高惩罚的明确性可以获得额外的威慑效果。同时,本文所揭示的结论具有更普遍性的政策含义,不光对于刑事犯罪,对于打击官员腐败和恐怖主义等非法行为同样具有重要的启示意义。以下内容将结合本文发现反思“严打”政策并提出进一步研究方向。

第一,相对于正常时期,“严打”期间提高惩罚程度违背了“罪刑均衡”的原则:惩罚的轻重应该由犯罪事实、犯罪性质、犯罪情节以及对社会的危害程度来确定,而不是由犯罪时机决定。因此“严打”中的“同罪重罚”不仅有损法律尊严,更为重要的是削弱了惩罚的威慑效果:在“严打”期间罪犯获得额外刑期,会被仅仅理解为“不幸运”或者“倒霉”。潜在罪犯也可能会避开“严打”的风头,并在运动过后进行补偿性作案。这种可能在一定程度上被“严打”后更高的犯罪增长率所证实(刘学刚,2003)<sup>30</sup>因此,

<sup>30</sup> 刘学刚,“‘严打’留下的遗憾”,《瞭望新闻周刊》,2003年第32期,第45—47页。

“严打”极有可能仅带来犯罪在时间上的再分布，而没有实现威慑作用并阻止犯罪。

第二，“严打”作为一项政策，涉及制度设计，我们尤其需要警惕那些基于指标化的奖惩制度可能带来的非预期效果，这些效果可能会完全消解掉政策制定者的初衷。例如，有学者观察到，如果将抓人或破获大案要案作为“严打”期间的政绩考核指标，在实际操作中就会出现一些警务部门将平时抓获的罪犯和破获的案件积累起来，预留到“严打”期间集中汇报以获取奖励（王光等，1998）<sup>31</sup>。此外，我们也注意到1996年和2001年的“严打”并没有显著提高各省当年的公检法支出占全部财政支出的比重，这意味着执行部门并没有更多的预算去支持“严打”。因此，上述学者的观察正是地方执行部门对该政策的“理性”反应。最后，对于将逮捕和执行数量作为指标分配到地方的做法，则不能从理论上排除那些没有完成任务的地区会出现随意抓捕的倾向或者把很轻的犯罪行为当作重大犯罪行为来判决的可能性。<sup>32</sup>

第三，采用运动式的“严打”来达到遏制犯罪的目的，不可避免地需要依靠群众举报和居委会配合。这些方式有没有影响甚至破坏司法机构的专业性和权威性需要进一步研究。此外，就“严打”政策打击的犯罪类型来说，历次打击的对象均不包括职务犯罪，这有害该政策的公平性（Ma，2007）<sup>33</sup>（附录罗列了四次“严打”运动的打击对象）。

不可否认，由于数据的缺乏，目前对中国犯罪政策的评价还处于非常初级的阶段。本文的实证结论虽然偏向于确定性犯罪惩罚策略，但对该策略具体实施手段的作用分析需要进一步研究。我们认为以下三点值得注意：

第一，文献已经证明警方在犯罪发生后的快速反应时间不光可以增大成功抓捕罪犯的概率，同时可以提高对潜在犯罪人的威慑效果。一个很有价值的研究课题是接到110电话后警方的反应速度与社区犯罪水平的关系。但是受限于数据，无法开展这种基于确定性犯罪治理政策的评价。与此相关的是快速反应不光包括警察，也涉及刑罚过程的速度：快速侦破、及时控诉、及时审判等程序。这些措施对于犯罪率的潜在影响需要进一步探索。

第二，文献已经揭示出针对某种特定犯罪行为的专项打击可以获得显著效果，这些研究大都基于西方经验。针对中国专项打击政策的严谨科学评价还处于空白。这些研究不光需要更加微观的、基于社区的数据，更需要学者可以获准进入现场并和相关部门配合，采用随机赋值、现场试验等科学识别

<sup>31</sup> 王光、秦立强、聂国丽，“论‘严打’决策的科学化”，《公安大学学报》，1998年第4期，第94—98页。

<sup>32</sup> 基层部门有如此大的操作空间在于“严打”的依据是社会治安形势而不是《刑法》和《刑事诉讼法》（马振华，2007）。在2001年“全国治安工作会议”上，“严打”的办案标准为“基本事实清楚，基本证据充分”。相应的，《刑法》的对应规定是“事实清楚，证据充分”。但对于“基本”却没有给出客观衡量标准，主要依靠执行部门的主观判断。

<sup>33</sup> 马振华，“新时期我国刑事政策转变的原因分析”，《法制与社会》，2007年第2期，第169页。

方法。唯有此,才能针对不同类型的犯罪制定出与之对应的有效打击政策。特别的,本文实证结论显示基于严厉性惩罚策略效果不明显,这仅仅是该策略针对所有类型犯罪的整体效果,并不意味着针对所有犯罪类型均没有遏制作用。基于更系统的数据,特别是能在省级层面的区分出严厉性策略对于人身犯罪及财产犯罪的不同作用,将有力地加深对两种策略作用机制的理解。<sup>34</sup>

第三,如何将有限的资源配置到需要的地区,不仅要考虑基层政府的需求,还要考虑上下级政府部门的配合。就研究方法来说,针对该问题的探索还需要结合实地调研和访谈。

## 附录

四次“严打”运动的打击对象

	持续时间	内容
第一次“严打”	1983年9月— 1987年1月	1.流氓团伙分子;2.流窜作案分子;3.杀人犯、放火犯、爆炸犯、投毒犯、强奸犯、抢劫犯、重大盗窃犯;4.拐卖妇女、儿童的人贩子,强迫、引诱、容留妇女卖淫的犯罪分子和制造、复制、贩卖内容反动、淫秽的图书、图片、录像带的犯罪分子;5.有现行破坏活动的反动会道门分子;6.劳改逃跑犯、重新犯罪的劳改释放分子和解除劳教的人员以及其他通缉在案的罪犯;7.书写反革命标语、传单、挂钩信、匿名信的现行反革命分子等。
第二次“严打”	1996年4月— 1997年2月	打击重点是杀人、抢劫、强奸等严重暴力犯罪、流氓犯罪、涉枪犯罪、毒品犯罪、流氓恶势力犯罪以及黑社会性质的犯罪等严重刑事犯罪。
第三次“严打”	2001年4月— 2002年4月	1.黑社会性质组织犯罪以及其他危害社会治安的恶势力犯罪;2.爆炸、杀人、抢劫、绑架等严重暴力犯罪;3.盗窃等严重影响群众安全感的多发性犯罪。
第四次“严打”	2010年6月— 2010年12月	严重影响群众安全感的个人极端暴力犯罪、涉枪涉爆犯罪、黑恶势力犯罪,严厉打击群众反映强烈、深恶痛绝的电信诈骗犯罪、拐卖儿童妇女犯罪、“两抢一盗”犯罪和“黄赌毒”等违法犯罪。

资料来源:苏惠渔和孙万怀(2001);王宏玉和李明琪(2011)。

<sup>34</sup> 例如,2011年5月1日实施的《刑法修正案(八)》增加了对酒后驾车的惩罚力度。“危险驾驶罪”首次被写入刑法:根据情节轻重,醉酒驾驶机动车司机将被处以1个月以上6个月以下拘役,并处罚金。该修正案实施后效果明显:据公安部统计,5月1日至11月30日,全国共查处酒后驾驶机动车201153起,较2010年同期下降44.5%(Ma,2012)。此点感谢审稿人的补充。

## 参 考 文 献

- [1] Bond Stephen R. "Dynamic Panel Data Models;a Guide to Micro Data Methods and Practice", *Portuguese Economic Journal*, 2002, 1 (2), 141—162.
- [2] Beccaria, Cesare. *On Crime and Punishments, and Other Writings*. Richard Bellamy, ed Translated by Richard Davies *et al.* New York; Cambridge University Press, 1995 (originally published 1767).
- [3] Becker, G. S. , "Crime and Punishment; an Economic Approach", *Journal of Political Economy*, 1968, 76, 169—217.
- [4] Biderman, A. , Lynch, J. , *Understanding Crime Incidence Statistics; Why the UCS Diverges From the NCS*. New York; Springer-Verlag, 1991.
- [5] Bourguignon, F. , "Crime, Violence and Inequitable Development", Delta, Paris, manuscript 1999.
- [6] Braga, A. *Police Enforcement Strategies to Prevent Crime in Hot Spot Areas Crime Prevention Research Review (No 2)* . Washington, DC: Office of Community Oriented Policing, U. S. Department of Justice, 2008.
- [7] Chen, Y. and W. Zhang, "The Deterrent Effect of Punishment; Based on Empirical Evidence of China", *South China Journal of Economics*, 2010, 8, 41—50. (in Chinese)
- [8] Chen, S. , "Judicial Inputs and Crime Prevention in Transitional China", *China Economic Quarterly*, 2012, 12(2), 743—764. (in Chinese)
- [9] Chiu, W. , Madden, P. , "Burglary and Income Inequality", *Journal of Public Economics*, 1998, 69, 123—141.
- [10] Deng, X. , *Selections from Deng Xiaoping*. Beijing; People's Publishing House, 1993. (in Chinese)
- [11] Figlio, R. M. , "Self Reported and Officially Defined Offenses in the 1958 Philadelphia Birth Cohort", In: Weitekamp, E. M. G. , Herner, H. J. (Eds. ), *Cross-National Longitudinal Research on Human Development and Criminal Behavior*. Khemer Academic Publishers, Dostrech, 1994, 267—280.
- [12] Forst, B. "Participation in Illegitimate Activities; Further Empirical Findings", *Policy Analysis*, 1976, 2, 477—492
- [13] Franklin E. Zimring, Gordon Hawkins, and Sam Kamin, *Punishment and Democracy; Three Strikes and You're Out in California*. New York; Oxford University Press, 2001.
- [14] Gibbs, J. "Crime, Punishment and Deterrence", *Southwestern Social Science Quarterly*, 1968, 48, 515—530.
- [15] Glaeser, E. , Sacerdote, B. , "Why is There More Crimes in Cities?", NBER Working Paper, Vol 5430, NBER, Cambridge, 1996.
- [16] Hu, L. and A. Hu, "Estimation of Actual Exposed Cases in Transitional China", *Journal of Social Sciences*, 2006, 1, 126—131. (in Chinese)

- [17] Liu, X. , "Regret of 'Hard-strike Drive'", *Liaowang Weekly*, 2003, 32, 45—47. (in Chinese)
- [18] Lin, M. and Z. Liu, "Does Unemployment Increases Crime? Evidence from County Data of Taiwan 1978—2003", *Taiwan Economic Review*, 2006, 32(4), 445—482. (in Chinese)
- [19] Loftin, Colin, Milton Heumann, and David McDowall, "Mandatory Sentencing and Firearms Violence: Evaluating an Alternative to Gun Control", *Law and Society Review*, 1983, 17, 287—318.
- [20] Loftin, Colin and David McDowall, "One with a Gun Gets You Two: Mandatory Sentencing and Firearms Violence in Detroit", *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 1981, 455, 150—167.
- [21] Loftin, Colin and David McDowall, "The Deterrent Effects of the Florida Felony Firearm Law", *Journal of Criminal Law and Criminology*, 1984, 75, 250—259.
- [22] Lu H. , and L. N. Zhang, "Death Penalty in China: The Law and the Practice", *Journal of Criminal Justice*, 2005, 33, 367—76.
- [23] Ma, Y. L. , "Comments on the Crime of Dangerous Driving", *Legal System and Society*, 2012, 16, 26—39. (in Chinese)
- [24] Ma, Z. , "Reasons of the Criminal Policy Change in New Period", *Legal System and Society*, 2007, 2, 169. (in Chinese)
- [25] Nagin, Daniel S. *Criminal Deterrence Research at the Outset of the Twenty-first Century*. In (Michael H. Tonry, ed. ), *Crime and Justice: A Review of Research*. Vol. 23. Chicago, IL: University of Chicago Press, 1998.
- [26] O'Brien, R. , "Police Productivity and Crime Rates: 1973—1992", *Criminology*, 1996, 34, 83—207.
- [27] Pesaran M. Hashem and Ron Smith, "Estimating Long-run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 1995, 68, 79—113.
- [28] Pesaran M. Hashem, Yongcheol Shin and Ron P. Smith. "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of the American Statistical Association*, 1999, 94 (446), 621—634.
- [29] Polinsky, A. M. and S. Shavell. "On the Disutility and Discounting of Imprisonment and the Theory of Deterrence", *Journal of Legal Studies*, 1999, XXVIII, 1—16.
- [30] Radelet, Michael L. , and Ronald L Akers, "Deterrence and the Death Penalty: The Views of Experts", *Journal of Criminal Law and Criminology*, 1996, 87, 1—16.
- [31] Roares, R. Rodrigo, "Development, Crime and Punishment: Accounting for the International Differences in Crime Rates", *Journal of Development Economics*, 2004, 73, 155—184.
- [32] Sherman, Lawrence, Patrick R. Gartin, and Michael Buerger, "Hot Spots of Predatory Crime: Routine Activities and the Criminology of Place", *Criminology*, 1989, 27, 27—55.
- [33] Shi, R. , "Analysis on 'Hard-strike' Policy—from a Public Policy Perspective", *The Journal of Yunnan Administration College*, 2006, 4, 80—83. (in Chinese)

- [34] Sjoquist, D. ,“Property Crime and Economic Behavior;Some Empirical Results”,*American Economic Review*,1973,63,439—646.
- [35] Soares, T. Rodrigo,“Development, Crime and Punishment: Accounting for the International Differences in Crime Rates”,*Journal of Development Economics*,2004,73,155—184.
- [36] Stephen R. Bond. “Dynamic Panel Data Models; a Guide to Micro Data Methods and Practice”.*Portuguese Economic Journal*,2002,1 (2),141—162.
- [37] Stigler, G. ,“The Optimum Enforcement of Laws”,*Journal of Political Economy*,1970,78 (3), 536—36.
- [38] Stolzenberg, Lisa and Stewart J. D’ Alessio, “‘ Three Strikes and You’re Out ’: The Impact of California’s New Mandatory Sentencing Law on Serious Crime Rates”,*Crime and Delinquency*, 1997,43,457—69.
- [39] Su, H. and W. Sun, “Thoughts on ‘ Hard-strike ’ from a Perspective of Criminal Jurisprudence”,*Law Science*,2001,1,26—32. (in Chinese)
- [40] Tian, J. , “Background Analysis on the Society Situation during ‘ Hard-strike Drive ’”,*Journal of Chinese People’s Public Security University*, 1998,2,12—16. (in Chinese)
- [41] Tittle, C. “Crime Rates and Legal Sanctions”,*Social Forces*,1969,16,409—23.
- [42] Wang G. ,L. Qin and G. Nie, “Views of ‘ Hard-strive ’ Scientization”,*Journal of Chinese People’s Public Security University*,1998,4,94—98. (in Chinese)
- [43] Wang, H. and M. Li, “Rational Thoughts on ‘ Strike-hard Drive ’ and ‘ Combining punishment with Leniency ’”,*Journal of Chinese People’s Public Security University*, 2011,2,58—63. (in Chinese)
- [44] Von Hirsch, Andrew, Anthony E. Bottoms, Elizabeth Burney, and Pre-Olof Wikstrom. *Criminal deterrence and Sentence Severity: An Analysis of Recent Research*. Oxford: Hart. 1999.
- [45] Weisburd, D. and J. Eck. “What Can Police Do to Reduce Crime, Disorder, and Fear ?”,*Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 2004,593,42—65.
- [46] Weisburd, David, Cody W. Telep, Joshua C. Hinkle et al. , “Is Problem Oriented Policing Effective in Reducing Crime and Disorder ?”*Criminology & Public Policy*,2010,9,139—172.
- [47] Zhang Y. ,S. Liu and L. Liu, “Can We Attribute Increasing Criminal Rate to Enlarging Urban-rural Inequality in China”,*Economic Research Journal*,2011,2,87—99. (in Chinese)
- [48] Zimring Franklin E. ,Gordon Hawkina, and Sam Kamin, *Punishment and Democracy: Three Strikes and You’re Out in California*. New York: Oxford University Press, 2001.

## Crime and Punishment Policies in Contemporary China

SHUO CHEN\* YUAN ZHANG  
(*Fudan University*)

**Abstract** The paper assesses the impact of punishment, especially Severe Strike policy on crime in China. Based on panel data from 1989 to 2009 and PMG method, we examine the effects of two punishment strategies, certainty-oriented and severity-oriented, respectively. The empirical results suggest that first one measured by detection rate is more effective in crime control; 1% increase in this indicator will bring out about 1.4% decrease in crime. Certainty-oriented strategy is therefore also an economical way since it could achieve policy target without increasing judicial cost.

**JEL Classification** K14, N45, E62

---

\* Corresponding Author: Shuo Chen, School of Economics, Fudan University, NO. 600 Guoquan Road, Yangpu District, Shanghai, 200433, China; 86-21-65642334; E-mail: cs@fudan.edu.cn.