

# 城乡基本公共服务均等化的犯罪治理效应

## ——基于2002—2012年省级面板数据的实证分析

张海鹏 陈 帅\*

**摘要** 本文利用2002—2012年中国省级面板数据,借助动态面板模型,实证检验了城乡基本公共服务均等化对犯罪率的影响。研究发现:医疗卫生均等化和教育均等化都显著地降低了刑事犯罪率,其中,医疗卫生的城乡差距缩小1个百分点会使所在省份的万人犯罪人数相应地降低0.16人;而教育均等化程度提高1个百分点也会使所在省份的万人犯罪人数降低0.25人。本文还发现,相对其他引致犯罪率上升的因素,推动城乡基本公共服务均等化是更容易实施的犯罪治理手段。因此,中国在打击刑事犯罪的同时,政策重点应该转向各种社会经济因素的调整,特别是缩小城乡之间的不平等;而从犯罪治理层面来看,提高城乡基本公共服务均等化程度甚至比缩小城乡收入差距更为有效。

**关键词** 公共服务均等化 刑事犯罪率 动态面板模型

### 一、研究背景

改革开放以来,中国在实现经济腾飞的同时,国内的犯罪数量和犯罪率也不断攀升。1986年,全国检察机关共批准逮捕各类刑事犯罪嫌疑人31.5万人,截至2012年这一数据已经上升到97.2万人;刑事犯罪率也从1986年的0.29‰<sup>①</sup>上升到2012年的0.72‰。特别是2000年以后,中国进入了被称为“第五次犯罪高峰”的犯罪高发新阶段。伴随着中国犯罪数量和犯罪率的迅速攀升,犯罪的社会成本也急剧增加。1995年至2010年期间,中国9种刑事犯罪的总成本从约900亿元上升至13000亿元,人均成本由73元增加到约1000元,犯罪总成本占GDP比重由1.34%增加到4.02%(陈硕和刘飞,2013)。中国政府历来重视对刑事犯罪活动的打击和治理,并为此投入了数量可观的财政资金。仅在2002年至2012年期间,中国的人均公检司法支出就从96.8元增加到506.7元(2005年价格),大约增长了4倍多,远高于同期刑事犯罪率的增长速度。司法投入和刑事犯罪率都稳定增长的事实,使人们对以政府打击为主的犯罪治理政策产生了怀疑。事实上,面对社会转型期日益复杂多变的刑事犯罪新态势,传统的“压力维

\* 张海鹏,中国社会科学院农村发展研究所,E-mail: zhang-hp@cass.org.cn;陈帅(通讯作者),浙江大学公共管理学院、浙江大学中国农村发展研究院(CARD),E-mail: shuaichen@zju.edu.cn,地址:浙江大学紫金港校区启真大厦1203室,邮编:310058。本研究得到国家社会科学基金重点项目(15azd020)、国家自然科学基金青年科学基金项目(71403291)、中国博士后科学基金面上项目(2015M580900)的资助。感谢匿名审稿人中肯的修改意见,当然文责自负。

① 每万人中检察机关批准逮捕2.9人。

控型”犯罪治理模式在总体上难以适应社会发展的需要,中国的犯罪治理模式已经悄然转型,由“压力维控型”向“压力疏导型”转换(周建达 2012),也就是说,通过改善社会经济环境降低刑事犯罪率的政策开始受到重视。但是,这些政策到底能否奏效,并不是很清楚。因此,准确识别显著影响犯罪的社会经济因素,就成为学术界和政策制定者非常关心的问题。

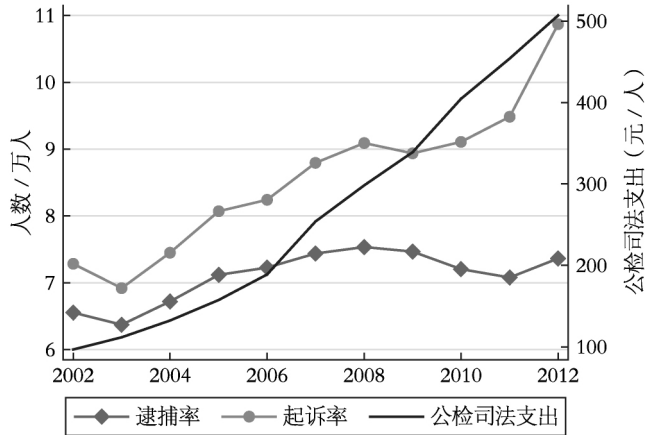


图1 中国刑事犯罪率与人均公检司法支出变化

目前比较流行的观点认为,城乡收入差距扩大和农民工进城导致的流动人口增加是中国刑事犯罪率上升的重要原因(章元等 2011)。但是,在长期的二元体制下,城乡居民除了在收入和消费等经济待遇方面存在较大差距之外,在社会保障、医疗、教育以及就业等基本公共服务方面也都存在着严重的不平等。特别是对于中国这样的转型国家来说,城乡居民的基本公共服务差距还是城乡居民收入差距扩大的深层次原因。而对于流动人口增加导致刑事犯罪率的上升,普遍认为这仅仅是反映了两者表面上的数量关系,本质原因在于恶劣的劳动条件和社会福利缺失降低了他们犯罪的机会成本,从而推动了进城农民工的刑事犯罪率上升(陈刚等 2009; 史普川和吴兴杰 2010; 康均心和杨新红 2010)。另外,对进城农民工设置的制度障碍,加重了他们的心理负担,使得该群体中更有可能产生极端反社会行为(张丹丹等 2014)。因此,当前中国刑事犯罪最为根本的原因来自制度性不平等对于生存战略的挤压(周晓唯和冯薇 2010)。正因为如此,政策制定者和学术界都将消除城乡居民基本公共服务差距作为降低刑事犯罪率的手段之一。但是,对于缩小城乡居民基本公共服务差距到底能否降低刑事犯罪率,目前并没有得到相关实证研究的支持。基于此,定量评估城乡居民基本公共服务差距与刑事犯罪率之间的关系,对于中国犯罪治理政策的调整和完善具有比较重要的现实意义。而中国政府近年来开始推动的城乡公共服务均等化<sup>①</sup>,也为这一研究的开展提供了条件。

<sup>①</sup> 进入新世纪以来,中国开始改变长期实行的城市倾斜战略,逐渐向城乡协调发展战略转型,并出台了一系列有利于城乡协调发展的政策。2003年,十六大报告提出“统筹城乡经济社会发展,建设现代农业,发展农村经济,增加农民收入,是全面建设小康社会的重大任务。”2005年,中央“一号文件”文件提出“要加快发展农村教育、卫生、文化等社会事业,促进农村经济社会全面发展,维护农村社会稳定。”2006年,中共十六届六中全会通过的《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》进一步提出“完善公共财政制度,逐步实现基本公共服务均等化”。

有鉴于此,本文利用2002—2012年的省级面板数据,就城乡居民基本公共服务均等化能否有效遏制刑事犯罪率攀升这一问题进行实证研究。本文可能的创新主要体现在以下几个方面:(1)将城乡不平等对刑事犯罪率的影响,从收入差距扩展到基本公共服务的差距,这对于中国犯罪治理政策的制定具有参考价值;(2)将现有研究仅限于公共服务水平变化对刑事犯罪率影响的分析框架,拓展到基本公共服务在城乡间的分配对刑事犯罪率的影响,并且考察不同基本公共服务类型的犯罪治理效应;(3)通过计算对犯罪率影响因素的标准化,比较不同性质的因素在犯罪治理中的相对重要性;(4)采用动态面板数据模型的系统广义矩方法处理解释变量的内生性问题,使研究结论更加稳健。

本文剩余部分的结构安排如下:第二部分回顾基本公共服务和与犯罪治理关系的文献;第三部分是实证策略和数据说明;第四部分是回归结果;第五部分是稳健性检验;第六部分是结论和政策启示。

## 二、文献回顾

Becker(1968)开创性的研究将犯罪问题纳入了经济学的分析框架之内,从而为人们理解和治理犯罪问题提供了新的视角。该理论认为,犯罪是个人理性选择的结果,只有预期收益大于成本的时候犯罪才会发生。而个人犯罪的成本则取决于惩罚概率及其严厉程度,即无论惩罚概率上升还是严厉程度增加,都将减少犯罪行为,因此该理论也被称为犯罪威慑理论(Levitt and Miles 2007)。关于惩罚概率和惩罚严厉程度对遏制犯罪的效果,现有文献已经得出基本一致的结论:惩罚严厉程度的威慑效果并不明显,惩罚概率提高则能够有效的控制犯罪(陈屹立和张卫国 2008;陈硕 2014)。而犯罪惩罚概率又与政府司法支出呈正向关系,因此政府增加司法支出通过提高对潜在罪犯的威慑效果进而减少犯罪活动。但是,司法支出与犯罪率之间存在互为因果的关系,即犯罪率的上升也会促使政府加大司法支出(Ehrlich, 1973),联立性内生问题会导致估计结果的不一致。处理内生性问题的方法概括起来主要有两种:一种是寻找外生冲击作为工具变量(Levitt, 1997);另一种是利用动态面板模型,从内部挖掘有效的工具变量(Arellano and Bond, 1991; Roodman, 2009)。国内的相关研究(陈刚等, 2010;吴一平和芮萌, 2010;毛颖, 2011;陈硕, 2012)在克服了联立性内生问题以后,均发现政府的公检法支出并未对中国刑事犯罪率的攀升起到预期的威慑效应,不断增长的犯罪率更大程度上是转型时期的各种社会经济因素所致。

犯罪经济学认为,改善社会经济条件,提高犯罪的机会成本将会降低犯罪率。在影响犯罪率的诸多社会经济因素中,社会歧视和不公受到了格外的关注,特别是普遍发现收入不平等对犯罪率有显著的影响(Fajnzylber *et al.*, 1998; Chiu and Madden, 1998; Kelly 2000; Fajnzylber *et al.*, 2002; Imrohorglu *et al.*, 2004)。在国内,收入不平等与犯罪率的关系也是研究的重点,由于中国的城乡收入不平等对全国收入不平等做出了主要贡献(陆铭等 2005; 万广华 2006),因此研究主要集中于城乡收入不平等对犯罪率的影响(胡联合等 2005; 黄少安和陈屹立 2007; 陈春良和易君健 2009; 吴一平和芮萌 2010;

章元等 2011; 李殊琦和柳庆刚 2014; 张向达和张家平 2015)。但是,对于正处在转型期的中国而言,城乡收入差距只反映了城乡不平等的一个方面。在长期的城乡二元分割体制下,城乡居民的差别待遇接近 50 项,除了经济方面的不平等以外,在教育、医疗、就业、社会保障等基本公共服务方面,城乡之间均存在着巨大的不平等(麻泽芝和丁泽芸,1999; 马晓河和方松海,2005; 李雪萍和刘志昌,2008; 陈萍,2014)。更重要的是,随着中国社会经济的发展,以上格局并未根本扭转,使农民陷入结构性的机会不公平状态(林光彬,2004)。如果仅仅将基本公共服务看作居民的隐性收入(李实和罗楚亮,2007),那么它们将通过扩大收入不平等降低农村潜在犯罪的机会成本,从而提高刑事犯罪率。更为重要的是,城乡基本公共服务方面的差距降低甚至剥夺了农民通过自身努力追求平等的能力。基于以上,评价城乡居民在社会保障、医疗、教育以及就业等基本公共服务方面的不平等与犯罪率的关系,才能更为全面地衡量城乡不公对犯罪率的影响。

事实上,从国外的犯罪治理实践来看,福利补贴和犯罪威慑被认为是犯罪治理的两个基本手段(陈春良,2010)。理论上,福利补贴提高意味着犯罪的机会成本增加,因此有利于降低犯罪参与(Zhang,1997),已有实证研究也支持了这一结论(Zhang,1997; Donohue and Siegelman,1998; Edlund *et al.*,2007; Johnson *et al.*,2007)。不过相关研究同时发现,旨在改善低收入群体生存条件的公共政策,其有效性敏感依赖于项目的具体实施细节(陈春良和史晋川,2011)。国内也有不少文献针对公共福利与刑事犯罪率的关系进行了实证研究(陈屹立,2008; 陈春良和易君健,2009; 陈刚,2010; 陈刚等,2010; 吴一平和芮萌,2010; 陈硕,2011; 毛颖,2011),而且均发现公共福利水平提高有利于降低刑事犯罪率。不过,以上研究重点考察的是公共福利水平提高的犯罪治理效应,没有将中国公共服务均等化程度较低的特征放入分析中。而且,以上研究往往是将公共福利支出作为一个整体进行考察,即采用人均福利支出或者福利支出在财政支出中的比重来衡量,而实际上教育、医疗卫生以及社会保障等对个人犯罪决策的影响机制是有差异的,整体考察的做法降低了政策制定的细致化和瞄准性。更重要的是,基本公共服务均等化的不同方面在具体实施时采用的方式也是不同的,从国外的文献来看,这也会对犯罪率产生不同的影响,因此,有必要对基本公共服务不同方面的犯罪治理效应进行考察,以期得到更加丰富的政策启示。

### 三、实证策略与数据说明

#### (一) 实证策略

本文的核心是关注城乡基本公共服务均等化对刑事犯罪率的影响。根据犯罪经济学理论,犯罪率是犯罪威慑和转型时期各种社会经济因素的函数,因此,除了实证研究所关注的核心解释变量以外,还必须控制其他解释变量,以避免出现遗漏变量偏误。而以上变量很多都存在内生性问题,特别是衡量犯罪威慑的公检司法支出变量与犯罪率之间具有明显的双向因果关系;同样,基本公共服务均等化变量在犯罪率决定方程中也存在内生性问题,这在实证策略中必须要得到解决。传统的处理办法是寻找合理的工具变量来克服内生性问题,但是,要同时找到公检司法支出、基本公共服务均等化以及

其他内生变量的工具变量,在实际操作中是非常困难的事情。此外,刑事犯罪往往是具有惯性的(Fajnzylber *et al.*, 2002),因此还需要在控制变量中加入刑事犯罪率的滞后项,以控制刑事犯罪的惯性。为了解决以上问题,本文将采用动态面板模型进行实证分析(Arellano and Bond, 1991; Blundell and Bond, 1998; Roodman, 2009)。动态面板模型的优势在于,利用内生变量的滞后期作为当期内生变量的工具变量,一旦能够通过有效性检验,则不再需要额外的工具变量。本文具体的计量模型设定如下:

$$Y_{r,t} = Y_{r,t-1}\beta_0 + X_{r,t}\beta_1 + Z_{r,t}\beta_2 + c_r + \lambda_t + \varepsilon_{r,t} \quad (1)$$

其中,集合  $r$  和  $t$  分别表示省份和年度;向量  $Y_{r,t}$  是以逮捕率(或起诉率)指标衡量的犯罪率, $Y_{r,t-1}$  是滞后 1 期的犯罪率;矩阵  $X_{r,t}$  表示本文所关注的核心解释变量,即城乡基本公共服务均等化指标;矩阵  $Z_{r,t}$  表示其他控制变量。地区固定效应  $c_r$  控制所有不随时间变化的地区固有特征,包括地域文化、自然条件、经济发展水平等;时间固定效应  $\lambda_t$  控制所有不随地区变化的固有差异,例如在某些时点上全国范围内的严打行动、犯罪状况固有的时间趋势等。

所有的动态面板模型都具有天然的内生性问题:由于因变量的滞后期作为解释变量而存在,模型的残差中也就包含了更早的滞后期信息,这使得模型残差项与因变量的滞后期相关。一阶差分广义矩(DIF-GMM)和系统广义矩(SYS-GMM)估计是克服动态面板模型内生性的两个主要方法。其中,DIF-GMM的基本思路是先进行一阶差分后,利用内生变量的滞后两期(以及更早的滞后期)作为差分后对应内生变量的IV集。但是,一旦滞后项(IV集)与差分项(内生变量)的相关性较弱时,DIF-GMM同样面临弱工具变量(weak IV)问题。Blundell and Bond(1998)对DIF-GMM进行了进一步改进,即将水平方程和差分方程结合起来估计,此外还增加了一组滞后的差分变量作为水平方程相应内生变量的IV集,称为SYS-GMM<sup>①</sup>。在DIF-GMM和SYS-GMM都能够通过IV有效性检验的前提下,SYS-GMM的估计效率更高。因此,本文的基准回归将统一采用SYS-GMM进行估计,并利用DIF-GMM作为基准结果的稳健性检验。

## (二) 变量设置和数据说明

本文犯罪率决定方程的变量设置和数据说明如下:

### 1. 被解释变量: 刑事犯罪率

如何选择合适的衡量刑事犯罪率的变量是本研究领域面临的一个难题。目前,中国有6个可供选择计算刑事犯罪率的指标,包括公安机关立案数、公安机关破案数、检察机关批捕数、检察机关提起公诉数、法院一审收案数以及法院终审定罪数(白建军, 2010)。借鉴已有的研究文献,本文选择检察机关批捕数计算刑事犯罪率,即每万人检察机关批准逮捕人数。选择这一变量可能会面临来自三个方面的质疑:第一,犯罪黑数<sup>②</sup>是难以避免的,即便被认为最接近犯罪真实情况的公安机关立案数,据估计也不到

① 理论上,SYS-GMM和DIF-GMM的基本假设一致,但是SYS-GMM通过拓展IV集,增进了内生变量与工具变量集的相关性;不仅如此,SYS-GMM将水平方程与差分方程结合起来估计,也提高了估计效率。

② 犯罪黑数是指司法机关统计的犯罪数量与实际犯罪数量之间的差值。

真实发生数的一半(胡联合 2006),因此变量会存在显著的测量误差;第二,为何不选择其余5个指标计算犯罪率;第三,没有区分暴力犯罪和侵财犯罪,而这两者类型犯罪背后的动机是不同的(Kelly 2000)。针对第一个问题,Levitt(1998)指出,使用报案率对犯罪供给方程的弹性估计并无明显影响。而且当报案率与实际犯罪率之间的比率相对稳定时,采用面板数据并同时控制时间和地区固定效应,也能够得到一致估计量。实际上,由于刑事犯罪的重大影响和公安机关的高度重视,其黑数要远远低于其他民事或者治安案件(章元等 2011)。对于第二个问题,根据中国刑法和刑事诉讼法的相关规定,“逮捕犯罪嫌疑人必须经过人民检察院的批准或人民法院决定”,同时,“除少数亲告罪可以自诉外,其他犯罪都实行公诉制度,并一律由人民检察院向有管辖权的人民法院提起”,因此选择检察机关批准逮捕数计算犯罪率是有依据的。而且陈硕(2011)经过检验发现,以上6个指标高度相关,无论选择哪个都不存在代表性问题。此外,本文还选择每万人检察机关提起公诉人数作为犯罪率的代理变量,以提高回归结果的稳健性。对于第三个问题,Fajnzylber *et al.* (2002)认为,暴力犯罪通常伴随着侵财目的,因而没有必要对二者进行严格区分。而且随着中国刑事犯罪类型的历史性变化,暴力犯罪已经由过去的目的转变为一种手段,许多暴力犯罪在本质上是侵财性犯罪(吴鹏森 2011)。

## 2. 核心解释变量:城乡基本公共服务均等化

本文需要解决的另外一个问题是,确定衡量城乡基本公共服务均等化的指标。虽然学者们对纳入均等化的公共服务范围的认识有所不同,但多数主张基本公共服务的核心指标包括:教育、社会保障、医疗卫生和就业(安体富和任强 2007;常修泽 2007;刘德吉 2008)。实际中,由于无法找到合适的衡量城乡就业市场一体化的指标,因此,本文的核心解释变量包括:城乡教育均等化、城乡医疗卫生均等化以及城乡社会保障均等化。而对于均等化的内涵,学术界也基本达成了共识:一是城乡居民享受公共服务的机会均等;二是城乡居民享受的公共服务在数量和质量上大体相等,即结果均等(安体富和任强 2007)。虽然普遍认为实现城乡公共服务的平均化是不可能的(王谦 2008),但是一致主张“一个国家的公民无论居住在哪个地区,都有平等享受国家最低标准的基本公共服务的权利”。基于以上,本文对均等化的度量采用城乡居民享受的基本公共服务水平的差异,即农村居民与城市居民某项基本公共服务水平的比值,该数值越大表明城乡均等化程度越高。具体来说:

(1) 城乡教育均等化,采用城乡生均教育经费比反映,计算方法为:义务教育阶段农村人均教育经费/义务教育阶段城市平均生均教育经费。

(2) 城乡医疗卫生均等化,采用城乡每千人口卫生技术人员数比反映,计算方法为:农村每千人口卫生技术人员数/城市每千人口卫生技术人员数。

(3) 城乡社会保障均等化,采用城乡最低生活保障平均支出比反映,计算方法为:农村最低生活保障平均支出/城市最低生活保障平均支出。

## 3. 其他解释变量

根据已有文献,本文还控制了其他可能对刑事犯罪率有影响,同时也与基本公共服务均等化相关的因素。

(4) 司法支出。本文采用人均公检司法支出来衡量刑事犯罪的威慑效应(陈刚等,

2010)。

(5) 城市化率。城市化会导致刑事犯罪率的提高(Galvin, 2002; 王安和魏建, 2013)。本文采用人口城市化率,即地区城镇人口占总人口的比重来衡量城市化率。

(6) 城乡收入差距。国内外大量的实证研究结果都表明,城乡收入差距会导致刑事犯罪率的上升。本文采用城市居民人均可支配收入和农民人均纯收入之比来测度城乡收入差距。

(7) 失业率。失业率上升意味着刑事犯罪的机会成本降低,犯罪参与增加,中国刑事犯罪率的上升与城市登记失业率有关(章元等, 2011)。我们只能获取各省市城镇登记失业人口率,并用该指标来代理实际的失业率水平。

(8) 流动人口。人口流动会导致刑事犯罪率的上升(陈刚等, 2009; 史晋川和吴兴杰, 2010)。本文采用万人中移民数量来衡量流动人口(陈硕, 2011)。

(9) 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,本文采用人均GDP来表示。

(10) 离婚率。离婚率也会对刑事犯罪率产生正的影响(刘瑞明和毛颖, 2014),本文对离婚率的衡量采用的是“粗离婚率”,即每千人口中离婚的对数。

(11) 性别比。人口性别比的升高对刑事犯罪率的上升有非常显著的影响(Edlund, 2007; 姜全保和李波, 2011),本文采用男性人口与女性人口的比值来衡量性别比。

(12) 人口密度。人口密度的上升也被认为是造成刑事犯罪率攀升的因素之一,本文采用每平方千米千人数来衡量。

本文使用的刑事犯罪率的数据主要来自各省(市、自治区)人民检察院历年工作报告;其他数据来自历年《中国统计年鉴》、《中国教育经费统计年鉴》、《中国卫生统计年鉴》、《中国民政统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《全国暂住人口统计资料汇编》以及国家统计局网站。表1是本文使用变量的描述性统计。

表1 变量统计描述

变量名称	定义和单位	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
逮捕率	人数/万人	7.098	2.561	2.894	15.42
起诉率	人数/万人	8.568	3.305	3.270	24.65
核心解释变量					
社会保障均等化	农村/城市×100	34.82	12.91	3.187	73.63
医疗卫生均等化	农村/城市×100	45.49	11.70	18.98	87.58
教育均等化	农村/平均×100	90.66	9.820	58.85	130.0
其他解释变量					
城乡收入差距	城市/农村	3.034	0.588	2.055	4.759
城市化率	%	48.05	14.73	18.83	89.32
流动人口比重	人数/万人	9.542	11.34	0.654	48.37
人均GDP	万元	2.724	1.783	0.440	9.125

续表

变量名称	定义和单位	均值	标准差	最小值	最大值
人均公检司法支出	元/人	267.6	203.2	40.31	1 159
城市登记失业率	%	3.733	0.688	1.300	6.500
离婚率	%	1.742	0.849	0.487	4.743
性别比	%	103.9	3.420	94.92	115.2
人口密度	1 000 人/平方千米	0.420	0.589	0.008	3.754

注: 时间跨度 2002—2012 年, 样本量为 330 个, 没有包括西藏自治区。表格中的所有变量在构造时, 一旦利用到收入或者经费信息, 诸如城乡人均收入、生均教育经费、公检司法支出等, 全部使用各地区历年 CPI 调整到 2012 年。

本文还对使用的关键变量进行了相关性检验(见表 2)。从表 2 可以看出: 第一, 逮捕率与起诉率显著高度相关, 表明这两个指标之间可以互为代理变量; 第二, 城乡基本公共服务均等化的 3 个方面之间不存在显著相关性, 这也就意味着关键变量之间的多重共线性较弱, 一起进入回归并不会干扰各自的统计显著性, 因此多重共线性不再是接下来的实证分析中所担心的问题; 第三, 城乡基本公共服务均等化的 4 个方面与逮捕率和起诉率之间的均呈负相关关系, 这为接下来的回归结果提供了直觉。

表 2 关键变量的相关性检验

	逮捕率	社会保障均等化	医疗卫生均等化	教育均等化	起诉率
逮捕率	1				
社会保障均等化	0.0426	1			
医疗卫生均等化	-0.2246*	-0.0679	1		
教育均等化	-0.1732*	-0.1671	-0.0184	1	
起诉率	0.8132*	0.0988	-0.1350	-0.1100	1

注: 表中数值表示所有变量在去除时间固定效应和地区固定效应之后的相关程度, 实现步骤是: 每个变量分别对年度虚拟变量使用面板固定效应回归, 记录其回归残差值; 利用回归残差值做相关性检验。\*  $p < 0.05$ 。

## 四、实证检验结果

本文的数据结构是 30 个省份 2002—2012 年的面板数据, 在基准回归中, 系统广义矩(SYS-GMM)估计将社会保障均等化、医疗卫生均等化、教育均等化、公检司法支出、流动人口比重、城乡收入差距、城市化水平以及城市登记失业率均设定为内生变量; 将人均收入、离婚率、性别比以及人口密度视为前定变量加以控制。表 3 是 SYS-GMM 方法估计的基准回归结果。

表 3 基准回归结果——系统广义矩估计(SYS-GMM)

	(1) 逮捕率	(2) 逮捕率	(3) 逮捕率	(4) 逮捕率
逮捕率(滞后期)	0.7836*** (16.36)	0.7197*** (16.19)	0.7268*** (17.16)	0.7261*** (17.10)



续表

	(1) 逮捕率	(2) 逮捕率	(3) 逮捕率	(4) 逮捕率
社会保障均等化	-0.0043 (-0.59)	-0.0013 (-0.23)	-0.0012 (-0.21)	-0.0064 (-1.17)
医疗卫生均等化	-0.0250*** (-3.15)	-0.0153** (-2.34)	-0.0177*** (-2.73)	-0.0159** (-2.39)
教育均等化	-0.0398*** (-3.05)	-0.0286*** (-2.98)	-0.0239** (-2.56)	-0.0247*** (-2.61)
城乡收入差距		0.5645** (2.19)	0.4454* (1.90)	0.4925** (2.17)
城市化率		0.0602*** (3.54)	0.0652*** (4.84)	0.0565*** (4.10)
流动人口比重		0.0309*** (3.28)	0.0386*** (3.77)	0.0267** (2.54)
人均GDP		-0.2695*** (-2.68)	-0.2604*** (-2.75)	-0.2912*** (-2.91)
人均公检司法支出			-0.0012* (-1.86)	-0.0013** (-1.99)
城市登记失业率				0.2772** (2.29)
离婚率				0.2173** (2.07)
性别比				-0.0028 (-0.15)
人口密度				0.4341* (1.93)
Order1 Prob > z	0.0197	0.0100	0.0085	0.0423
Order2 Prob > z	0.5487	0.2092	0.5458	0.4810
Sargan $\chi^2(x)$	17.5584	11.8281	11.8878	10.0294

注:全部回归  $N=300$ ,由于存在变量滞后项,面板回归时损失一期观测值。所有回归模型全部控制省级固定效应和年度固定效应;常数项的估计系数略去;括号内是  $t$  检验值; \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ ; Order1, Order2 和 Sargan 检验验证了 SYS-GMM 工具变量集的有效性(参见 Blundell and Bond, 1998)。

首先,我们关注城乡基本公共服务均等化变量对逮捕率的回归结果。从表3可以看出,医疗卫生均等化和教育均等化显著地降低了刑事犯罪率(模型(1)至模型(4))。根据模型(4)的回归结果,医疗卫生均等化提高1个单位,即医疗卫生的城乡差距缩小1%,会使所在省份的万人犯罪人数相应地降低0.16人;教育均等化提高1个单位,即教育均等化程度提高1%,会使所在省份的万人犯罪人数降低0.25人。而社会保障均

等化虽然与逮捕率也呈现负相关关系,但其影响并不显著。这表明,城乡基本公共服务均等化整体是有助于降低犯罪率的;同时,城乡基本公共服务不同领域的均等化对犯罪率的影响存在差异。

逮捕率滞后期的系数在4个回归方程中均在1%的水平上显著,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,刑事犯罪在中国也存在明显的累积效应。在其他控制变量中,城乡收入差距与逮捕率显著正相关,城乡居民收入差距提高1个单位会提高所在省份万人犯罪人数0.5人,与现有文献(如吴一平和芮萌,2010)的结论比较接近。城市化率也均在1%的显著水平上对逮捕率具有正向影响,即城市化率提高1个单位所在省份万人犯罪人数升高0.6人,这验证了城市化是造成犯罪率上升的原因之一。人均公检司法支出的系数显著为负,这表明政府的公检司法支出对于遏制刑事犯罪还是起到了积极的效果,人均公检司法支出每增加100元所在省份万人犯罪人数下降0.13人。此外,流动人口比重、离婚率、城市登记失业率和人口密度也均对逮捕率产生显著的正向影响,这说明这些因素也是推动刑事犯罪率上升的重要原因。

从公共政策制定的角度来看,我们还需要比较不同因素在犯罪治理中的相对难易程度。但是,遇到不同性质的因素时,我们是无法进行比较的。仍以模型(4)的估计结果为例,人均公检司法支出增加1个单位降低万人犯罪人数0.013人和城乡教育均等化水平提高1个单位降低万人犯罪人数0.25人,哪个因素在犯罪治理中更容易实现我们无法做出判断,因为不同性质的因素变动1个单位的“难度”是不同的。但不同因素变化一个标准差(SD)则可以认为是变化了同样的“难度”。因此,我们计算了对逮捕率影响显著的因素变化一个标准差对逮捕率的边际影响,这样就可以将不同性质的影响因素在犯罪治理中的相对难易程度进行排序。表4结果显示,在本文检验的所有对犯罪率具有显著影响的因素中,人均GDP是控制犯罪最容易实施的手段(0.1179),其次是教育均等化(0.0943),接下来依次是医疗卫生、流动人口比重、城市化率、城市登记失业率、人均公检司法支出、城乡收入差距、离婚率和人口密度。整体来看,城乡基本公共服务均等化(包括医疗卫生均等化和教育均等化)是犯罪治理中最为容易实施的因素。从城乡不平等对犯罪率的影响来看,城乡基本公共服务均等化变动一个标准差对逮捕率的边际影响,显然比城乡收入差距的边际影响更大,因此在犯罪治理中前者比后者更容易实施。而且,本文结果也再次表明犯罪威慑并不是遏制犯罪的最有效手段。

表4 变量标准差(SD)变化的影响

变量名称	估计系数	标准差(SD)	影响方向	SD变化的边际影响
医疗卫生均等化	-0.0159 **	5.8652	-	0.0932
教育均等化	-0.0247 ***	3.8215	-	0.0943
城乡收入差距	0.4925 **	0.1110	+	0.0546
城市化率	0.0565 ***	1.4166	+	0.0800
流动人口比重	0.0267 **	3.2286	+	0.0862
人均GDP	-0.2912 ***	0.4050	-	0.1179
人均公检司法支出	-0.0013 **	55.847	-	0.0726

续表

变量名称	估计系数	标准差(SD)	影响方向	SD变化的边际影响
城市登记失业率	0.2772 <sup>**</sup>	0.2863	+	0.0793
离婚率	0.2173 <sup>**</sup>	0.2087	+	0.0453
人口密度	0.4341 <sup>*</sup>	0.0697	+	0.0303

注:表中列出了模型(5)中显著的变量变化一个标准差(SD)对逮捕率的边际影响。在计算标准差(SD)变化幅度之前,所有变量都去除了固有时间趋势和固有地区差异(去除方法同表2)。

## 五、稳健性检验

为了检验结果的稳健性,本文还进行了一系列稳健性检验。表5汇总了稳健性检验的结果。回归方程(1)特别控制了“严打”政策虚拟变量,同时去除年度固定效应,回归结果全部稳健。回归方程(2)使用差分广义矩(DIF-GMM)估计方法取代基准回归中的系统广义矩(SYS-GMM)估计方法,回归结果也是稳健的。在回归方程(3)中,本文利用“起诉率”指标取代“逮捕率”指标作为衡量犯罪率的代理变量,结果仍然与基准情形一致,只是估计系数的大小有所区别。此外,本文还使用两个理论上有偏的估计方法对本文的实证模型进行了估计,其中回归方程(4)是混合最小二乘法(POLS)估计,该方法对因变量滞后期(即逮捕率滞后期)的估计存在向上偏误,因此存在高估的风险(0.9167);回归方程(5)采用组间(WG)估计,该方法对因变量滞后期(即逮捕率滞后期)的估计存在向下偏误(0.6214),因此有低估的风险(Arellano and Bond, 1991)。本文更倾向于相信,一致的估计值应该介于向上偏误和向下偏误之间。在本文基准回归模型(4)中,逮捕率滞后期的估计系数为0.7261,这是符合判定要求的;而使用差分广义矩(DIF-GMM)估计方法得到逮捕率(滞后期)的估计系数为0.5484,显然超出了这个范围。这也是本文选择系统广义矩估计(SYS-GMM)作为基准情形的原因之一。同时,若在GMM的条件得以满足的前提下,系统广义矩估计(SYS-GMM)也被认为更有效率(Roodman 2009)。尽管回归方程(4)和(5)由于不能解决内生性问题,导致其估计系数和显著性都不具有说服力,但是将其作为范围界定的标准,却是一个有益的信息。

表5 稳健性检验

	(1) 逮捕率	(2) 逮捕率	(3) 起诉率	(4) 逮捕率	(5) 逮捕率
因变量滞后期	0.6655 <sup>***</sup> (16.66)	0.5484 <sup>***</sup> (9.27)	0.7929 <sup>***</sup> (17.91)	0.9167 <sup>***</sup> (31.76)	0.6214 <sup>***</sup> (11.41)
社会保障均等化	-0.0133 <sup>***</sup> (-2.74)	0.0027 (0.43)	-0.0015 (-0.23)	-0.0083 (-1.04)	-0.0050 (-0.08)
医疗卫生均等化	-0.0238 <sup>***</sup> (-3.74)	-0.0177 <sup>***</sup> (-2.97)	-0.0103 <sup>**</sup> (-2.30)	-0.0143 <sup>*</sup> (-1.94)	-0.0252 <sup>*</sup> (-1.87)

续表

	(1) 逮捕率	(2) 逮捕率	(3) 起诉率	(4) 逮捕率	(5) 逮捕率
教育均等化	-0.0264 *** ( -3.09)	-0.0308 ** ( -2.35)	-0.0310 *** ( -2.81)	-0.0025 ( -0.42)	-0.0271 ** ( -2.18)
严打政策	-0.2002* ( -1.78)				
年度固定效应	N	Y	Y	Y	Y
估计方法	SYS-GMM	DIF-GMM	SYS-GMM	POLS	FE
理论一致性	Y	Y	Y	UP	DOWN
处理内生性	Y	Y	Y	N	N
N	300	270	300	300	300

注:表中其他控制变量同表3,年份虚拟变量以及常数项的估计系数略去;括号内是 $t$ 检验值;\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

## 六、机制讨论、结论与政策启示

计量模型严格证明了变量之间的统计关系,我们结合相关文献对影响机制进行进一步的讨论。理论上,个人既可以通过自身的努力达到别人的水平,也可以通过抢夺他人果实的手段达到与他人平等的目的。国家为了诱导个人通过自身努力获得平等,就必须保证与个人能力相关的基本物品的均等分配。这些基本物品包括教育、养老保障以及医疗保障等基本公共服务(姚洋,2002)。当个人没有正常的机会或因社会歧视而缺失平等获取社会目标的机会,他将诉诸犯罪等的其他非法手段谋求利益,从而导致犯罪率的上升(Merton,1938; Daniel,2002)。长期以来,中国的教育、医疗以及社会保障民生支出处于较低水平,导致“上学难、看病难、养老难”成为困扰人们的普遍性社会问题。这些最基本生存保障的缺失,极大地降低了人们犯罪的机会成本,从而导致人们更倾向于从事犯罪活动。进一步的,中国城乡居民在基本公共服务方面存在巨大的差距,农村居民的基本公共服务水平处于更低的水平,使得农村居民具有更高的犯罪倾向,于是会更加显著地推动犯罪率的上升。

教育和健康是最重要的人力资本变量,由于直接影响个人的生存能力、经济参与能力以及财富创造能力,因此直接进入个人的犯罪参与决策。无论是受教育水平的提高还是健康水平的提升,都显著提升个人犯罪的机会成本,从而对降低犯罪率产生正向影响。中国的“上学难、看病难”问题,对于农村居民来说表现得更为严峻。虽然近年来中国的教育经费不断增加,但是优质教育资源更加向城镇集中,农村教育质量的相对降低特别是优质师资的流失,极大地降低了农村学生的学习积极性,“读书无用论”在农村重新抬头,大量较早辍学的低龄化农村劳动力流向城市,显然意味着较低的犯罪成本。对于随迁的进城农民工子女来说,城市中歧视性的教育政策,也大大降低了他们享受城市教育的机会,从而也降低了他们的犯罪成本。现实中,另外一种情形也不得不考虑,即

当教育投入不足,需要父母为子女筹集昂贵的上学费用时,无能为力的父母会铤而走险,走上通过犯罪获取收益的途径(毛颖,2001),显然这对于农村父母来说发生的概率更高。医疗卫生服务在城乡之间的状况与教育一致,更多的优质资源集中在城市。现阶段,中国农村医疗卫生人员业务能力有限,一些农民有病特别是遇到重大疾病和疑难杂症时必须到城市看病,城市中本来就存在的“看病难”更加剧了农民进城看病的难度。当他们最基本的健康需求无法得到有效满足和保障的时候,其从事犯罪活动的机会成本就会非常低,甚至倾向于非理性的报复。从这个意义上来讲,农村居民受教育机会提高和健康需求得到保障,会显著提高他们犯罪的机会成本,从而降低刑事犯罪率。

社会保障是在当一个人遭受风险之后,社会为保障其生存而提供的帮助。就其对刑事犯罪率的影响而言,只有当个人丧失经济来源时其作用才会显现。相关研究表明,在其他条件相同的情况下,缺乏社会保障的外来人口相比较当地居民误入歧途或铤而走险的概率更大(郑筱婷和蓝宝江,2010)。有97.4%的上海涉案农民工子女证实,在没有经济来源时如果能得到社会救济他们将不会犯罪(蔡永彤和王婧,2010)。但是,在现行的社会保障制度下,社会保险对缴费期有过高的要求,而且统筹层次低和缺乏可携带性,从而导致的结果是,遇到金融危机时大约一半的农民工退保(张秀兰等,2009)。因此,仅仅城乡社会保障一体化水平的提高,并没有对犯罪率产生正的影响。

我们的研究得出了一些有意义的结论:第一,城乡基本公共服务均等化总体上有助于降低刑事犯罪率;但是,不同方面的均等化对刑事犯罪率的影响存在差异。其中,医疗卫生均等化提高1个单位会使所在省份的万人犯罪人数相应地降低0.16人;教育均等化提高1个单位会使所在省份的万人犯罪人数降低0.25人;而社会保障均等化对刑事犯罪率的影响并不显著。第二,经济发展是最容易实施的犯罪治理手段;犯罪威慑对于遏制刑事犯罪也起到了积极的效果,但不是最容易实施的手段。第三,从改善城乡不平等治理犯罪的角度,改善城乡基本公共服务均等化相比缩小城乡收入差距更容易。第四,城市化、流动人口比重、离婚率、城市登记失业率和人口密度是推动犯罪率上升的重要原因。

根据本文的结论,我们认为,中国对刑事犯罪行为进行直接打击虽然必不可少,但政策重点应该转向各种社会经济因素的调整。具体包括以下几个方面:(1)在推进中国城乡收入分配制度改革的同时,需要更加重视改善城乡基本公共服务的平等;(2)不断完善农村合作医疗制度和农村教育制度的水平,提高农民医疗卫生和教育水平,利用提高农民的人力资本来降低犯罪率;(3)继续重视犯罪的威慑效应,提高公检司法支出的效率;(4)城市化、流动人口以及离婚率等因素对犯罪率的影响也值得关注。

## 参 考 文 献

- Arellano, M. and S. Bond, 1991, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and An Application to Employment Equations," *The Review of Economic Studies*, 58, 277-97.
- Becker, G. S., 1968, "Crime and Punishment: An Economic Approach," *The Journal of Political Economy*, 76(2): 169-217.
- Blundell, R. and S. Bond, 1998, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of*

- Econometrics*, 87, 115-43.
- Chiu and Madden, 1998, "Burglary and Income Inequality," *Journal of Public Economics*, 69(1): 123-441.
- Edlund, L., H. Li, J. Yi and J. Zhang, 2007, "Sex Ratio and Crime: Evidence from China's One-Child Policy," IZA Working Paper, No. 3214.
- Ehrlich, I., 1973, "Participation in Illegitimate Activities," *The Journal of Political Economy*, 81(3): 521-565.
- Fajnzylber, P., D. Lederman and N. Loayza, 1998, "Determinants of Crime Rates in Latin America and the World: An Empirical Assessment," Washington, D. C: World Bank Publications.
- Fajnzylber, P., D. Lederman and N. Loayza, 2002, "Inequality and Violent Crime," *Journal of Law and Economics*, 45, 1-40.
- Galvin, E. B., 2002, "Crime and Violence in an Urbanizing World," *Journal of International Affairs* 56, 123-145.
- Imrohorglu, A., A. Merlo and P. Ruper, 2004, "What Accounts for the Decline in Crime?" *International Economic Review*, 45(3): 707-730.
- Kelly, M., 2000, "Inequality and Crime," *The Review of Economics and Statistics*, 82(4): 530-539.
- Levitt, S., 1997, "Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime," *American Economic Review*, 87(3): 270-290.
- Levitt, S. and T. Miles, 2007, "Empirical Study of Criminal Punishment," *Handbook of Law and Economics*. 1(2): 455-495.
- Merton, R., 1938, "Social Structure and Anomie," *American Sociological Review*, 3, 672-682.
- Roodman, D. 2009, "How to do xtabond2: An Introduction to 'Difference' and 'System' GMM in Stata," *Stata Journal*, 9(1): 86-136.
- Zhang, J., 1997, "The Effect of Welfare Programs on Criminal Behavior: A Theoretical and Empirical Analysis," *Economic Inquiry*, 1, 120-137.
- 安体富和任强 2007,《公共服务均等化: 理论、问题与对策》,《财贸经济》第8期 48—53页。
- 白建军 2010,《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》第2期 144—159页。
- 蔡永彤和王婧 2010,《上海市外来务工人员子女犯罪问题实证研究——以社会保障制度与犯罪率的互动关系为切入点》,《中南大学学报(社会科学版)》第4期。
- 常修泽 2007,《中国现阶段基本公共服务均等化研究》,《中共天津市委党校学报》第2期 34—35页。
- 陈春良 2010,《刑罚威慑与犯罪治理: 基于我国 1979—1999 省级面板数据的实证研究》,《2010 年度(第八届)中国法经济学论坛论文集(上册)》第 23—38 页。
- 陈春良和易君健 2009,《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》第1期 13—25页。
- 陈刚、李树和陈屹立 2009,《人口流动对犯罪率的影响研究》,《中国人口科学》第4期 52—61页。
- 陈刚、李树和陈屹立 2010,《中国犯罪治理的财政支出偏向: 选择“大棒”还是“胡萝卜”?》,《南开经济研究》第2期 117—135页。
- 陈萍和李平 2014,《如何矫正城乡一体化政策的城市偏向——基于 1978—2012 年省级面板数据的分析》,《学术前沿》第7期 78—85页。
- 陈硕 2012,《转型期中国的犯罪治理政策: 堵还是疏》,《经济学(季刊)》第2期 743—764页。
- 陈硕和刘飞 2013,《中国转型期犯罪的社会成本估算》,《世界经济文汇》第3期 42—64页。
- 陈硕和章元 2014,《治乱无需重典: 转型期中国刑事政策效果分析》,《经济学(季刊)》第4期 1461—1484页。
- 陈屹立和张卫国 2008,《惩罚和严打对犯罪的威慑效应: 基于中国数据的实证研究》,《(第六届)中国法经济学论坛论文集(上)》。
- 胡联合、胡鞍钢和徐绍刚 2005,《贫富差距对违法犯罪活动影响的实证分析》,《管理世界》第6期 34—44页。
- 黄少安和陈屹立 2007,《收入分配不公、国民教育与中国的犯罪率: 1978—2005》,《全国法经济学论坛论文集》。
- 姜全保和李波 2011,《性别失衡对犯罪率的影响研究》,《公共管理学报》第1期 71—80页。
- 康均心和杨新红 2010,《城乡一体化背景下的刑事政策调适——以流动人口犯罪为研究视角》,《法学论坛》第1期 97—104页。

- 李实和罗楚亮 2007,《中国城乡居民收入差距的重新估计》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》第2期 111—120页。
- 李殊琦和柳庆刚 2009,《城乡收入差距、人均收入及失业率对犯罪率的影响——基于2003—2007年我国省级数据的面板分析》,《中南财经政法大学学报》第1期 15—19页。
- 李雪萍和刘志昌 2008,《基本公共服务均等化的区域对比与城乡比较——以社会保障为例》,《华中师范大学学报(人文社会科学版)》第3期 18—25页。
- 林光彬 2004,《等级制度、市场经济与城乡收入差距扩大》,《管理世界》第4期 30—40页。
- 刘德吉 2008,《公共服务均等化的理念、制度因素及实现路径:文献综述》,《上海经济研究》第4期 12—20页。
- 刘瑞明和毛颖 2014,《中国转型时期的离婚与犯罪——法律经济学的解释和验证》,《世界经济文汇》第5期 84—104页。
- 陆铭、陈钊和万广华 2005,《因患寡而患不均:中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响》,《经济研究》第12期 4—14页。
- 麻泽芝和丁泽芸 1999,《相对丧失论——中国流动人口犯罪的一种可能解释》,《法学研究》第6期 123—134页。
- 马晓河和方松海 2005,《我国农村公共品的供给现状、问题与对策》,《农业经济问题》第4期 22—29页。
- 毛颖 2011,《民生支出有助于减低刑事犯罪率吗?——来自中国(1995—2008)省级面板数据的证据》,《南开经济研究》第4期 32—49页。
- 史晋川和吴兴杰 2010,《我国流动人口与刑事犯罪率的实证研究:1997—2007》,《制度经济学研究》第2期 1—20页。
- 万广华 2006,《经济发展与收入不平等:方法和证据》,上海人民出版社。
- 王安和魏建 2013,《城市化质量与刑事犯罪》,《山东大学学报(哲学社会科学版)》第3期 78—89页。
- 王谦 2008,《城乡公共服务均等化的理论思考》,《中央财经大学学报》第8期 12—17页。
- 吴鹏森 2011,《现代化与犯罪——对中国刑事犯罪数据的初步分析》,《现代化的特征与前途——第九期中国现代化研究论坛论文集》。
- 吴一平和芮萌 2010,《收入分配不平等对刑事犯罪的影响》,《经济学(季刊)》第1期。
- 姚洋 2002,《自由公正和制度变迁》,河南人民出版社。
- 张丹丹、王也、Xin Meng和Lisa Cameron 2014,《农民工犯罪类别的决定因素——基于监狱调查数据的实证分析》,《经济学(季刊)》第1期 83—112页。
- 张向达和张家平 2015,《我国城乡收入差距对刑事犯罪率的非线性效应研究》,《财经问题研究》第1期 96—103页。
- 张秀兰等 2009,《农民工养老保险调研报告》,人力资源和社会保障部农民工养老保险研讨会论文。
- 章元、刘时菁和刘亮 2011,《城乡收入差距、民工失业与中国犯罪率的上升》,《经济研究》第2期。
- 郑筱婷和蓝宝江 2010,《犯罪率的增长及其差异:正式与非正式社会支持和保障的视角——基于中国1998—2006年省际面板数据的实证研究》,《制度经济学研究》第3期 125—146页。
- 周建达 2012,《转型期我国犯罪治理模式之转换——从“压力维控型”到“压力疏导型”》,《法商研究》第5期 59—68页。
- 周晓唯和冯薇 2010,《犯罪行为制度诱因的演化博弈分析——基于我国贫困犯罪与制度性不平等的探析》,《第十届中国制度经济学年会论文集》。