

教育对犯罪率的影响研究

陈 刚 李 树

【摘要】在理论上,教育同时具有犯罪预防效应和犯罪扩张效应,因此,教育对犯罪率的净影响是不确定的,同时,不同层次的教育对犯罪率的影响也并非单调的。文章以中国 2000~2008 年的地区数据为样本,研究发现,总体的教育扩张显著降低了中国的犯罪率,这主要受益于小学、初中和高中教育,且其犯罪预防效应随着教育层次的提高而递增;但大学教育不仅未能降低中国的犯罪率,反而还显著促增了诈骗一类的高技能型犯罪。

【关键词】教育 犯罪 劳动力市场 过度教育

【作者】陈 刚 西南政法大学经济学院,讲师;李 树 西南政法大学经济学院,教授。

一、引言

在过去 30 年里在高经济增长的带动和推进下,中国经济社会在许多方面都取得了显著发展。但是,中国经济现在依然面临着诸多的结构性矛盾,一些潜在的社会矛盾和社会冲突变得越来越尖锐。这些社会矛盾和社会冲突日趋激化的一个重要表现就是,中国的犯罪率在转轨时期急剧的恶化了。据统计数据显示,中国公安机关立案的每万人财产犯罪数和暴力犯罪数在过去的 30 年里均大幅度地增加了,每万人总犯罪数由 1978 年的 5.57 起增加到了 2009 年的 41.81 起,增长了 7.5 倍,年均增长率高达 6.7%^①。特别是在 2000 年以后,无论是每万人财产犯罪数还是暴力犯罪数都有一个明显的跳跃式增长(见图)。

针对中国一些典型城市的犯罪分子的个人特征统计显示,犯罪分子的受教育程度普遍偏低,绝大多数犯罪分子只接受过初中及以下教育。例如,20 世纪 90 年代天津市的青少年(14~25 岁)犯罪分子中,具有小学文化程度的占 31.6%~38.4%,初中文化程度的占 46.1%~49.8%,高中文化程度的占 7.8%~11.1%,大学以上文化程度的仅占 0.6%~1.6%(张宝义,2004)。2002 年,在天津市的外来犯罪分子和本地犯罪分子中,具有大学学历的犯罪分

^① 根据相关统计年鉴上对犯罪的统计分类标准,本文将盗窃、诈骗、抢劫定义为财产犯罪,将抢劫、杀人、伤害和强奸定义为暴力犯罪。中国的财产犯罪率与总犯罪率在 1989 和 1992 年出现了较大的波动,这是因为 1989 年公安机关调整了立案不实的情况;1992 年提高了盗窃案的立案标准。如果忽略这两次调整而导致的波动,中国的犯罪率从 20 世纪 80 年代中期到 20 世纪末几乎一直保持着稳定上升的趋势。

子分别仅占 2.5% 和 2.9%，具有高中学历的犯罪者只占 6.9% 和 17.1%，而天津市同期的常住人口中具有大学学历和高中学历的人口分别占 9.5% 和 21.7% (张宝义, 2007)。

那么, 提高居民的受教育机会和受教育水平是否可以有效的预防犯罪? 可能大多数人对这个问题的直觉性判断是肯定的。但是, 发展教育是否真的能够降低中国的犯罪率是一个需要进一步审慎研究的课题, 主要

原因是: (1) 教育对犯罪的净影响不仅在理论上是不确定的, 而且基于西方国家数据样本的经验研究也未能达成一致结论。(2) 中国在 2000 年后的新一轮犯罪高峰期恰恰是教育事业快速发展的一个时期, 其中最重要的就是 1999 年开始的高校扩招政策, 但这些教育发展政策 (至少是高等教育的发展) 现在看来似乎并不具有显著的预防犯罪的作用。(3) 中国现阶段存在的劳动力市场分割和过度教育 (主要是高等教育) 问题也可能对教育与犯罪率间的关系带来冲击。例如, 现有理论认为, 提高人们的合法收益是教育能够预防犯罪的重要渠道, 但是中国现在依然存在的劳动力市场分割和过度教育问题已给教育的合法收益率的增长产生了负面冲击 (何亦名, 2009), 因此, 教育是否能够有效的预防犯罪显然需要更谨慎地去判断。

现有研究文献认为, 教育可能通过以下的 4 种渠道减少了犯罪。(1) 教育提高了人们的人力资本和合法工资收益, 进而提高了准备和实施犯罪的机会成本及犯罪分子被关押的机会成本 (Lochner, 2004)。(2) 接受教育还相应地挤出了人们可用于从事犯罪活动的时间资源 (Witte 等, 1994), 这可被视作是教育的“隔离效应”。(3) 教育提高了人们的道德标准, 增加了犯罪的心理成本 (Fajnzylber 等, 2002)。(4) 教育还改变了人们的时间偏好和风险厌恶程度, 进而提高了人们赋予的在犯罪后所受到的惩罚的权重 (Lochner, 2010)。当然, 教育对犯罪的净影响是不确定的, 因为教育虽然具有犯罪预防效应, 但其同时还具有犯罪扩张效应。首先, 如果说教育提高了人们的人力资本水平和合法工资收益, 那么教育也可能提高了人们的犯罪生产率和犯罪收益 (Ehrlich, 1975), 特别是对于诸如伪造、诈骗、盗用 (公款) 等高技能型犯罪来说更是如此 (Lochner, 2004)。其次, 教育还提高了犯罪分子在实施犯罪后的逃避拘捕和逃避惩罚的能力 (Ehrlich, 1975), 进而降低了犯罪成本。最后, 接受教育虽然挤出了人们可用于从事犯罪活动的时间资源, 但是学校教育还具有“集中效应”, 即学校教育可能因为增加了青少年间的社会互动, 并由此引发更多的学生间的冲突和群体性犯罪, 进而导致犯罪率 (特别是暴力犯罪率) 上升 (Jacob 等, 2003)。

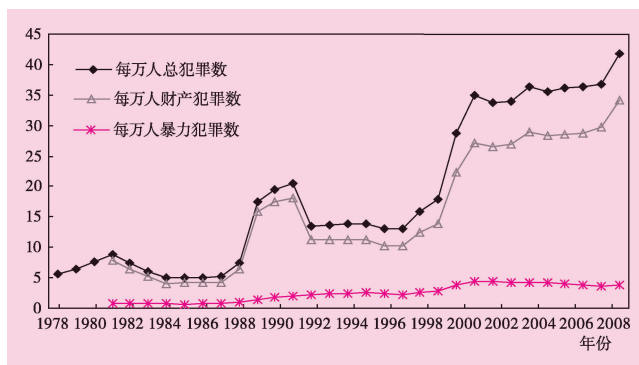


图 1978~2009 年中国的犯罪率变化趋势

资料来源: 作者根据历年《中国法律年鉴》和《中国统计年鉴》整理。

在经验研究方面,早期基于美国微观和宏观数据的研究都并没有发现教育降低犯罪率的证据(Ehrlich, 1975; Witte 等, 1994)。有研究文献注意了教育在犯罪率决定方程中的内生性,并采用工具变量法重新估计了教育对犯罪率的影响。其中,Lochner 等(2004)以美国各州的义务教育法的变革作为教育的工具变量,研究发现教育降低了犯罪率;Lochner(2004)采取类似的策略检验了教育对分类犯罪率的影响,研究发现,教育显著降低了绝大多数类型的犯罪率,但却可能增加诸如伪造、欺诈、盗用等高技能型的“白领犯罪”。同上述基于美国数据的研究相对应,Buonanno 等(2008)和 Machin 等(2010)分别针对西班牙和英国的研究都发现教育降低了犯罪率。Buonanno 等(2009)针对意大利的研究发现,高中教育显著地降低了犯罪率,但大学教育不仅未能降低总犯罪率,反而还提高了欺诈等高技能犯罪。在中国虽然针对犯罪分子个人特征的统计发现犯罪分子的受教育水平普遍偏低(张宝义, 2007),但却没有文献系统研究过教育对中国犯罪率的影响。本文将采用 2000~2008 年中国各省的经验数据,系统研究教育对犯罪率的影响。

二、变量和数据描述

本文接下来将采用 2000~2008 年中国 30 个省份的经验数据^①,系统考察教育对犯罪率的影响。在此之前,我们将详细地介绍计量分析中用到的变量和数据。

首先,是对被解释变量犯罪率的度量。本文是以每万人中人民检察院批准逮捕的刑事犯罪嫌疑人数和每万人中人民检察院提起公诉的刑事犯罪嫌疑人数这两个指标来度量中国的犯罪率。其次,是对核心解释变量教育的度量。在本文中,我们将教育划分为小学、初中、高中和大学及以上 4 个层次,并以劳动力的平均受教育年限来度量各层次的教育水平。具体来说,首先将小学教育年限设定为 6 年,初中和高中均为 3 年,大学及以上为 4 年。然后,将小学教育年限 6 年乘以具有小学及以上受教育程度的劳动力占劳动力总数的比例,得到劳均的小学受教育年限;并按同样的方法得到劳均的初中、高中和大学受教育年限。最后,对劳均的小学、初中、高中和大学受教育年限加总,得到劳动力的平均受教育年限,并以此来度量教育的发展水平。最后,我们还在回归方程中纳入了其他一些影响犯罪率的控制变量,以避免回归方程的遗漏变量偏误问题(见表 1)。

本文所用的基础数据中,各地区人民检察院批准逮捕和提起公诉的刑事犯罪嫌疑人数摘自相应年份的《中国检察年鉴》;各地区劳动力的受教育程度构成摘自相应年份的《中国劳动统计年鉴》^②;各地区的 20%城镇中等收入和中低收入家庭的人均可支配收入摘自各地区统计年鉴;其他未特别说明的数据均来自《中国统计年鉴》。

① 西藏、香港、澳门和台湾的相关数据缺失严重或不可得而未纳入本文的研究样本。

② 《中国劳动统计年鉴》上没有 2001 年各地区劳动力受教育程度的统计,本文选择以 2000 和 2002 年的平均值来替代。

表 1 变量定义

变 量	定 义	最大值	最小值	标准差
犯罪率	每万人中被批准逮捕的犯罪嫌疑人(对数)	2.73	1.10	0.35
	每万人中被提起公诉的犯罪嫌疑人(对数)	2.94	1.06	0.39
教育	劳动力平均受教育年限	10.27	5.78	0.85
非法工资	城镇 20%中等收入组居民人均可支配收入(对数)	9.89	8.35	0.32
合法工资	城镇 20%低收入组居民人均可支配收入(对数)	9.22	7.62	0.32
人口密度	人口密度(人/平方公里)(对数)	8.00	1.97	1.24
失业率	城镇登记失业率(%)	6.50	0.80	0.73
城镇化率	非农业人口占总人口的百分比(%)	89.09	15.23	17.51
劳动力参与率	15~64 岁人口占总人口的百分比(%)	80.18	63.46	3.61
“严打”行动	2001 年 4 月至 2002 年底的“严打”行动	1.00	0.00	0.42

三、计量分析

(一) OLS 估计结果

下面将利用上述数据来检验教育对中国犯罪率的影响。先暂时不考虑教育变量的内生性,采用 OLS 估计方程,结果如表 2 所示。表 2 数据显示,当不控制地区变量和年份变量时(模型 1 和模型 4),教育变量的估计系数并不显著,但在逐次控制住地区变量^①和年份变量后,教育变量的估计系数显著为正。结果似乎说明教育不仅未能降低,反而提高了中国的犯罪率。

然而,简单接受表 2 中的估计结果显然过于草率。因为在犯罪率决定方程中,教育变量是一个明显的内生变量(Lochner 等,2004)。首先,回归方程中被遗漏的因素可能导致教育变量的内生性。例如,由于没能在回归方程中控制住人们的时间偏好对犯罪率的影响,结果就会导致教育变量与随机扰动项是相关的。因为对于那些具有较低时间偏好的人来说,由于他们赋予犯罪后所受到的惩罚的权重较低,因此可能会从事更多的犯罪活动;同时,由于他们赋予接受教育所增加的未来收益的权重较低,还会减少教育投资。其次,犯罪率与教育之间还可能存在反向的因果关系。例如,在犯罪率较严重的时期,政府可能会增加用于阻止和惩罚犯罪的资源投入,但这也可能相应地挤出了用于发展公共教育的资源,进而降低了人们的受教育机会和受教育水平。显然,教育变量的内生性将会使参数的 OLS 估计量有偏且非一致的。

(二) 2SLS 估计结果

解决内生解释变量问题的有效策略是寻找作为教育这个内生变量的有效工具变量,然后采用二阶段最小二乘法(2SLS)来估计犯罪率决定方程。本文以 2006 年在各地开始实施

^① 为了节约自由度,我们是按照八大经济区来设置的地区变量,而非为每个地区都设置 1 个虚拟变量。

表2 OLS 估计结果

	每万人中被批准逮捕的犯罪嫌疑人数			每万人中被提起公诉的犯罪嫌疑人数		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
教育	0.036 (0.036)	0.129*** (0.031)	0.075** (0.030)	-0.014 (0.035)	0.071** (0.029)	0.029 (0.028)
非法工资	0.429** (0.166)	0.142 (0.144)	1.253*** (0.194)	0.523*** (0.162)	0.394*** (0.133)	1.255*** (0.183)
合法工资	0.086 (0.169)	0.230* (0.135)	-0.144 (0.131)	0.166 (0.165)	0.252* (0.124)	-0.025 (0.124)
人口密度	-0.038** (0.018)	-0.037* (0.021)	-0.035* (0.018)	-0.052*** (0.018)	-0.047** (0.019)	-0.045*** (0.017)
失业率	-0.038 (0.024)	-0.075*** (0.022)	-0.026 (0.021)	-0.006 (0.024)	-0.040** (0.020)	-0.003 (0.020)
城镇化率	0.007*** (0.002)	0.004*** (0.001)	0.003* (0.001)	0.008*** (0.002)	0.004*** (0.001)	0.003** (0.001)
中青年人口比率	-0.016** (0.007)	-0.009 (0.008)	-0.013* (0.008)	0.002 (0.007)	-0.009 (0.008)	-0.011 (0.007)
“严打”行动	0.076* (0.043)	0.044 (0.034)	-0.121** (0.052)	0.101** (0.042)	0.070** (0.031)	-0.034 (0.049)
常数项	-1.794** (0.774)	-1.278* (0.667)	-7.188*** (0.965)	-4.179*** (0.752)	-3.302*** (0.616)	-8.040*** (0.911)
地区变量	否	是	是	否	是	是
年份变量	否	否	是	否	否	是
\bar{R}^2	0.401	0.641	0.717	0.544	0.754	0.797
观测值	270	270	270	270	270	270

注：*、**、*** 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著；括号中的数值是估计系数的标准差。下同。

的义务教育学杂费减免政策和滞后 5 年的出生率作为教育的工具变量^①，并采用 2SLS 重新估计了犯罪率决定方程，结果如表 3 所示^②。从表 3 可以看出，当未在回归方程中纳入地区和年份变量时（模型 1 和模型 3），Sargan 检验 P 值未能拒绝工具变量与随机扰动项相关的原假设；但我们在回归方程中控制住地区和年份变量后（模型 2 和模型 4），Sargan 检验 P

① 各地区义务教育学杂费减免政策的赋值情况是这样的。首先为各地区的农村义务教育学杂费减免政策赋值，即如果某地区在当年实行了农村义务教育学杂费减免政策，就在当年及之后年份给其赋值为 1；反之，则赋值为 0。然后再为各地区城市义务教育学杂费减免政策赋值，即如果某地区是在 2008 年春实施的城市义务教育学杂费减免政策，则该地区 2008 年及之后赋值为 1，2008 年之前赋值为 0；如果某地区是在 2008 年秋实施的城市义务教育学杂费减免政策，则该地区在 2008 年赋值是 0.5，2008 年之后赋值是 1，2008 年之前赋值是 0。最后将各地区的农村义务教育学杂费减免政策和城市义务教育学杂费减免政策的赋值加总，就得到了各地区义务教育学杂费减免政策总的赋值情况。

② 由于篇幅限制，本文省略了一阶段回归结果。

值拒绝了工具变量与随机项相关的原假设,说明此时以义务教育学杂费减免政策和滞后 5 年的生育率作为劳动力平均受教育年限的工具变量满足有效工具变量的第二个条件。

表 3 2SLS 二阶段估计结果

	每万人中被批准逮捕的犯罪嫌疑人数		每万人中被提起公诉的犯罪嫌疑人数	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
教育	-0.150(0.221)	-1.749*(0.927)	-0.187(0.214)	-1.417*(0.745)
非法工资	0.519*** (0.202)	3.697*** (1.437)	0.607*** (0.195)	3.192*** (1.153)
合法工资	-0.044(0.232)	-1.433*(0.820)	0.045(0.224)	-1.047(0.658)
人口密度	0.004(0.053)	0.336*(0.199)	-0.012(0.051)	0.249(0.160)
失业率	-0.067(0.042)	-0.141(0.100)	-0.033(0.041)	-0.094(0.080)
城镇化率	0.011** (0.005)	0.044** (0.021)	0.012** (0.005)	0.036** (0.017)
中青年人口比率	0.001(0.021)	0.027(0.036)	0.018(0.020)	0.021(0.029)
“严打”行动	0.103*(0.054)	-0.048(0.201)	0.126** (0.052)	0.024(0.161)
常数项	-1.542*(0.850)	-10.328*** (3.996)	-3.945*** (0.823)	-10.528*** (3.208)
地区变量	否	是	否	是
年份变量	否	是	否	是
Sargan 检验 P 值	0.00	0.45	0.00	0.41
Uncentered R ²	0.98	0.86	0.98	0.92
观测值	270	270	270	270

表 3 中的模型 2 和模型 4 的估计结果显示,教育变量的估计系数显著为负,说明增加劳动力的平均受教育年限显著降低了犯罪率,意味着通过发展教育的确可能是一项有效降低中国犯罪率的政策。同时,估计结果还说明劳动力的平均受教育年限每增加 1 年,大约可以令中国的犯罪率降低 1.4~1.8 个百分点,这个比例远低于美国(Lochner 等,2004)和英国(Machin 等,2010)等西方国家^①。可能的原因解释有两个:一是中国的教育质量要落后于西方国家,而更高质量的教育可能会具有更好的预防犯罪的作用(Lochner,2010);二是中国当前存在的劳动力市场分割和过度教育问题降低了教育的合法收益率,进而弱化了教育的犯罪预防效应。分割的劳动力市场和过度教育问题,将会对中国的教育收益率的增长产生负面冲击。有证据表明,中国的教育收益率在 2000 年以后的增长速度明显趋缓,其中,高等教育的收益率甚至出现了下降的趋势(何亦名,2009)。教育的合法收益率的下降,其结果就弱化了教育的犯罪预防效应,因为教育通过提高劳动者获得合法工作的机会及合法工资率,进而是犯罪的机会成本使其能够成为预防犯罪的重要渠道,甚至可能是最重要的渠道。

(三) 不同层次的教育对犯罪率的影响

考虑到不同层次的教育的合法收益率是不一样的,而且不同层次的教育对人们的道德

^① Lochner 等(2004)针对美国的研究发现,居民平均受教育年限每增加 1 年将使犯罪率降低 11%; Machin 等(2010)针对英国的研究也发现,居民平均受教育年限每增加 1 年甚至可以令男性犯罪率降低 30%。

标准和时间偏好的影响也有可能存在差异,因而,不同层次的教育对犯罪率的影响可能并非单调的。实际上,在现有的文献中也存在类似的观点。例如,Lochner(2004)曾经指出,教育不仅提高了合法工资收益,而且同时也提高了犯罪的收益,因此,教育可能降低盗窃、抢劫等低技能型犯罪,也可能提高诈骗等高技能型犯罪;Buonanno等(2009)也指出,在教育水平较低的阶段,教育能够降低犯罪率;而在教育水平较高的阶段,教育则可能提高技能型的“白领犯罪”。本文采用2SLS分别估计小学、初中、高中和大学及以上教育层次对犯罪率的影响,结果如表4所示。

结果显示,劳动力平均小学、初中和高中受教育年限均显著降低了中国的犯罪率,同时,其犯罪预防效应依次递增。其中,劳动力平均小学受教育年限每增加1年可以降低犯罪率2.4~3.0个百分点,初中教育年限每增加1年可以降低犯罪率4.0~5.0个百分点,高中教育年限每增加1年则可以降低犯罪率5.4~6.5个百分点。但是,劳动力平均大学受教育

表4 不同层次的教育对犯罪率影响的2SLS估计结果

	每万人中被批准逮捕的犯罪嫌疑人数				每万人中被提起公诉的犯罪嫌疑人数			
	小学 模型1	初中 模型2	高中 模型3	大学 模型4	小学 模型5	初中 模型6	高中 模型7	大学 模型8
教育	-2.994** (1.456)	-4.954 (3.167)	-6.544** (3.299)	40.784 (415.0)	-2.43*** (1.182)	-3.993* (2.521)	-5.363** (2.662)	37.082 (378.6)
非法工资	2.31*** (0.823)	2.730** (1.198)	5.347** (2.144)	-27.803 (296.7)	2.07*** (0.668)	2.403** (0.954)	4.57*** (1.730)	-25.216 (270.7)
合法工资	-0.523 (0.491)	-1.432 (0.966)	-2.274** (1.162)	12.963 (133.9)	-0.310 (0.398)	-1.041 (0.769)	-1.748* (0.938)	11.920 (122.2)
人口密度	0.142 (0.100)	0.591 (0.397)	0.376* (0.210)	-1.476 (14.82)	0.093 (0.081)	0.453 (0.316)	0.285* (0.170)	-1.363 (13.52)
失业率	-0.067 (0.079)	-0.157 (0.122)	-0.190 (0.116)	0.862 (9.09)	-0.034 (0.064)	-0.106 (0.097)	-0.135 (0.093)	0.807 (8.295)
城镇化率	0.015** (0.007)	0.054* (0.032)	0.089** (0.043)	-0.320 (3.29)	0.013** (0.006)	0.044* (0.026)	0.074** (0.035)	-0.291 (3.008)
中青年人口比率	0.028 (0.034)	0.036 (0.045)	0.064 (0.049)	-0.149 (1.41)	0.022 (0.028)	0.028 (0.036)	0.052 (0.039)	-0.136 (1.288)
“严打”行动	-0.156 (0.187)	-0.103 (0.223)	-0.258 (0.214)	1.050 (11.9)	-0.064 (0.152)	-0.020 (0.177)	-0.147 (0.173)	1.030 (10.89)
常数项	-1.468 (4.475)	-8.135* (4.172)	-29.64** (11.86)	145.978 (1560)	-3.338 (3.632)	-8.75*** (3.321)	-26.4*** (9.570)	131.292 (1423)
地区变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份变量	是	是	是	是	是	是	是	是
Sargan 检验 P 值	0.52	0.38	0.96	0.72	0.48	0.34	0.91	0.75
Uncentered R ²	0.88	0.82	0.85	-3.20	0.93	0.90	0.91	-2.18
观测值	270	270	270	270	270	270	270	270

年限却不具有显著的犯罪预防效应。主要原因可能是,教育在提高人们获得合法工作的机会和合法工资收益而具有犯罪预防效应的同时,还可能提高犯罪生产率和犯罪收益(Ehrlich, 1975),从而具有犯罪扩张效应。对于大学这类高层次教育来说,其犯罪预防效应和犯罪扩张效应可能相互抵消。在中国,大学教育的合法收益率的停滞和下降,一方面抑制了大学教育的通过提高劳动者的合法收益而产生的犯罪预防效应;另一方面;还可能造成那些无法在合法劳动力市场上实现预期教育回报率的高学历人员转而在“非法”劳动力市场上就业以获取预期的回报率,并由此增加了教育的犯罪扩张效应,特别是诈骗一类的高技能犯罪,因为具有较高人力资本水平的高学历者从事高技能型犯罪可能更具有比较优势(Lochner, 2004)。据统计资料显示,中国的每万人诈骗犯罪数和诈骗犯罪占犯罪总数的比率这两个指标自1981年以来均持续上升,特别是在2005年以后,其增长速度明显更快了,年均增长速度高达11.8%。同时,中国的诈骗等高技能型犯罪上升的宏观教育背景恰恰是中国在1999年实施高校扩招之后,“合法”劳动力市场上的“知识失业”和大学毕业生失业现象变得越来越严重^①(赖德胜、田永坡, 2005)。现在看来,上述经验性事实可能并非是巧合。

为了进一步检验中国的大学教育对诈骗等高技能型犯罪的影响,笔者在一些地方统计年鉴上收集了2000~2008年上海、江苏、河南、安徽和重庆等5个省(直辖市)的公安机关立案的每万人诈骗犯罪数和诈骗犯罪占总犯罪数的百分比两个变量,然后用其对劳动力平均受大学教育年限及其他解释变量进行了2SLS估计。结果显示,在样本容量改变之后,劳动力平均受大学教育年限对犯罪率的影响依然是不显著的,这同先前的估计结果是相类似的;但劳动力平均受大学教育年限却在0.1的显著性水平上提高了诈骗犯罪占总犯罪数的百分比。结果意味着,中国当前的大学教育的确可能促增了诈骗一类的高技能型犯罪。主要原因正如前文中指出的那样,可能是因为中国当前存在的过度的大学教育及分割的劳动力市场已经抑制和阻碍了大学教育的合法收益率的增长,其结果是一些受过高等教育的劳动力无法在合法劳动力市场上获得预期的教育回报率,这将促使他们转而在非法劳动力市场上实现就业以获取预期的教育回报率,并进而促增了诈骗等高技能型犯罪。上述观点也得到了针对2004~2007年广东省高学历人员犯罪的调查报告的支持,调查结果显示,“过大的就业压力是高学历人员犯罪的主要原因,犯罪手段的技术化则是高学历犯罪的主要特点”^②。

五、结 语

本文采用中国2000~2008年各地区的经验数据,系统研究了教育对中国犯罪率的影响。研究发现,从总体上看,发展教育的确能够显著降低中国的犯罪率,但不同层次的教育对犯

^① 赖德胜、田永坡(2005)发现,伴随高等教育规模的扩张,大学毕业生的就业难度日益增加。从公布的高校毕业生就业率来看,1996~2004年分别为93.7%、97.1%、76.8%、79.3%、82.0%、90.0%、80.0%、70%和73%,总体呈下降趋势。

^② 《广东省高学历人员犯罪问题调研报告》(<http://www.gd.jcy.gov.cn/>)。

罪率的影响有明显的差异。具体来说,小学、初中和高中教育显著地降低了中国的犯罪率,而且,其犯罪预防效应随着教育层次的提高而递增。但是,大学教育不仅未能降低中国的总犯罪率,反而还显著促增了诈骗一类的高技能型犯罪。

本研究说明,发展教育同样是一项有效的犯罪预防政策,而且与刑事政策相比,通过发展教育来预防犯罪还将会具有更高的社会收益。同时,预防犯罪的教育发展政策对于不同层次的教育来说应该是有所区别的,政策的瞄准重点是大力发展小学、初中和高中教育,大学教育则应由之前注重规模的扩张向质量的提高转变。如果发展教育与弱化和取缔劳动力市场上的分割壁垒等政策一起联动,则还可以更进一步的促进和提高教育(包括大学教育)的犯罪预防效应。

参考文献:

1. 陈刚(2010):《犯罪经济学视角下的中国经济转型期犯罪率》,《中国社会科学报》,第58期。
2. 何亦名(2009):《教育扩张下教育收益率变化的实证分析》,《中国人口科学》,第2期。
3. 赖德胜、田永坡(2005):《对中国“知识失业”成因的一个解释》,《经济研究》,第11期。
4. 张宝义(2004):《90年代天津市青少年犯罪人口的构成及其变动》,《人口研究》,第1期。
5. 张宝义(2007):《天津市居民与外来人口中犯罪者的特征比较研究》,《南方人口》,第1期。
6. Buonanno, P. and L. Leonida (2009), Non Market Effects of Education on Crime: Evidence from Italian Regions. *Economics of Education Review*. 28(1): 11-17.
7. Buonanno, P. and D. Montolio (2008), Identifying the Socio-economic and Demographic Determinants of Crime Across Spanish Provinces. *International Review of Law and Economics*. 28: 89-97.
8. Ehrlich, I. (1975), On the Relation between Education and Crime. 313-338, in *Education, Income, and Human Behavior*, edited by F.T. Juster, NBER.
9. Fajnzylber, P., D. Lederman, and N. Loayza (2002), What Causes Violent Crime?. *European Economic Review*. 46: 1323-1357.
10. Jacob, B. and L. Lefgren (2003), Are Idle Hands the Devil's Workshop? Incapacitation, Concentration, and Juvenile Crime. *American Economic Review*. 93: 1560-1577.
11. Lochner, L. and E. Moretti (2004), The Effect of Education on Crime: Evidence from Prison Inmates, Arrests, and Self-reports. *American Economic Review*. 94(1): 155-189.
12. Lochner, L. (2004), Education, Work, and Crime: A Human Capital Approach. *International Economic Review*. 45(3): 811-843.
13. Lochner, L. (2010), Education Policy and Crime. NBER Working Paper No. 15894.
14. Machin, S., O. Marie, and S. Vujić (2010), The Crime Reducing Effect of Education. CEP Discussion Paper No. 979.
15. Mayston, D. and J. Yang (2008), A Pecking Order Analysis of Graduate Overeducation and Education Investment in China. Department of Economics, University of York, Discussion Paper No. 2008/25.
16. Witte, A.D. and H. Tauchen (1994), Work and Crime: An Exploration Using Panel Data. NBER Working Paper No. 4794.

(责任编辑:朱犁)