

劳动力外出就业与农村犯罪

——基于中国村级面板数据的实证分析

张海鹏 陈 帅*

内容提要 农村劳动力大规模外出就业深刻地改变了中国农村的社会结构,也引致了一系列社会后果,农村犯罪率的变化就是一个重要表现。农村劳动力外出就业对农村犯罪同时产生“转移效应”和“创造效应”,共同推动农村犯罪率的变化。本文基于全国225个村2000年、2005年和2010年的三期面板数据,借助极端天气对农业和非农收入结构造成的外生冲击,实证考察了劳动力外出就业对农村犯罪率的影响。研究发现,农村劳动力外出就业形成的犯罪“创造效应”大于“转移效应”,导致农村犯罪率上升。农村劳动力外出就业每增加1%,将使农村刑事犯罪率和违反治安管理条例案件发生率分别增加0.28%和0.62%,但对农村民事纠纷发生率没有显著影响。本文的研究结论呼吁政府重视农村留守人员的安全问题。

关键词 农村劳动力 外出就业 农村犯罪

一 引言

近年来,随着中国犯罪问题变得日益严峻,如何遏制犯罪率的攀升成为学术研究

* 张海鹏,中国社会科学院农村发展研究所,电子邮箱:zhang-hp@cass.org.cn;陈帅,北京大学光华管理学院和北京大学经济政策研究所,电子邮箱:shuaichenyz@pku.edu.cn。本研究得到国家社会科学基金重点项目“构建一体化的新型城乡关系研究”(项目编号:15azd020)、国家自然科学基金青年科学基金项目“中国耕地复种指数的时空变化及其社会经济影响因素研究——基于县级面板数据的实证分析”(项目编号:71403291),以及中国博士后科学基金面上项目“气候变化、国家粮食安全与社会福利”(项目编号:2015M580900)的资助。

的热点。无论是犯罪社会学还是犯罪经济学，都强调社会环境变化对犯罪率的影响。改革开放以来，中国发生的一系列社会变化中，规模空前的“民工潮”无疑是最为剧烈的变化之一。农村人口大规模流向城市不但改变了中国的经济结构，也使中国的社会结构发生了深刻的变化。学术界也意识到大规模人口流动对犯罪率攀升的影响，并展开了一系列实证研究（王志强，2006；朱志华等，2009；陈刚等，2009；史晋川、吴兴杰，2010a，2010b；章元等，2011；金诚等，2014）。这些研究对于理解人口流动和犯罪率之间的关系，以及制定犯罪治理政策都具有重要的价值。

但是，从人口流动与犯罪率的关系来看，这些研究绝大多数只关注了流动人口在流入地（城市）的犯罪问题，而忽略了人口流动对流出地（农村）犯罪率的影响。事实上，农村劳动力大规模外出就业对农村的人口结构、居住形态、生产和生活方式以及思想观念，都产生了深刻影响。从犯罪经济学的角度分析，犯罪行为是个人理性选择的结果，当犯罪的预期收益大于成本的时候，犯罪就会发生（Becker，1968）；而个人犯罪的成本取决于惩罚概率和惩罚严厉程度，即惩罚概率上升或惩罚严厉程度增加都将抑制犯罪行为（Sjoquist，1973；Machin & Meghir，2004）。农村劳动力大规模外出就业引致的农村社会结构变化，通过改变农村地区犯罪的成本与收益，进而对农村犯罪率产生影响。针对农村地区犯罪问题的相关研究（张学超，2010，2015；孔庆龙，2012；刘业凤，2010；方真，2010），也都将劳动力外出就业归结为农村犯罪率上升的关键因素之一。在这个意义上，进一步分析农村劳动力外出就业对农村犯罪率的影响，能全面理解转型期人口流动和犯罪率的关系。另外，从提高犯罪治理政策有效性的角度来看，城市犯罪和农村犯罪的具体发生机制显然存在差异，因此有必要针对农村犯罪问题展开专门研究。

现有研究为理解劳动力外出就业对农村犯罪率的影响提供了很好的基础。但是，这些研究大都是基于犯罪学和社会学的视角，以案例分析为主，缺乏严格意义上的统计分析，研究结论尚不具备普遍意义。针对现有研究的不足，本文采用经济学方法，通过对微观调查数据的分析，实证检验农村劳动力外出就业与农村犯罪率的关系。本文的特色包括：第一，利用覆盖全国的村级数据反映中国农村犯罪率的变化；第二，控制其他影响农村犯罪率的因素，剥离出农村劳动力外出就业对农村犯罪率的真实影响；第三，采用合适的工具变量解决关键变量的内生性问题，得到更加稳健的结论；第四，估计农村劳动力外出就业对农村犯罪率影响的精确弹性，为未来的政策设计提供可靠的依据。

本文剩余部分的结构安排如下：第二部分是关于劳动力外出和农村犯罪率关系的

理论分析；第三部分是本文的实证分析框架；第四部分介绍数据来源与变量构造；第五部分分析实证结果；第六部分是本文的研究结论和政策启示。

二 劳动力外出和农村犯罪的理论分析

根据犯罪经济学的基本理论（Becker, 1968; Machin & Meghir, 2004），并结合中国的现实特征，本文认为，中国农村劳动力外出就业对于农村地区的犯罪存在着“转移效应”和“创造效应”，两者共同推动了农村犯罪率的变化。

一方面，农村劳动力大规模外出就业具有降低农村犯罪率的效应，可以称之为犯罪“转移效应”。人口的年龄结构和性别结构与犯罪之间存在着密切关系。一般而言，男性青年人口占总人口比重越大，越可能带来更多的暴力犯罪。中国人口流动正是以青壮年男性劳动力为主。2009年农民工监测调查报告显示，当年外出农民工中30岁以下的占61.6%，其中男性占65.1%^①。也就是说，从人口结构特征的角度来看，外出农民工群体整体上具有较高的犯罪倾向。随着这部分犯罪倾向较高的群体从农村流向城市，犯罪也相应地呈现从农村向城市转移的趋势。因此，中国刑事罪犯与流动人口无论在变化周期、空间分布还是结构构成上，都存在较高的一致性（史晋川、吴兴杰，2010b）。再比如，2008年的金融危机导致大量外出务工人员返乡，从而导致农村犯罪率上升。陆川县人民法院2007年审理农村案件82件132人，而2008年增加到136件156人。这些证据也从反面印证，农村劳动力外出就业具有降低农村犯罪率的转移效应。

另一方面，农村劳动力外出就业还具有增加农村犯罪率的效应，本文称之为犯罪“创造效应”。首先，大量青壮年劳动力外出就业，使农村地区的犯罪防御能力大大降低，从而减少了犯罪惩罚的概率；不仅如此，留守老人、儿童和妇女的脆弱性，也增加了潜在犯罪的成功概率。其次，青壮年父母同时外出就业形成大量农村留守儿童，由于家庭教育的缺失，留守青少年犯罪问题也越来越严重。例如，2009年上半年，重庆市酉阳县检察机关处理的留守儿童犯罪案件占全部刑事案件的20%；重庆市彭水县2010年1月至9月审理的“两抢一盗”犯罪案件中，青少年犯罪占81.2%，而其中95.3%的犯罪主体是留守儿童（张汝铮，2015）。最后，农村劳动力外出就业

^① 来自《2009年农民工监测调查报告》，参见国家统计局网站：http://www.stats.gov.cn/zjtj/ztfx/fxbg/201003/t20100319_16135.html。

显著地提升了农村的离婚率（高梦滔，2011），而离婚率的上升也会推动农村犯罪率的上升。

上述分析表明，农村劳动力外出就业产生的犯罪“转移效应”和“创造效应”对农村犯罪率的影响正好相反，孰强孰弱无法在理论上做出判断；而且两种效应在地区之间的表现也各不相同，因而现有案例分析的结论在推广的时候必须谨慎。有鉴于此，本文的实证研究旨在基于覆盖全国范围的村级面板数据，采用适当的识别策略，甄别农村劳动力外出对农村犯罪率的影响，估计两者之间的弹性，为遏制农村犯罪的政策设计提供学术参考。

三 实证分析框架

本文实证部分关注农村劳动力外出就业对农村犯罪率的影响。由于农村劳动力外出就业的选择同时也受到当地社会治安状况的影响，实证模型所关注的关键变量（农村劳动力外出就业）与因变量（农村犯罪率）之间可能存在反向因果关系（Borland & Hunter, 2000），因此，有必要采用适当的识别策略来处理变量内生性问题。不仅如此，除了实证研究所关注的劳动力外出就业变量外，实证模型还必须控制那些既与外出就业选择有关，又影响农村犯罪的其他因素，如农村的土地状况、经济发展水平、人口结构以及村干部素质等，以避免出现遗漏变量偏误。控制并剥离其他因素对农村犯罪率的影响，也有助于精确地甄别劳动力外出就业的边际效应。基于上述分析，本文构建了如下实证模型：

$$Y_{r,t} = \alpha + \beta \times O_{r,t} + Z_{r,t}\gamma + f_r + g_t + \varepsilon_{r,t} \quad (1)$$

$$O_{r,t} = \delta + W_{r,t-1}\theta + Z_{r,t}\tau + h_r + k_t + \nu_{r,t} \quad (2)$$

其中，下标 r 和 t 分别表示村和年份； $Y_{r,t}$ 衡量农村犯罪率^①，包括刑事犯罪率、违反治安管理条例案件发生率和民事纠纷案件发生率； $O_{r,t}$ 表示年内农村劳动力外出就业人数，是本文实证所关注的关键变量； $Z_{r,t}$ 包括所有既与农村劳动力外出就业有关，又影响农村犯罪的其他因素。地区固定效应 f_r 和 h_r 控制村的地形、传统民俗、基础设施等所有不随时间变化的地区固有差异，而时间固定效应 g_t 和 k_t 则捕捉全国性的严打政策、农业科技进步等所有不随地区改变的特定因素； $\varepsilon_{r,t}$ 和 $\nu_{r,t}$ 表示实证模型的随机扰

① 在实证分析当中，本文采用了比较宽泛的农村犯罪概念，既包括农村刑事犯罪，也包括违反治安管理条例和民事纠纷。

动项。

如前文所述,鉴于劳动力外出就业选择与农村犯罪率之间存在反向因果关系,因而 $O_{r,t}$ 是明显的内生变量,必须处理内生性问题。本文利用滞后一期的极端天气($W_{r,t-1}$)作为当期农村劳动力外出就业($O_{r,t}$)的工具变量(IV),如(2)式所示。这样做的理由有两个。第一,一旦某地上年极端天气频发,极有可能冲击上年的农业生产,导致农业产出的不确定性增加,从而改变农村劳动力对当年农业收益的预期,理性的农村劳动力会随之调整其当年在农业与非农就业之间的时间分配,以实现劳动预期收益最大化(Mishra & Goodwin, 1997)。或者说,理性的农村劳动力会根据预期在农业与非农就业之间合理配置时间,最终使农业劳动与非农就业的边际收益相等(Huffman, 1980; El-Osta & Morehart, 2008)^①;在数据上表现为,当年劳动力外出就业的人数会因为受到上年极端天气的冲击而变化。第二,上年的极端天气($W_{r,t-1}$)与实证模型(1)当年的残差项($\varepsilon_{r,t}$)之间,在经济意义上没有相关性;即便上年的极端天气($W_{r,t-1}$)与当年的农村犯罪率($Y_{r,t}$)之间具有统计意义上的相关性,其也可能是通过改变农村劳动力外出就业($O_{r,t}$)而传导到当年的农村犯罪率($Y_{r,t}$)。因此,在本文的研究情形中,滞后一期的极端天气($W_{r,t-1}$)在理论分析上符合工具变量的全部必要条件。一旦 $W_{r,t-1}$ 能够通过工具变量的有效性检验,那么本文所采用的实证策略就能够甄别出农村劳动力外出就业与农村犯罪率之间的因果关系。

至此,本文实证所关注的农村劳动力外出就业变量($O_{r,t}$)的系数 β ,可以被解释为农村劳动力外出就业与农村犯罪率之间的因果关系,即在所有其他条件($Z_{r,t}$ 、 f_r 和 g_t)不变的情况下,农村劳动力外出就业增加一个单位对农村犯罪率($Y_{r,t}$)的影响;如果关键变量($O_{r,t}$)与因变量($Y_{r,t}$)都采用对数形式的设定, β 的经济意义就是两者之间的弹性。

四 数据来源与变量构造

(一) 数据来源与样本分布

本文的研究样本覆盖了分布在全国范围内的225个村庄,村庄数据来源于农业

^① El-Osta & Morehart(2008)认为,非农就业给农户提供了稳定的家庭收入,减少了农业生产的不确定性。因此,可以将非农就业视为农户收入的风险管理工具。

部“全国农村固定观察点系统”，包括这些村庄在2000年、2005年和2010年的村级年度面板数据^①。同时，本文实证部分还使用了位于村庄内部或村庄周边187个气象观测站的“日值”气象数据，该数据来源于“中国气象科学数据共享服务网”所提供的“中国地面气候资料日值数据集（V3.0）”。本文根据村域中心点坐标和气象站点的坐标信息，采用空间距离最短原则，实现了村级数据库与气象数据库的连接^②。

通过对各村刑事犯罪案件的统计分析可以发现，全部样本村的年均刑事犯罪案件数量为每年0.27起，其中，有63个样本村的年均刑事犯罪案件超过0.27起（占样本村总数的28%）。中国的农村刑事犯罪在地区之间悬殊很大，新疆、湖北、湖南和黑龙江部分样本村的年均刑事犯罪案件甚至超过了2起，属于农村刑事犯罪的高发地区。

（二）变量构造及其描述统计

1. 被解释变量：农村犯罪率

本文用3个变量反映农村犯罪率，分别是村庄年内刑事犯罪率、年内违反治安管理条例案件发生率和年内民事纠纷发生率。三类案件对农村社会治安的危害程度递减，相应地，三类行为能够得到的犯罪收益以及所遭受的惩罚力度也逐次递减^③。在实证回归中，本文利用 $Y_{i,t}$ 的对数来反映各解释变量对农村犯罪率的影响。

2. 核心解释变量：农村劳动力外出就业变量

本文用样本村全年外出就业劳动力人数衡量农村劳动力外出就业，这是本文实证

① 全国农村固定观察点调查系统于1986年正式建立并运行至今。农村固定观察点的分布由建点初期的28个省份272个行政村，增加到现在的31个省份360个行政村（参见<http://www.moa.gov.cn/sydw/ncjjzx/>）。本文的实证部分使用了2000年、2005年和2010年的数据，由于不同年份的观察点和统计指标都有所出入，最终本文得到225个行政村的村级年度平衡面板数据。

② “中国地面气候资料日值数据集（V3.0）”（参见<http://cdc.nmic.cn/home.do>）提供了覆盖全国的820个气象观测站的日值气象记录。本文根据空间距离最短原则，将225个样本村庄匹配上了187个气象观测站，剩余38个村庄分别与空间距离最近的村庄共享同一个气象观测站的气象信息。

③ 刑事犯罪是指法律明文规定为犯罪行为，要依照法律定罪处刑。违反治安管理条例主要是指扰乱社会秩序、妨害公共安全、侵犯公民人身权利、侵犯公私财产等行为，且这些行为尚不够刑事处罚的，应当给予治安管理处罚。民事纠纷是法律纠纷的一种，一般来说是因为违反了民事法律规范而引起的，民事纠纷通常可以请求人民调解委员会、有关单位或有关行政部门进行调解，也可以依法向仲裁机构申请仲裁，或者向人民法院提起民事诉讼。

研究所关注的关键变量。在本文的研究数据中,全年外出就业时间超过半年及以上被视为外出就业;根据外出就业的地点,还可以进一步将外出就业划分为省内就业和省外就业两类。由于本文的样本村遍布全国,不同地区的人口规模和人口结构差异很大,因此在实证回归中使用 $O_{r,t}$ 的对数形式反映其百分比变化对农村犯罪率的边际影响;这样设定的另一个好处在于,估计系数可以直接解释成弹性,正好符合本文的研究目的。

3. 其他解释变量

本文的实证模型对其他控制变量的选择标准是:这些变量既与实证研究所关注的核心解释变量有关,又对模型的被解释变量有影响,但这些变量却不能够被时间固定效应或地区固定效益所捕捉^①。本文的其他解释变量包括四大类:土地状况、经济发展水平、人口信息,以及村干部情况。其中,土地状况由人均耕地面积、土地产权和土地流转三个指标反映;人均收入和贫困状况两个指标则分别从收入水平和不平等状况两个方面来反映样本村的经济水平;详细的人口信息包括年末性别比、人口结构、人口流动、劳动力教育状况以及信教比例;村干部情况包括村干部的受教育水平和年龄结构。每个变量的具体构造、变量单位以及描述统计详见表1。

表1 变量描述统计

变量名称	变量构造	单位	均值	标准差
农村社会治安				
刑事犯罪率	刑事犯罪率	起/万人	1.329	6.678
违反治安管理条例案件发生率	违反治安管理条例案件发生率	起/万人	13.240	169.200
民事纠纷发生率	民事纠纷发生率	起/万人	27.040	62.710
外出就业				
外出劳动力人数	外出劳动力人数	人	240.000	281.600
其中:省内就业	省内就业人数	人	143.900	173.400
省外就业	省外就业人数	人	96.080	183.400
土地状况				
人均耕地面积	耕地面积/年末常住人口	亩/人	1.763	2.412

① 在其他变量与内生的核心解释变量相关的情况下,这些变量也很有可能与本文的工具变量相关(因为工具变量必须要与内生的核心解释变量高度相关);因此,一旦遗漏这些变量(即这些因素进入残差项),可能会造成工具变量与模型残差项相关,从而导致弱工具变量(Weak-IV)的问题。

续表

变量名称	变量构造	单位	均值	标准差
土地产权	家庭经营耕地的比重	比例	0.961	0.141
土地流转	转入、转出耕地占全村耕地的比重	比例	0.089	0.184
经济发展水平				
人均收入	人均纯收入	千元	3.751	3.060
贫困状况	全村贫困户/总户数	比例	0.071	0.120
人口信息				
劳动力教育情况	初中及以上文化程度的比例	比例	0.782	0.118
性别比	男性人数/女性人数	比例	1.053	0.132
人口结构	劳动力总数/年末常住人口	比例	0.537	0.108
人口流动	(年内迁入-一年内迁出)/年末常住人口	%	0.185	4.487
信教比例	信仰宗教的人口/年末常住人口	比例	0.070	0.194
村干部情况				
村干部受教育水平	高中及以上文化程度的比例	比例	0.411	0.275
村干部年龄结构	35周岁以下的比例	比例	0.166	0.199
极端天气				
极端高温:春季	3~5月	次数	0.496	0.713
极端高温:夏季	6~8月	次数	0.559	0.773
极端高温:秋季	9~11月	次数	0.676	0.689
极端高温:冬季	12~次年2月	次数	0.981	0.910
极端低温:春季	3~5月	次数	0.213	0.441
极端低温:夏季	6~8月	次数	0.517	0.631
极端低温:秋季	9~11月	次数	0.945	0.605
极端低温:冬季	12~次年2月	次数	0.356	0.543

注：本文的研究样本包括覆盖全国范围的225个样本村，数据为2000年、2005年和2010年的村级平衡面板数据，总样本量为675个；气候数据包括样本村内以及邻近样本村的187个气象观测站的日值气象记录。

资料来源：根据农业部“全国农村固定观察点系统”提供的村庄数据集和“中国气象科学数据共享服务网”提供的“中国地面气候资料日值数据集（V3.0）”整理计算得到。

4. 工具变量：极端天气变量

本文极端天气变量构造的基本思想是（以极端高温为例）：在特定的气候观测站，一旦某一天的温度超过了当月的历史（1951-2012年）同期95%百分位水平，则记为一次高温天气；连续三天都出现高温天气就算作该地发生了一次极端高温；最后根据不同的季节，将极端高温发生的次数进行累计，得到了本文的极端高温变量（每年对

应春、夏、秋、冬四个极端高温的累计次数变量)。类似的原理, 本文将温度低于当月历史同期(1951-2012年)5%百分位水平定义为低温天气; 连续三天出现低温天气就算作该地发生了一次极端低温(极端天气变量的详细构造方法和过程详见附录)。四个季节的极端高温和极端低温变量的描述统计见表1, 极端天气变量比本文的其他变量滞后一期(即极端天气变量分别为1999年、2004年和2009年的极端天气在四个季节的累计次数)。直观上看, 在本文的样本村中, 冬季更容易发生极端高温(均值为0.981), 而秋季则更容易出现极端低温(均值为0.945)。

五 实证结果

(一) 工具变量的传导途径

本文选择滞后一期的极端天气作为当期农村劳动力外出就业的工具变量, 图1借助两组散点图揭示了工具变量的传导途径。图1中横轴表示样本村前一年发生极端天气(包括全年四个季节发生的极端高温和极端低温)的累计次数, 图1(a)和(b)的纵轴分别表示样本村当年的人均粮食产量和当年的劳动力外出就业人数的对数; 图1中散点圆圈的大小表示样本村的相对人口规模, 圆圈越大表明该样本村的人口数量相对于其他样本村来说更多; 图中的直线是全部散点的线性拟合, 即以样本村2000年、2005年和2010年三年平均的人口规模为权重, 分别将当年的人均粮食产量(图1(a))和当年的劳动力外出就业人数(图1(b))对上年的极端天气进行加权回归, 从而得到的拟合直线。

如图1(a)所示, 上年的极端天气发生次数与当年的人均粮食产量之间表现出显著的负相关关系: 一旦上年多发生一次极端天气, 当年的人均粮食产量也随之减少6%(线性拟合直线的斜率为-0.06), 这种相关性在95%的显著性水平上显著存在(95%的置信区间都小于零)。类似地, 图1(b)表明, 上年的极端天气发生次数与次年农村劳动力外出就业之间存在显著的正相关关系, 上年的极端天气每增加一次, 次年的外出劳动力人数相应地增加11%(线性拟合直线的斜率为0.11, 且95%的置信区间都大于零)。

农业生产乃至农业收益最直接、也最敏感地受到极端天气的影响。极端天气冲击所带来的农业产出的不确定性会增加工资性非农劳动供给, 从而减少从事农业生产的劳动供给(Ito & Kurosaki, 2009)。也就是说, 非农就业给农村劳动力提供了稳定其家庭收入、减少农业生产不确定性的选择, 因而, 可以将非农就业视为农民收

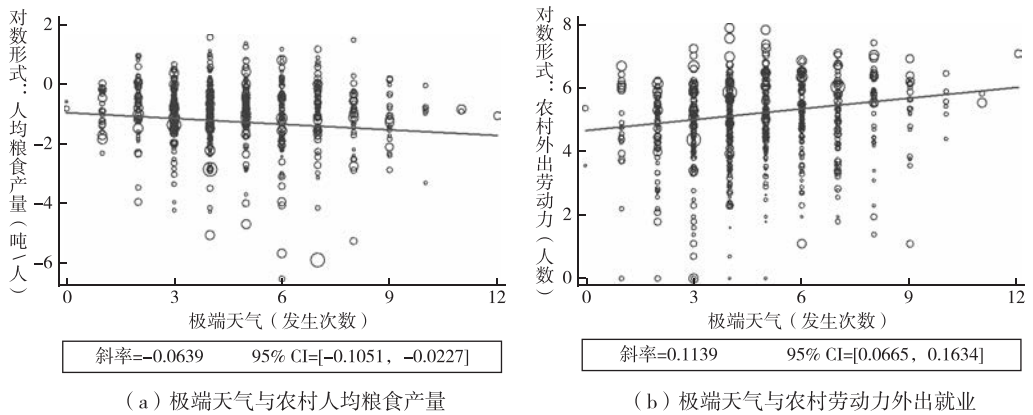


图1 工具变量的传导途径

注：图中横轴表示样本村前一年发生极端高温和极端低温的累计次数之和；纵轴分别表示当年的人均粮食产量和农村劳动力外出就业的人数，均取对数形式；散点圆圈大小表示样本村的人口规模；图中的直线表示所有散点的线性拟合，方框中“斜率”表示拟合直线的斜率，“95% CI”代表斜率95%的置信区间。

资料来源：根据农业部“全国农村固定观察点系统”提供的村庄数据集和“中国气象科学数据共享服务网”提供的“中国地面气候资料日值数据集（V3.0）”整理计算得到。

入的风险管理工具（Sumner，1982）。由于人均粮食产量也直接取决于农村劳动力对农业生产的劳动投入（McMillan et al.，1989；Lin，1992），从数据上就反映为，上年的极端天气发生次数与当年的人均粮食产量之间显著地负相关（图1（a））；相应地，上年的极端天气发生次数与当年的外出劳动力数量之间则显示出正相关的关系（图1（b））。

（二）基准回归结果及其解释

在考察农村劳动力外出就业对农村刑事犯罪率的影响时，本文设定了5个基准回归：回归（1）只包括了实证研究所关注的核心解释变量，即劳动力外出就业变量；回归（2）在回归（1）的基础上加入了农村土地状况，包括人均耕地面积、土地产权和土地流转；回归（3）在回归（2）的基础上控制了农村经济发展水平，包括人均收入和贫困状况；回归（4）继续加入农村详尽的人口信息，包括劳动力教育、性别比、人口结构、人口流动以及信教比例；回归（5）进一步控制了村干部的情况，包括村干部的受教育水平和年龄结构。基准回归采取逐步加入其他控制变量的做法，一方面是为了分离其他因素对农村犯罪率（表2中是农村刑事犯罪）的共同影响，甄别出农村劳动力外出就业的边际影响；另一方面是为了比较回归（1）~（5）核心解释变量的估计系数，不同的回归结果之间互为稳健性检验。为了得到解

释变量对被解释变量的弹性影响, 本文所有实证模型均采用双对数形式的变量设定, 解释变量的估计系数可以直接解释成解释变量增加 1% 对被解释变量的百分比影响^①。本文基准回归的估计方法是固定效应模型的工具变量估计 (FE-IV): 即基准回归全部利用滞后一期的极端天气作为当期农村劳动力外出就业的工具变量^②, 以处理反向因果关系所导致的变量内生性问题; 全部基准回归均同时控制村级固定效应和年度固定效应。

本文的基准回归结果见表 2。回归 (1)~(5) 中, 工具变量估计在第一阶段回归的联合显著性都超过 30, 统计证据支持了本文选择滞后一期的极端天气作为工具变量的有效性。正如本文实证分析框架部分所讨论的, 一旦本文选择的工具变量在统计意义上也能够通过其有效性检验, 那么实证所关注的农村劳动力外出就业变量与农村犯罪率变量之间就可以被解释成因果关系。表 2 显示, 农村劳动力外出就业人数每增加 1%, 将导致农村刑事犯罪率显著地增长 0.27%~0.31%; 尽管具体影响依模型的变量设定而有微小差异, 但出入在 0.04% 以内, 是非常稳健的估计。这说明两个问题: 第一, 在解决变量内生性问题后, 遗漏变量对本文实证估计的精确性的挑战已不再重要; 第二, 本文所选择的工具变量只是通过冲击内生变量的途径, 进而传导到被解释变量^③。即便如此, 鉴于回归 (5) 控制了所有其他变量, 且回归 (5) 的系数估计值介于全部回归系数的上下界 (0.27~0.31) 之间, 本文偏好于采纳回归 (5) 的估计值, 即中国农村劳动力外出就业对农村刑事犯罪的弹性为 0.28。

其他控制变量本身的估计系数都具有符合直觉的显著性和方向。实证回归中控制住其他解释变量, 除了能够更加精确地分离出核心解释变量 (农村劳动力外出就业) 的边际影响外, 这些控制变量 (特别是也以对数形式设定的控制变量) 还可以作为参

① 双对数形式的变量设定, 除了经济意义是弹性的解释之外, 另一个好处还在于: 由于不同解释变量的单位不同, 不同解释变量各自变化一个单位的程度悬殊也很大, 但在统一估计成弹性影响之后, 不同解释变量对被解释变量影响的相对重要性便可以实现相互比较。

② 本文实证回归的工具变量包括滞后一期在春 (3~5 月)、夏 (6~8 月)、秋 (9~11 月)、冬 (12~次年 2 月) 四个季节的极端高温累计次数和极端低温累计次数, 共 8 个工具变量, 参见表 1。

③ 理论上说, 无论是反向因果还是遗漏变量, 都是造成内生性问题的原因。一旦能够较好地解决内生性, 就可以得到一致估计, 也就不再担心其他问题 (如遗漏变量) 带来的挑战。本文内生变量的系数估计值及其显著性并未受到其他变量逐步加入的影响, 这说明本文所选择的工具变量只是通过冲击内生变量这一条途径进而影响到被解释变量; 或者说, 工具变量并不对 (除内生变量之外的) 其他解释变量造成冲击。

照，用于比较核心解释变量的相对重要性。例如，农村劳动力外出就业人数增加 1% 对农村刑事犯罪率的影响，相当于人均耕地面积减少 2% 对农村刑事犯罪率的影响，也相当于农村的人均收入增加 0.91% 对农村刑事犯罪率的影响（人均耕地面积和人均收入对农村刑事犯罪的弹性分别为 -0.14 和 0.31）。类比分析表明，对农村刑事犯罪率的增加来说，劳动力外出就业是一个重要的因素，因为它的贡献至少与人均耕地减少和人均收入增加等因素的影响处在同一数量级上。

表 2 基准回归结果 (FE-IV)——农村刑事犯罪

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	刑事犯罪率对数	刑事犯罪率对数	刑事犯罪率对数	刑事犯罪率对数	刑事犯罪率对数
外出劳动力人数对数	0.3078 *** (4.17)	0.2665 *** (3.99)	0.2959 *** (4.18)	0.2986 *** (3.53)	0.2837 *** (3.38)
人均耕地面积对数		-0.2000 *** (-2.91)	-0.1870 *** (-2.71)	-0.1607 ** (-2.43)	-0.1390 ** (-2.14)
土地产权		-0.0796 (-0.33)	-0.0658 (-0.27)	-0.1346 (-0.58)	-0.1269 (-0.56)
土地流转		-0.6428 *** (-5.70)	-0.6385 *** (-5.62)	-0.5920 *** (-5.42)	-0.6030 *** (-5.59)
人均收入对数			0.2284 *** (3.17)	0.2936 *** (4.03)	0.3109 *** (4.33)
贫困状况			0.4699 ** (2.32)	0.4085 ** (2.19)	0.4655 ** (2.49)
劳动力教育情况				-0.5888 *** (-3.73)	-0.5578 *** (-3.60)
性别比				0.4696 *** (3.34)	0.4693 *** (3.44)
人口结构				0.1126 (0.47)	0.1131 (0.49)
人口流动				0.0122 ** (2.47)	0.0124 ** (2.54)
信教比例				0.3326 * (1.67)	0.3301 * (1.70)
村干部受教育水平					-0.2343 *** (-2.60)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	刑事犯罪率对数	刑事犯罪率对数	刑事犯罪率对数	刑事犯罪率对数	刑事犯罪率对数
村干部年龄结构					-0.1450 (-1.36)
时间固定效应	是	是	是	是	是
第一阶段 F 值	49.10	38.22	38.34	35.05	32.39
样本量	675	675	675	675	675

注：括号内为 t 检验值；* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01；第一阶段 F 值表示工具变量估计的第一阶段（内生变量对工具变量以及所有其他解释变量）回归的联合显著性检验值。

资料来源：根据农业部“全国农村固定观察点系统”提供的村庄数据集和“中国气象科学数据共享服务网”提供的“中国地面气候资料日值数据集（V3.0）”整理计算得到。

基于表 2 回归（5）对解释变量的设定，本文分别考察了农村劳动力外出就业对农村刑事犯罪率、农村违反治安管理条例案件发生率，以及农村民事纠纷发生率的边际影响，回归结果分别列于表 3 的第（2）~（4）列。由于表 3 第（2）~（4）列的唯一区别仅是对被解释变量的设定不同，因此，三个工具变量估计的第一阶段回归相同，如表 3 第（1）列所示^①。结果表明，农村劳动力外出就业会显著地增加农村刑事犯罪率和违反治安管理条例案件发生率，其影响幅度为，劳动力外出就业人数增加 1%，将分别导致农村刑事犯罪率和农村违反治安管理条例案件发生率增加 0.28% 和 0.62%；与此同时，农村劳动力外出就业对农村民事纠纷发生率的影响在统计上并不显著，不过，根据估计系数的方向判断，其有助于降低农村民事纠纷案件的发生率。其他控制变量仍然显示出预期的显著性和方向。

刑事犯罪、违反治安管理条例和民事纠纷分别衡量了对社会治安不同程度的危害，而三类行为所遭受惩罚的确定性和严厉性也各不相同。鉴于此，本文尝试从犯罪经济学的角度来解释表 3 的回归结果（Becker, 1968；Sjoquist, 1973；Machin & Meghir, 2004）。能够找到外出就业机会的农村劳动力，相对来说受教育水平较高，或者掌握了

① 工具变量估计的第一阶段是内生变量对工具变量以及所有其他外生变量的回归，第一阶段的估计方法与主回归（即本文实证分析框架中的（1）式）保持一致。表 3 第（2）~（4）列对所有解释变量的设定相同（都基于表 2 回归（5）的变量设定），内生变量都是农村劳动力外出就业，工具变量都选用滞后一期的极端天气，估计方法也都是同时控制时间固定效应和村级固定效应，唯一不同之处是对被解释变量的设定各不相同。由此可见，三个回归的第一阶段完全一致。

一定的劳动技能，这类人犯罪的机会成本更高，他们并不倾向于铤而走险去获得犯罪收益；而对于找不到外出就业机会的农村劳动力来说，往往谋生技能有限，这部分人群犯罪的机会成本很低，因而更倾向于犯罪。与此同时，劳动力外出就业造成农村仅剩空巢老人和留守妇女儿童的现象越来越普遍，这又降低了犯罪分子遭到犯罪惩罚的确定性（即被抓的概率）和严厉性，实际上是降低了平均犯罪成本。

表3 基准回归结果（FE-IV）——农村犯罪率

	(1)	(2)	(3)	(4)
	外出劳动力人数对数 (第一阶段)	刑事犯罪率对数	违反治安管理条例 案件发生率对数	民事纠纷发生率对数
外出劳动力人数对数		0.2837 *** (3.38)	0.6192 *** (4.08)	-0.3222 (-1.56)
人均耕地面积对数	0.1150 (0.93)	-0.1390 ** (-2.14)	0.0502 (0.43)	-0.1331 (-0.84)
土地产权	0.1782 (0.42)	-0.1269 (-0.56)	0.1080 (0.26)	0.1155 (0.21)
土地流转	0.3182 (1.56)	-0.6030 *** (-5.59)	-0.6357 *** (-3.26)	-0.7996 *** (-3.02)
人均收入对数	-0.5202 *** (-4.35)	0.3109 *** (4.33)	0.3304 ** (2.55)	-0.1154 (-0.66)
贫困状况	-1.0913 *** (-3.58)	0.4655 ** (2.49)	0.5561 * (1.65)	-0.2290 (-0.50)
劳动力教育情况	0.7575 *** (2.74)	-0.5578 *** (-3.60)	-0.7679 *** (-2.74)	0.1567 (0.41)
性别比	0.5275 ** (2.16)	0.4693 *** (3.44)	1.1714 *** (4.75)	1.0069 *** (3.01)
人口结构	0.0376 (0.08)	0.1131 (0.49)	0.0297 (0.07)	-0.1517 (-0.27)
人口流动	-0.0191 ** (-2.25)	0.0124 ** (2.54)	0.0124 (1.40)	-0.0230 * (-1.91)
信教比例	-0.6802 ** (1.97)	0.3301 * (1.70)	0.2344 (0.67)	0.3852 (0.81)
村干部受教育水平	0.2405 (1.46)	-0.2343 *** (-2.60)	-0.5318 *** (-3.27)	-0.0332 (-0.15)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	外出劳动力人数对数 (第一阶段)	刑事犯罪率对数	违反治安管理条例 案件发生率对数	民事纠纷发生率对数
村干部年龄结构	-0.3203* (-1.66)	-0.1450 (-1.36)	0.1273 (0.66)	-0.4062 (-1.55)
极端高温:春季	-0.0995* (-1.66)			
极端高温:夏季	-0.0262 (-0.65)			
极端高温:秋季	0.0750** (2.20)			
极端高温:冬季	0.1366** (2.07)			
极端低温:春季	-0.1906*** (-2.76)			
极端低温:夏季	0.0194 (0.37)			
极端低温:秋季	0.1157** (2.22)			
极端低温:冬季	0.2142*** (3.82)			
时间固定效应	是	是	是	是
第一阶段 F 值	32.39			
样本量	675	675	675	675

注: 括号内为 t 检验值; * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01; 第一阶段 F 值表示工具变量估计的第一阶段(内生变量对工具变量以及所有其他解释变量)回归的联合显著性检验值。

资料来源: 根据农业部“全国农村固定观察点系统”提供的村庄数据集和“中国气象科学数据共享服务网”提供的“中国地面气候资料日值数据集(V3.0)”整理计算得到。

民事纠纷则有所不同。民事纠纷是由于违反了民事法律规范而引起的, 是法律纠纷的一种, 但本质上不属于犯罪, 也不存在能够获得犯罪收益之说。农村劳动力外出就业导致农村常住人口的数量下降, 特别是有劳动能力的人数减少了。由于民事纠纷的主体外出就业了, 反倒减少了农村民事纠纷的数量。

（三）稳健性检验

在本文的样本村中，有 60%（ $144/240 \times 100\%$ ，见表 1）的农村劳动力外出就业的地点是在省内，其余 40% 的农村劳动力外出就业的地点在省外。基于表 2 回归（5）的变量设定和估计方法，本文进一步考察了省内就业和省外就业对农村刑事犯罪、违反治安管理条例和民事纠纷的不同影响，回归结果如图 2 所示。结果表明，农村劳动力无论是在省内就业还是在省外就业，都会促使农村刑事犯罪率和违反治安管理条例案件发生率显著地（95% 的置信区间均大于零）增加，这与本文的基准回归结果一致^①。不同的是，省内就业和省外就业对农村民事纠纷的影响并不一致：省内就业每增加 1%，将导致农村民事纠纷显著地（95% 的置信区间小于零）减少 0.47%；但是，省外就业对农村民事纠纷的影响十分微弱（估计系数仅为 0.0015）且在统计上不显著（95% 的置信区间不显著地异于零）。两者的不同影响也就解释了为什么全部外出劳动力的综合影响（即本文的基准回归结果）为负，但在统计上不显著。图 2 的结果再次印证了本文对基准回归结果的分析。

六 结论及政策含义

在中国城乡二元经济结构下，劳动力外出就业深刻地改变了农村原有的社会结构，空巢老人和留守儿童现象越来越普遍，由此引发的一些社会问题成为学者乃至全社会关注的焦点。农村社会结构的改变必然引致一些社会后果，农村地区的犯罪问题就是其中的一个重要表现。目前的理论分析和典型案例都难以判断劳动力外出就业是否在总体上造成了中国农村犯罪问题的恶化，学术界针对这个问题严谨而细致的实证证据仍然不多。有鉴于此，本文旨在回答两个问题：第一，中国农村劳动力外出就业是否导致了农村地区的犯罪率攀升；第二，劳动力外出就业到底在多大程度上影响农村犯罪，两者之间的弹性是多大。

本文基于覆盖全国范围的 225 个村分别在 2000 年、2005 年和 2010 年的三期面板数据，借助极端天气对农业与非农收入结构造成的外生冲击，采用固定效应模型的工具变量估计方法，实证考察了劳动力外出就业对农村犯罪率的影响。研究发现：从全国视角来

^① 图 3 的精确定估计系数为：省内就业每增加 1%，农村刑事犯罪率和违反治安管理条例案件发生率分别上升 0.27% 和 0.33%；省外就业每增加 1%，农村刑事犯罪率和违反治安管理条例案件发生率分别上升 0.25% 和 0.43%。

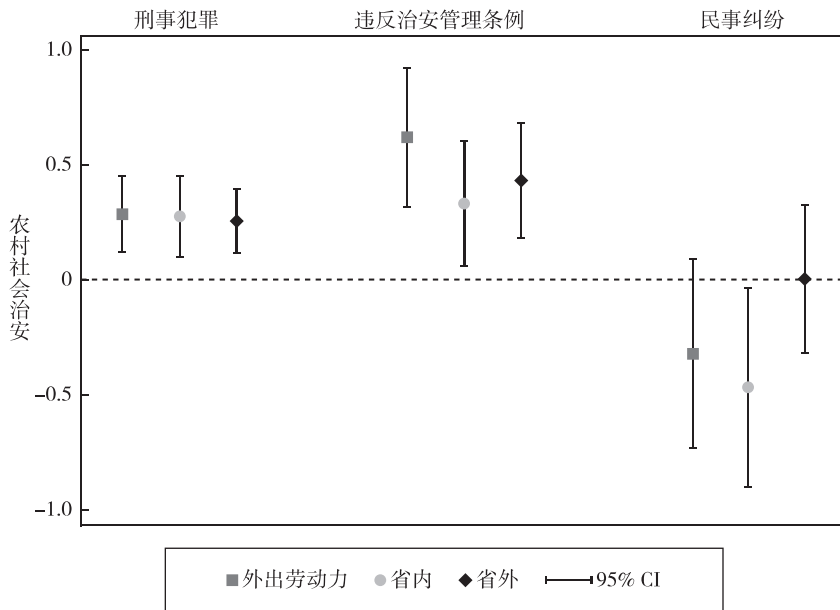


图2 劳动力外出对农村治安的边际影响

注：本文进一步将农村劳动力外出就业划分为省内就业和省外就业；实心点表示基于表2回归模型(5)的估计系数，黑色线段部分表示对应估计系数95%的置信区间。

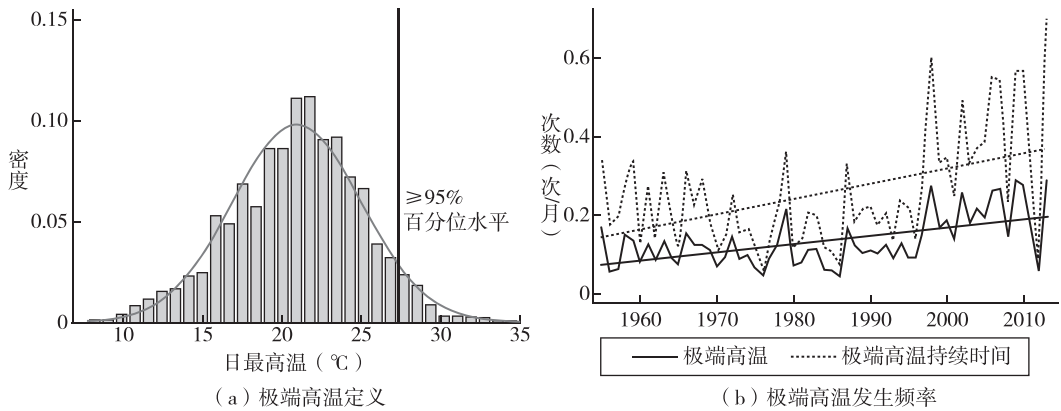
资料来源：根据农业部“全国农村固定观察点系统”提供的村庄数据集和“中国气象科学数据共享服务网”提供的“中国地面气候资料日值数据集(V3.0)”整理计算得到。

看，劳动力外出就业导致农村刑事犯罪率和农村违反治安管理条例案件发生率显著增加，但并未对农村民事纠纷案件发生率造成显著影响。具体弹性是，劳动力外出就业每增加1%，将使农村刑事犯罪率和违反治安管理条例案件发生率分别增加0.28%和0.62%。

本文得到的劳动力外出就业对农村犯罪影响的弹性非常稳健，尽管依模型变量设定略有差异，但出入在0.04%以内；基准回归结果也得到了其他稳健性检验的支持。弹性是政策含义的重要参考指标，直接指导了未来遏制农村犯罪的全国性政策设计乃至制度安排，本文的实证结果为此提供了可靠的学术参考。本文的研究结论也呼吁政府要更加重视农村留守人员的安全问题。

附录：极端天气变量的构造示例

本文选择一个特定的气象观测站（地理位置是东经115.83°、北纬35.30°，气象站代码是ID=53942）1951-2013年每天的气象记录（主要包括日均气温、日最高温和日最低温指标），介绍本文极端天气变量的构造，基本原理如附图所示。



附图 1 极端天气变量的构造

资料来源：根据农业部“全国农村固定观察点系统”提供的村庄数据集和“中国气象科学数据共享服务网”提供的“中国地面气候资料日值数据集（V3.0）”整理计算得到。

附图 1 显示了本文对日极端高温天气的定义。首先，将该特定气象观测站 1951 - 2012 年当月（本例中是 9 月份）的所有日最高温记录摘选出来，这包括了 1860 天（30 天×62 年）的日最高温记录；这 1860 个日最高温的分布如附图 1（a）的柱状部分所示。在该气象站点上，历史同期的日最高温的均值在 22℃ 左右，当然某些天也会出现低于 10℃、或者超过 30℃ 的严重偏离历史同期的平均水平的情况。

其次，找到这 1860 个日最高温记录 95% 百分位水平，如附图 1（a）中的竖线所示，一旦某天的日最高温超过了历史同期的 95% 百分位水平，即某天的日最高温记录落到竖线右侧，则定义为当天出现了一次极端高温天气。

最后，一旦该气象观测站连续三天及以上都出现极端高温天气，就算作该站点发生了一次极端高温；连续超过三天出现极端高温天气，除了定义为发生了一次极端高温外，超过三天以上的天数则记录为极端高温的持续时间（例如，连续 5 天出现极端高温天气，则记录为发生了 1 次极端高温，且极端高温持续了 2 天）。

类似的原理，本文将某天的日最低温低于当月历史同期（1951 - 2012）5% 百分位水平定义为低温天气；连续三天出现低温天气就算作该地发生了一次极端低温。极端高温和极端低温依季节进行累计，就是本文统计描述表 1 中的极端高温变量和极端低温变量。极端高温和极端低温根据年度进行累计，就是本文工具变量传导途径图 1 所采用的极端天气变量。

参考文献:

- 陈刚、李树、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,第52-61页。
- 方真 (2010),《浅谈当前农村犯罪的特点、成因与对策》,《法制与社会》第5期,第208-209页。
- 高梦滔 (2011),《农村离婚率与外出就业:基于中国2003-2009年村庄面板数据的研究》,《世界经济》第10期,第55-69页。
- 金诚、李树礼、郑滋 (2014),《流动人口的空间分布与犯罪问题研究——以流动人口聚集区与犯罪热点的相关性为视角》,《中国人民公安大学学报(社会科学版)》第5期,第1-10页。
- 孔庆龙 (2012),《陆川县农村犯罪问题调研报告》,硕士学位论文,广西师范大学。
- 刘业凤 (2010),《转型期我国农村犯罪与防治——以广西东兰县的农村犯罪问题为视角》,硕士学位论文,中国政法大学。
- 史晋川、吴兴杰 (2010a),《我国地区收入差距、流动人口与刑事犯罪率的实证研究》,《浙江大学学报(人文社会科学版)》第1期,第73-84页。
- 史晋川、吴兴杰 (2010b),《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,第1-20页。
- 王志强 (2006),《对近年来流动人口犯罪问题的实证分析》,《天津社会科学》第2期,第44-51页。
- 张汝铮 (2015),《留守儿童犯罪防控研究》,《湖北警官学院学报》第3期,第128-130页。
- 张学超 (2010),《河北农村犯罪现状及对策——部分县(市)的实证研究》,《中国人民公安大学学报(社会科学版)》第5期,第61-68页。
- 张学超 (2015),《我国新农村建设中的犯罪特点态势分析》,《山东警察学院学报》第1期,120-128页。
- 章元、刘时菁、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,第59-72页。
- 朱志华、周长康、孙永刚 (2009),《从源头上预防流动人口犯罪——长三角地区流动

- 人口犯罪问题的调查与思考》，《浙江社会科学》第9期，第118-121页。
- Becker, Gary (1968). Crime and Punishment: An Economic Approach. *Journal of Political Economy*, 76 (2), 169-217.
- Borland, Jeff & Boyd Hunter (2000). Does Crime Affect Employment Status? The Case of Indigenous Australians. *Economica*, 67 (265), 23-144.
- El-Osta, Hisham & Mitchell Morehart (2008). Determinants of Poverty among US Farm Households. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 40 (1), 1-20.
- Huffman, Wallace (1980). Farm and Off-Farm Work Decisions: the Role of Human Capital. *Review of Economics and Statistics*, 62 (1), 14-23.
- Ito, Takahiro & Takashi Kurosaki (2009). Weather Risk, Wages in Kind, and the Off-Farm Labor Supply of Agricultural Households in a Developing Country. *American Journal of Agricultural Economics*, 91 (3), 697-710.
- Lin, Yifu (1992). Rural Reforms and Agricultural Growth in China. *American Economic Review*, 82 (1), 34-51.
- Machin, Stephen & Costas Meghir (2004). Crime and Economic Incentives. *Journal of Human Resources*, 39 (4), 958-979.
- McMillan, John, John Whalley & Lijing Zhu (1989). The Impact of China's Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth. *Journal of Political Economy*, 97 (4), 781-807.
- Mishra, Ashok & Barry Goodwin (1997). Farm Income Variability and the Supply of Off-Farm Labor. *American Journal of Agricultural Economics*, 79 (3), 880-887.
- Sjoquist, Lawrence (1973). Property Crime and Economic Behavior: Some Empirical Results. *American Economic Review*, 63 (3), 439-446.
- Sumner, Daniel (1982). The Off-Farm Labor Supply of Farmers. *American Journal of Agricultural Economics*, 64 (3), 499-509.

Off-Farm Employment and Rural Crime: Evidence from Village Panel of Rural China

Zhang Haipeng¹ & Chen Shuai^{2,3}

(Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences¹;

Guanghua School of Management, Peking University²;

Institute of Economic Policy Research, Peking University³)

Abstract: This paper uses a unique village-level panel dataset on rural social public security to estimate the link between off-farm employment and rural crime in China. We find that, firstly, with one percent increase in off-farm employment, rural crimes and violating the security management and punishment regulations are projected to increase by 0.28 percent and 0.62 percent, respectively; secondly, there are no significant correlation between off-farm employment and rural civil disputes. Our results may have important public policy implications for the design of effective rural security policies.

Keywords: rural labor, off-farm employment, rural crime

JEL Classification: Q54, Q10, Q18

(责任编辑: 周敏丹)