



No.C2015009

2015-12

最低工资、流动人口失业与犯罪 *

张丹丹 李力行 童晨

内容提要：尽管外来务工人员在城市劳动力市场上供不应求，但其结构性和短期性失业并不罕见，而失业则可能引发犯罪等一系列社会问题。本文利用最低工资变动引发的就业冲击来识别流动人口的失业，并进而考察失业对犯罪率的影响。利用国家卫计委 2011-2012 年全国流动人口动态监测调查数据，本文发现最低工资的上调显著地增加了流动人口失业的概率。基于 2013 年广东省某男子监狱服刑人员和监狱外可对比的男性外来务工人员信息，我们发现失业会使得外来务工人员参与犯罪的可能性显著增加。最后，使用城市层面的面板数据，本文直接估计了最低工资的调整对城市犯罪率的影响。在利用工具变量法克服内生性问题后，本文论证了最低工资上调通过引发流动人口失业这一机制而影响到犯罪率。

关键词：最低工资；流动人口就业；犯罪

* 张丹丹，北京大学国家发展研究院，邮政编码：100871，电子信箱：ddzhang@nsd.pku.edu.cn；李力行（通讯作者），北京大学国家发展研究院，邮政编码：100871，电子信箱：lilixing@nsd.pku.edu.cn；童晨，北京大学国家发展研究院，邮政编码：100871，电子信箱 tongchen1119@163.com。作者感谢国家自然科学基金（71403009）、教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目（13JZD008）的资助，感谢 Xin Meng, Carl Lin 提供的数据帮助，感谢第一届“CCER 发展与贸易学术研讨会”和第 29 届“名古屋大学经济研究所国际论坛”与会者以及张晓波、李实、马欣欣给予的有益评论。

最低工资、流动人口失业与犯罪 *

张丹丹 李力行 童晨

内容提要：尽管外来务工人员在城市劳动力市场上供不应求，但其结构性和短期性失业并不罕见，而失业则可能引发犯罪等一系列社会问题。本文利用最低工资变动引发的就业冲击来识别流动人口的失业，并进而考察失业对犯罪率的影响。利用国家卫计委 2011-2012 年全国流动人口动态监测调查数据，本文发现最低工资的上调显著地增加了流动人口失业的概率。基于 2013 年广东省某男子监狱服刑人员和监狱外可对比的男性外来务工人员信息，我们发现失业会使得外来务工人员参与犯罪的可能性显著增加。最后，使用城市层面的面板数据，本文直接估计了最低工资的调整对城市犯罪率的影响。在利用工具变量法克服内生性问题后，本文论证了最低工资上调通过引发流动人口失业这一机制而影响到犯罪率。

关键词：最低工资；流动人口就业；犯罪

Minimum Wage, Rural Migrants' Unemployment, and Crime: Evidence from China

Abstract: This paper verifies that there exists migrants' unemployment in Chinese cities even though concerns on the labor shortage for migrant workers have been increased. Using various macro- and micro-level data, this paper examines how the unemployment of rural migrants that was induced by the Minimum Wage (MW) adjustment can be associated with the increase of crime rates in urban China. First, we use data from the Monitor Survey on Flowing Population conducted by the National Population and Family Planning Commission in 2011 and 2012, matched to the city-level minimum wage information, to confirm the effect of MW adjustment on the employment of migrant labor force. Next, by using an individual-level data for male inmates taken from a prison and a random sample of comparable non-inmates, we find that being unemployment has a significant effect on the probability of incarceration. Finally, the causal effect of MW adjustment on crime rates is directly estimated with a two-period city-level panel dataset. After controlling for the endogeneity problem by adopting first-difference and instrument variables, we find that MW adjustment has a significant and positive effect on crime rate. This study highlights a possible adverse social impact of the current MW regulation in China.

Key words: Minimum wage; Rural migrants' unemployment; Crime

一、引言

过去三十年，中国劳动力市场的一个突出现象是数量庞大的农村居民进城务工。截止 2014 年底，我国城市劳动力市场上外来务工人员（又称之为农民工）总量达 1.68 亿，占城

镇就业总量的 43%。¹ 外来务工人员的流入促进了城市经济的高速增长。但由于户籍制度的限制,流动人口群体在很大程度上仍被排斥在城镇社保体系以外,无法完全享受各种公共服务和社会保障 (Meng & Zhang, 2010; Meng, 2000)。尽管不少研究关注外来务工人员的工资变动、子女教育、身体和心理健康 (Zhang, 2015, Park & Wang, 2010, Meng & Zhang, 2010),但考察他们失业问题及其社会后果的文献却比较少见。充分就业是劳动力的基本福利保障,也是社会稳定的基础。本文从就业的角度研究流动人口群体在城市劳动力市场上受到的挤压,以及其可能带来的犯罪等社会问题。

文献对流动人口失业问题的忽视主要有两个原因。一是由于近年来我国工资水平连续上升,企业“招工难”的问题凸显。在大量媒体报道的渲染下,外来务工人员成了城市的“稀缺资源”,供不应求,似乎并不存在失业的担忧。二是国家统计局公布的登记失业率长期平稳保持在较低水平上(4%左右),官方统计数据所表现出的城市失业问题并不显著。

然而,即便流动人口失业问题在总量统计上并不突出,但其结构性和短期性的失业却并不罕见,尤其在经济下行和产业结构调整期间更为显著。如 Kong et al. (2009, 2010)利用覆盖 15 城市的“中国农民工调查”数据(RUMIC)分析了 2008 年全球经济危机对流动人口就业的影响。她们的估计发现,有至少一百五十万外来务工人员在 2009 年春节前提前离城返乡,约占全部外出农业户口劳动力的 10%,而城市外来务工人员的失业率在此期间仅提高了两个百分点(达到将近 4%)。这项研究表明,城市失业率统计低估了真实的失业问题,农村作为流动人口劳动力市场的蓄水池,起到了缓冲城市就业冲击的作用。除了利用经济下行对就业的冲击为契机观察流动人口失业外,也有一些研究关注最低工资政策对流动人口就业的影响。例如, Fang & Lin (2013)利用微观调查数据发现,最低工资标准的提升对低收入劳动者的就业有不利的影响,这种影响在中、东部地区更甚,且对年轻劳动力和低技能劳动力的冲击更明显。

流动人口群体是易受失业影响的脆弱群体。在现行户籍制度下,他们在职业选择、收入待遇以及社会福利等方面处于弱势地位,在城市享受的社保、医保、教育等公共服务严重不足,农民工的“市民化”还有很长的路要走。由流动人口失业引发的犯罪率上升,以及因返乡引发的社保中断、农村土地房屋纠纷等,都是潜在的引发社会不稳定的因素,值得学术界和政策制定者关注。本文将利用最低工资上调带来的就业冲击,识别流动人口的失业问题,并进而估计失业对犯罪率的影响,弥补现有研究的不足。

以 1993 年《企业最低工资规定》的发布为标志,中国开始实施最低工资制度。2004 年,《最低工资规定》出台,要求最低工资的调整频率为每两年不少于一次,并对违规企业制定了严厉的处罚,意味着最低工资制度的真正执行(贾朋和都阳, 2015)。近年来,伴随着产业结构调整,各地的最低工资都经历了频繁的调整。在这种相对刚性的工资上涨中,许多劳动密集型企业经历了转型升级,或是通过资本投入迈向价值链的更高端。它们或是转移到中西部地区乃至东南亚和非洲等地。尤其在珠三角地区,工厂大规模裁员甚至是整体关门都非常普遍²。在此过程中,大量低技能工人面临失业的冲击。最低工资的上调作为产业升级的重要辅助措施,在引导结构调整、促进“腾笼换鸟”方面发挥了重要作用,但其诱发的低技能

¹ 数据来源:国家统计局《2014 年国民经济和社会发展统计公报》。

² 以深圳为例,2004 年后深圳的最低工资几乎每年调整(2009 年金融危机期间没有调整),从 2004 年的 400 元上升到 2015 年的 1600 元,调整幅度为全国之最。在此期间,其产业结构发生的急剧变化,高新技术产业比重增长了 4 倍,而传统制造业比重则有下降趋势。

劳动力失业问题不可小视。在社会保障不足的前提下,大批年轻而缺乏技能的失业流动人口群体流入社会,必然会对社会安定产生影响。

由于流动人口失业后很有可能离开城市返回老家,其真实就业状况往往无法反应在城市的失业统计中,从而被宏观就业统计指标所忽略。为了分析最低工资调整政策和流动人口失业之间的关系,本文利用国家卫生和计划生育委员会 2011 年和 2012 年全国流动人口动态监测调查的微观数据,考察发生在两次调查之间的最低工资调整对流动人口就业的影响。城市层面的倍差法回归结果表明,最低工资上调显著地增加了流动人口失业的概率。这一发现说明,流动人口失业问题确实存在,由于其失业后存在返乡的可能,城市失业率被低估。

在此基础上,本文进而估计失业,特别是流动人口群体的失业,对犯罪率的影响。犯罪是一个严重的社会问题,近年来中国持续升高的犯罪率已经引起了广泛关注 (Edlund et al., 2013; 陈硕, 2015)。国际和国内文献都表明 (Fleisher, 1963; Phillips et al., 1972; Gould et al., 2002; Jankoa & Popli, 2015; 陈刚等, 2009; 章元等, 2011), 失业是引发犯罪的重要因素之一。流动人口在工资、福利、社保等方面本就处于弱势地位,一旦出现失业,收入来源中断,无论是离城返乡还是重新寻找工作,都面临沉重的经济和社会压力以及歧视,这些因素会导致犯罪可能性的上升。为了验证失业对犯罪的影响,我们首先利用 2000 年和 2005 年市级层面的犯罪率和失业率数据,采用一阶差分模型考察两者间的关系。结果表明,失业与犯罪率之间存在正相关关系,但在统计上并不显著。究其原因,我们认为有两种可能性:一是犯罪率的统计中包括了大量民事案件,其与失业的关系相对较弱。二是流动人口的失业率统计存在偏误。为了克服这两个问题,我们转而利用一个独特的个人层面的数据来分析失业和犯罪之间的关系。基于 2013 年广东某男子监狱服刑人员的信息和监狱外可对比的男性外来务工人员信息,我们考察了处于失业状态和犯罪的关系。估计发现,在控制个人基本特征、认知能力、性格特质,以及家庭背景和出发地信息后,失业会使得男性外来务工人员成为服刑人员的可能性显著增加。

最后,我们在城市层面直接考察最低工资调整对犯罪率的影响,以给出对最低工资政策潜在负面社会影响的量化估计。2004 年《最低工资规定》的出台对最低工资标准产生了外生的政策影响。我们收集了 2000 和 2005 年间各城市最低工资变化的数据,利用一阶差分模型估计了最低工资调整幅度对犯罪率的影响。此外,我们还采用城市所在省除该城市外其他城市平均工资的 40% 作为该城市最低工资的工具变量,以进一步克服潜在的内生性问题。估计结果显示,最低工资调整对犯罪率的影响效果显著。在回归中加入外来务工人员比例和最低工资调整的交互项后发现,外来务工人员占比越高的城市,最低工资对犯罪的正向影响越显著,这说明外来务工人员是受最低工资影响的主力,同时也可能是产生犯罪的主要来源。

本文余下部分安排如下:第二节是文献回顾及评论,第三节综合个人层面和城市层面的信息,考察最低工资调整对流动人口失业的影响,第四节分别利用宏观和微观数据讨论失业对犯罪的影响,第五节在城市层面直接估计最低工资调整对犯罪率的影响,第六节是结论及政策含义。

二、文献回顾及评论

(一) 最低工资制度的影响

经典的经济理论认为,最低工资制度的设立、最低工资标准的提高,会打破劳动力市场的自然均衡,通常会增加企业用工成本、降低企业雇工积极性,从而导致低技能群体失业

(Stiger, 1946; Kennan, 1995; Brown, 1999; Neumark et al., 2013)。就中国而言, 外来务工人员大多从事低技能劳动, 工资处于较低水平, 极易受到最低工资上调的冲击, 成为被裁员的对象。例如, 马双等(2012)利用规模以上工业企业数据, 发现最低工资对制造业的就业有抑制的作用。Fang & Lin (2013)利用 2002-2009 年国家统计局城市住户调查数据, 发现最低工资调整减少了低收入劳动力的就业, 且这一效果在东部和中部更为明显。但是这两项研究所采用的数据均缺乏对流动人口的代表性, 无法充分说明最低工资调整对外来务工人员产生的影响。杨娟和李实(2015)的研究关注最低工资对流动人口群体就业和工资的影响, 他们利用国家卫生和计划生育委员会 2011 年和 2012 年全国流动人口动态监测调查数据, 发现最低工资调整对流动人口就业有微弱的负面影响, 而主要的影响是促使企业增加了用工时间, 使得外来务工人员的小时工资下降。

尽管最低工资可能对就业造成冲击, 但不可否认的是, 最低工资在缩小工资差距和收入不平等、提升城镇劳动力的平均工资水平、提高企业生产率等方面发挥了积极作用。Lin & Yun (2014)利用统计局城镇住户调查数据, 发现最低工资的上调缓解了收入不平等。利用同样的数据, Fang & Lin(2013)证实了最低工资调整对劳动力工资的增长起显著作用。马双等(2012)利用规模以上制造业企业数据, 发现最低工资的上调增加了劳动密集型企业的平均工资。Mayneris et al. (2014)考察了最低工资调整对企业进入、退出和生产率的影响, 发现最低工资调整加快了企业劳动生产率的提高。由于生产率高的企业在最低工资频繁上调时更可能生存, 低生产率的企业由于无法生存而退出, 最低工资政策起到了促进产业转型和“腾笼换鸟”的作用。

以上这些负面效应与正面效应是同时存在的。最低工资调整的社会后果究竟如何, 取决于不同效应的总和, 其影响的方向和大小需要实证检验。

(二) 失业与犯罪

关于失业可能产生的社会后果, 有大量文献说明失业率与犯罪率密切相关。因此, 增加就业、降低失业率是遏制犯罪的重要手段。Fleisher (1963), Phillips 等(1972), Gould 等(2002)和 Jankoa & Popli (2015)利用美国或加拿大的数据分析了失业和犯罪之间的因果关系, 他们的研究得到了几乎一致的结论, 即失业显著增加了青年群体犯罪的可能性, 特别是增加了财产性犯罪的可能。根据加里-贝克尔的犯罪经济学分析, 犯罪是成本和收益相权衡的结果, 有稳定工作和收入的人, 其犯罪的机会成本增加, 犯罪动机会下降。

(三) 中国流动人口的犯罪问题

就中国而言, 外来务工人员在就业和社会保障等各方面受到歧视, 收入低、背井离乡, 是潜在的犯罪高发人群。大量的外来务工人员离开传统的农业社会和生产方式, 进入城市和工业生产方式当中, 经历了社会价值和准则的巨大变化, 遭遇剧烈的社会心理变化以及由此而来的精神压力; 而户籍制度等制度障碍则导致了严重的社会融合问题(陈云松和张翼, 2015), 加重了他们的心理负担。一旦出现失业等打击, 外来务工人员很有可能产生极端反社会行为。在实证研究方面, 陈春良和史晋川(2011)对收入差距、失业与犯罪的相关问题进行了综述。陈刚等(2009)利用省级数据发现, 人口流动性每提高 1%大约将导致犯罪率上升 3.6%, 人口流动性的提高大约能够解释 2000 到 2005 年间犯罪率增幅 20%。张荆(2011)发现, 在北京发生的犯罪案件中, 外来务工人员犯罪占比从 1994 年的 44%增加到了 2006 年的 72%。章元等(2011)将流动人口和城市本地人的失业与犯罪率的上升联系起来, 对我国第五次犯罪高峰提出了三方面的解释: 一是城市失业者的增加会直接推动犯罪率上升, 二是由于失业的民工缺乏最低生活保障和社会保险, 属于更脆弱的群体, 因此失业的流动人口的

增加更容易直接推动中国犯罪率的上升,三是城市地方政府的歧视性就业政策使得民工失业替代了城镇居民失业。

(四) 本文的创新

本文无意于比较收入差距、城市户籍居民失业、流动人口失业等各个因素对城市犯罪率上涨的相对贡献,而是将利用最低工资标准提升这一相对外生的政策变化,识别流动人口失业对犯罪率的影响。众所周知,估计失业率对犯罪的影响,最大的挑战在于克服潜在的内生性问题。通常而言,导致失业率发生变化的往往是经济景气程度,而这些因素可能直接对犯罪率产生影响。如果不能完全控制住这些因素,就可能出现遗漏变量问题,导致估计出现偏误。要解决这一问题,需要找到比较外生的影响失业的变量。受2004年《最低工资规定》出台的影响,最低工资出现了频繁的上调。由于大部分城市是依据省政府颁布的最低工资调整范围的底线确定本市的调整幅度(Fang & Lin, 2013; Mayneris et al., 2014),我们可以把最低工资的上调视为一个影响失业的外生冲击,来识别失业的效果。

在现有文献的基础上,本文对多个重要的社会经济问题进行了更深入的阐述。首先,本文系统分析了最低工资政策和流动人口失业的关系,并首次利用微观数据验证了流动人口失业导致犯罪的假说,丰富了我们对失业所导致的社会后果的认识,加深了对我国犯罪率上升原因的理解。其次,本文指出,尽管中国的低技能劳动力存量在下降(蔡昉, 2010),劳动供给似有不足,但短期失业和结构性失业一直存在,特别是流动人口失业问题不容忽视。长期以来,流动人口的失业问题没有得到足够重视,其就业保护和社会保障长期缺失。不仅如此,本文还指出频繁调整最低工资的经济干预政策,实际上加剧了流动人口失业的问题。再次,此前对于最低工资的研究主要关注其对城镇劳动力就业和工资的影响(例如 Lin & Yun, 2014),较少涉及技能水平低且处于工资分布底端的流动人口群体,但这部分人实际上对最低工资的调整更为敏感。本文弥补了这方面文献的空白,加深了对最低工资政策社会后果的全面理解。

此外,本文综合利用了多种数据,相比于现有文献有明显的区别。就宏观层面的数据而言,本文一方面利用了详细的地市层面的最低工资标准情况,另一方面将犯罪率数据从以往文献中的省级层面深入到地市级层面,大大增加了样本量和度量的精确度。就微观个体数据而言,本文通过在深圳某监狱的一次大型调查,获取了独特个人层面的犯罪信息。另外,采用监狱调查以及全国流动人口动态监测调查数据获取的个人就业信息,也有效的避免了城镇登记失业率的测量误差。

三、最低工资与流动人口失业

如引言中所述,我国的城市调查失业率低估了真实的失业状况。即便总量统计反映出的失业不明显,也并不代表结构性和短期性的失业不存在。原因在于,在城市工作的外来务工人员随时可能退出城市劳动力市场返回老家,其真实就业状况无法在城市统计数据中充分反映。现有的关于最低工资调整与就业关系的文献很少关注流动人口,一个主要原因就是缺乏有代表性的流动人口数据。在本节中,我们使用一个大型的微观数据来克服这一困难。同时,我们利用最低工资调整对劳动力市场带来的冲击来识别流动人口的就业变动。

具体而言,本文使用国家卫生和计生委“全国流动人口动态监测调查”2011年和2012年的数据。该调查自2009年开始每年进行,覆盖面广,样本量大(2011年的调查涉及1280000个家庭)。其个人问卷询问了家庭基本情况、就业居住和社会保障、婚育情况与计划生育服

务等方面的信息。尽管该调查不是面板数据，但由于在各城市都是随机抽样，因而对每个城市均有很好的代表性，使得我们能够从微观层面估计出这两年间因最低工资变动而对各城市失业率造成的影响。本文的样本限定为该调查中 15 到 60 岁之间的非自雇劳动者。表 1 显示了这两年数据的描述统计。

表 1 最低工资调整与失业：个体数据描述统计

变量名	2011 平均值 (标准差)		2012 平均值 (标准差)	
就业比例	0.97	(0.171)	0.975	(0.155)
在本城市务工的年限	3.86	(4.51)	3.72	(4.19)
非农业户口比例	0.17	(0.38)	0.18	(0.39)
跨省迁移比例	0.53	(0.5)	0.59	(0.49)
跨县迁移比例	0.17	(0.38)	0.15	(0.35)
跨市迁移比例	0.3	(0.46)	0.26	(0.44)
男性比例	0.58	(0.49)	0.58	(0.49)
已婚比例	0.66	(0.47)	0.65	(0.48)
年龄	31.7	(9.14)	31.01	(9.15)
受教育年限	10.04	(3.01)	10.25	(3.12)
观测值数	59308		77071	

数据来源：2011 年和 2012 年国家卫计委全国流动人口动态监测调查。

需要说明的是，2004 年《最低工资规定》颁布以后，最低工资政策得到了较为严格的执行（Fang & Lin, 2013; 贾明和都阳，2015），且覆盖了所有企业及其他用人单位的雇员，以及自雇经营者和按小时计酬的临时工。未按最低工资标准执行的用人单位将受到劳动部门的严厉惩罚。因此，自 2004 年后，违反当地最低工资规定、支付低于最低工资酬劳的用人单位并不普遍。在本文采用的 2011 和 2012 年全国流动人口动态监测调查样本中，只有 4.10% 和 2.76% 的劳动者在 2011 和 2012 年平均月收入低于最低工资，这也在一定程度上说明最低工资规定的执行在流动人口群体中是比较严格的，无需担心由于执行不严而造成的二元劳动力市场问题。

参照 Card（2001）和 Wooldridge（2003），本文采用两步法估计两年间最低工资是否发生了变动对流动人口就业所产生的影响。³在第一步中，我们在控制个人特征的基础上，通过公式(1)的线性概率模型对个人的就业情况进行回归分析，把个人层面的就业信息整合到城市层面。

$$Emp_i = \alpha X_i + \sum_j \gamma_j City_{ij} + v_i \quad (1)$$

其中， X_i 代表性别、年龄、教育程度、婚姻状况、在外务工经商地居住的时间长短、迁移的类别等个人特征， $City_{ij}$ 是城市虚拟变量， Emp_i 是一个度量调查时点就业状态的虚拟变量，若受访者在被调查时有工作则取值为 1，如果为失业状态则取值为 0。对(1)式

³ 本文与杨娟和李实（2015）采用了同样的数据，但利用了不同的方法估计最低工资调整对流动人口就业的影响。杨娟和李实（2015）对个体层面的数据进行 Probit 模型和倍差法分析，本文则利用两步法将个体数据加总得到市级数据。杨娟和李实（2015）对处理组的定义为在 2011 年 11 月到 2012 年 4 月间调整过最低工资，而本文则定义为在 2012 年春节后调整过最低工资。这些不同使得两篇文章的发现略有差别。本文表 3 尝试了不同的处理组定义，其结果说明，如果处理组的窗口期包含 2012 年春节前的时段，会导致对最低工资调整的负面影响的系统低估。

进行无截距回归，所估计出的每个城市虚拟变量前的系数 γ_j ，即为剔除了个人特征的异质性后城市层面的平均就业率。表 2 显示了估计出的 2011 年和 2012 年各城市平均就业率，以及其他一些城市层面数据的描述性统计。

表 2 最低工资调整与失业：城市数据描述统计

变量名	2011 平均值 (标准差)		2012 平均值 (标准差)	
就业率	0.913	(0.0473)	0.929	(0.0408)
人均 GDP (元)	38052.69	(25720.63)	42426.13	(28078.16)
城市人口 (万人)	409.553	(324.08)	412.302	(328.87)
最低工资 (元)	886.535	(149.666)	1005.69	(148.72)
2012.2-5 调整过最低工资的城市比例			25.4%	
2012.2-6 调整过最低工资的城市比例			33.7%	
2012.2-7 调整过最低工资的城市比例			41.6%	
2012.2-8 调整过最低工资的城市比例			44.6%	
2011.10-2012.5 调整过最低工资的城市比例			44.9 %	

注：样本城市为 303 个。数据来源：就业率来自 2011 与 2012 年全国流动人口调查数据，城市人均 GDP 和人口数来自《中国城市统计年鉴》，最低工资调整信息来自各地人社部门网站。

在第二步中，我们将第一步估计出的 γ_{jt} ($t=2011, 2012$)，即剔除掉各城市外来务工人员异质性后的 2011 年和 2012 年各城市平均就业率，与其他城市层面的变量汇集在一起，构成一个两期的城市面板数据。在此基础上我们利用倍差法 (Difference-in-Difference) 来分析在 2011 和 2012 年两次调查间最低工资的调整对就业率变化的影响。由于 2012 年流动人口动态监测调查的时间为 5 月到 8 月，从理论上来说，那些在 2011 年 8 月之后、2012 年调查之前经历过最低工资调整的城市是处理组，而没有进行调整的城市是控制组。在如下这样一个回归模型中，最低工资调整作为一个准自然实验，能够帮助我们识别出最低工资调整的效果：

$$\gamma_{jt} = \beta_0 + \beta_1 D_j + \beta_2 T_t + \delta D_j * T_t + \beta_3 Z_{jt} + u_{jt} \quad (2)$$

其中， γ_{jt} 为城市 j 在调查年份 t (调整了个体异质性后) 的就业率； D_j 代表城市 j 是否在窗口期内是否调整过最低工资； T_t 是调查年份虚拟变量 (=1 为 2012 年，=0 为 2011 年)， Z_{jt} 为其他控制变量，在需求方我们控制了人均 GDP 对数值，在供给方我们控制了总人口对数值。此外，我们还在回归中加入了该城市在 2011 年是否调整过最低工资的虚拟变量，以控制前一年最低工资调整可能带来的滞后影响。在这个模型中，交互项的系数 δ 就代表最低工资调整对流动人口就业带来的影响。

值得注意的是，流动人口如果失业，很有可能因为春节因素离开城市返回老家，并不再回到原来就业的城市。在这种情况下，发生在春节之前的最低工资调整所产生的就业冲击可能难以被反映在数据中。换句话说，那些在 2011 年 8 月之后、2012 年 2 月之前⁴调整最低工资的城市虽然是理论上的处理组，但这些城市里面因此而受到就业冲击的流动人口可能不在样本中，从而可能低估最低工资调整对就业的冲击。为了避免这一误差，我们将处理组限定

⁴ 2012 年的春节为 1 月 23 日。

为在 2012 年 2 月之后、2012 年调查之前调整过最低工资的城市。这段时间处在春节之后，在此期间外来务工人员即使失业了，通常也不会在短期内迅速离开该城市，因此其就业状况被反映在调查数据中，此时捕捉到的就业变动是受到最低工资影响的真实结果。由于数据中并未提供每个人接受调查的时间，我们把处理组城市发生最低工资调整的窗口分别定为 2012 年 2 月到 5 月，2 月到 6 月，2 月到 7 月，以及 2 月到 8 月，在每种窗口期下各自进行回归，以检测结论的稳健性。表 2 列出了在不同窗口期内调整过最低工资的城市比例。

表 3 展示了 (2) 式的回归结果。交互项前的系数始终为负，说明最低工资调整对流动人口就业造成了负向的冲击。其中，前 4 列的估计系数在统计上都是显著的，说明结果是稳健的。而当我们忽略掉“春节返乡导致失业的流动人口在样本中被剔除”这一因素时，交叉项的估计系数变小，且在统计上不再显著，反映出失业样本缺失造成处理效应的低估，这与我们的预测是一致的。以第 4 列为例，回归系数-0.0144 的含义是，调整过最低工资的城市的就业率平均要低 1.44 个百分点。这个下降虽然不大，但若乘上庞大的流动人口基数，影响则不可小视。另外，调查前一年（2011 年）是否调整过最低工资对就业没有显著影响，这说明最低工资调整对流动人口就业的影响主要是短期的。一旦给予充分的时间，流动人口的失业会最终被农村吸收，从而不能在城市观察到。

表 3 最低工资调整与失业：城市层面的证据

	处理组定义：在如下窗口期内调整过最低工资的城市				
	2012.2-5	2012.2-6	2012.2-7	2012.2-8	2011.10-2012.5
调整过最低工资	0.00890 (0.00574)	0.0123** (0.00530)	0.0149*** (0.00519)	0.0170*** (0.00518)	-0.00241 (0.00596)
2012 年	0.0186*** (0.00413)	0.0197*** (0.00447)	0.0207*** (0.00496)	0.0216*** (0.00520)	0.0163*** (0.00405)
调整过最低工资 *2012 年	-0.0134* (0.00811)	-0.0133* (0.00730)	-0.0134* (0.00696)	-0.0144** (0.00693)	-0.00252 (0.00740)
2011 年调整过最低 工资	-0.00107 (0.00459)	-0.00111 (0.00459)	-0.00180 (0.00466)	-0.00217 (0.00469)	-0.00320 (0.00549)
Log(人均 GDP)	0.00442 (0.00342)	0.00442 (0.00339)	0.00479 (0.00343)	0.00466 (0.00340)	0.00450 (0.00349)
Log(人口数)	0.00709*** (0.00269)	0.00734*** (0.00271)	0.00703*** (0.00267)	0.00697*** (0.00266)	0.00685*** (0.00265)
观测值数	606	606	606	606	606
R 平方	0.054	0.058	0.063	0.068	0.051

注：被解释变量为表 2 估计出的城市层面的就业率，每一列采用了不同的窗口期来定义处理组。括号内为稳健的标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

要把 (2) 式估计出的效果解释为最低工资调整与流动人口就业的因果关系，依赖于最低工资调整的外生性假设。总的来说，我们认为一个城市在 2011 到 2012 年间是否调整过最低工资是外生的。首先，Fang & Lin (2013) 等对最低工资的分析发现，最低工资何时调整以及调整的幅度与该城市当时的经济状况和就业状况无直接关系。其次，即使最低工资调整的决定与当地的就业状况有关联，其与流动人口就业的关联也会非常弱，可以认为最低工资调整与否的决定与其他影响流动人口就业状况的因素是独立的。再次，2004 年《最低工资规定》要求各城市每隔一年至少要调整一次最低工资，至于选择在哪个年份调整，基本是比较随机

的决定。综上，我们认为最低工资调整在以上的模型中可以被视为外生变量，模型估计出的是因果关系。

四、失业对犯罪的影响

在本节中，我们估计失业，特别是流动人口群体的失业，对犯罪的影响。我们首先利用 2000 和 2005 年市级层面的数据考察犯罪率和失业率的关系。其中，各城市的立案数来自国家统计局，用立案数除以城市总人口得到各城市的犯罪率（立案数/万人）。此外，我们从《中国城市统计年鉴》中收集了各地级市的总人口、人均 GDP、人口密度、城镇职工平均月收入等信息，并根据 2000 年全国人口普查数据和 2005 年的全国人口抽样调查数据计算了每个城市的外来务工人员劳动力中所占比率，以及城镇失业率和流动人口失业率等。最终样本包含 245 个城市，主要变量的描述统计见表 4。

表 4 失业对犯罪的影响：城市样本的描述统计

	2000 年		2005 年	
	均值	标准差	均值	标准差
立案数/万人 ²	17.66	39.52	23.68	39.52
总体劳动力失业比例 ¹	0.111	0.048	0.091	0.050
城市劳动力失业比例 ¹	0.119	0.047	0.098	0.051
外来务工人员失业比例 ¹	0.043	0.045	0.058	0.098
外来务工人员占城市劳动力比例 ¹	0.106	0.119	0.131	0.144
人均 GDP（元） ²	9406	10763	18153	22226
人口密度(人/平方公里) ²	429.17	318.43	444.18	336.68
高中以上教育程度人口所占比例 ¹	0.341	0.124	0.366	0.104
15-40 岁年轻男性人口(万人) ¹	209.584	307.489	333.085	579.46
观测值数	245		245	

数据来源：1.作者根据 2000 年全国人口普查数据和 2005 年的全国人口抽样调查微观数据计算；2.《中国城市统计年鉴》。

我们使用一阶差分模型控制不随时间变化的城市异质特征。被解释变量为 2000 年到 2005 年间犯罪率的变化，核心解释变量为失业率，控制变量包括其他一些影响犯罪率的因素，如外来务工人员占城市劳动力比率，人均 GDP、人口密度，高中以上教育程度人口所占比重。为比较不同群体失业率对犯罪率产生的影响，我们分别采用了三种失业率的测度，回归结果列在表 5 中。容易看出，总体劳动力失业比率、外来务工人员失业比率和城市劳动力失业比率与犯罪率之间都存在正相关关系，但是在统计上均不显著。这个结果与文献中的一般发现不符，其原因可能在于城市层面数据存在的两种度量误差：一是各城市的立案数即包含了刑事案件，也包括了大量民事案件，而民事案件通常不属于犯罪的范畴，与失业没有直接关系。二是城市失业率的统计存在偏误。一方面，对外来务工人员失业率存在系统低估；另一方面，犯罪率反映的是一年内累计的犯罪情况，而普查时点上的外来务工人员失业率却不能反映累计的失业状况，两个数据在统计层面上不匹配。这些度量误差会导致对失业率和犯罪率关系的低估。

表 5 失业对犯罪的影响：城市层面的证据（一阶差分模型）

	(1)	(2)	(3)
总体劳动力失业比例	2.593 (21.950)		
外来务工人员失业比例		5.873 (5.963)	
城市劳动力失业比例			1.683 (20.830)
外来务工人员占城市劳动力的比重	1.685 (1.797)	1.789 (1.791)	1.667 (1.811)
人均 GDP	12.283 (11.802)	12.163 (11.804)	12.271 (11.833)
人口密度	8.397 (9.699)	8.616 (9.698)	8.398 (9.735)
高中以上教育程度人口所占比重	-17.002 (11.312)	-16.312 (11.568)	-17.036 (11.264)
Log (15-40 岁年轻男性人口)	0.739 (3.922)	0.84 (3.967)	0.729 (3.957)
省虚拟变量	是	是	是
观测值数	245	245	245
R 平方	0.256	0.256	0.256

注：被解释变量为城市犯罪率。括号内为稳健的标准误，*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

为了克服城市层面宏观数据的度量偏误，我们转而使用个人层面的数据来分析失业和犯罪之间的关系。2013 年，北京大学、澳大利亚国立大学和莫纳什大学联合课题组在珠三角地区某男子监狱进行了一次大规模问卷调查。该监狱的服刑人员来自深圳和东莞两市若干随机选定的看守所，可以代表两市的犯罪情况。课题组收集了该监狱全部服刑人员的部分行政记录资料及犯罪历史，并随机抽取了 1200 人进行了问卷调查、经济学实验、以及认知和性格测试。由于本文关注流动人口犯罪问题，我们保留了全部样本中 1008 名具有农业户口的样本。为了建立服刑人员的对照组进行对比研究，课题组还在深圳市随机抽取了 300 名外来务工人员并进行了类似的调查。为了保证抽样样本对深圳和东莞两市外来务工人员都具有代表性，课题组根据两市外来务工人员的年龄、教育程度、就业状况、职业等基本特征，在深圳市对外来务工人员进行了分层配额抽样，因此我们的样本对两个城市的外来务工人员基本特征具有代表性。这一数据的详细描述见张丹丹等（2014）。

我们利用这一独特的个人层面的数据来考察外来务工人员是否处于失业状态与其犯罪可能性之间的关系。为了能准确分析两者间的关系，我们排除了 167 名职业从事犯罪的服刑人员样本，以及一些信息不全的样本，回归中实际使用的样本为 881 人（服刑人员 683 人，普通外来务工人员 298 人）。回归模型的设定采用线性概率模型（Linear Probability Model），被解释变量为是否为服刑人员的虚拟变量（=1 为服刑人员，=0 为普通外来务工人员）。主要的解释变量为（被捕前）是否处于失业状态。基本的控制变量为个人基本特征、认知能力、性格特质，以及家庭背景和出发地信息。行为特征控制变量包括通过经济学实验测量的风险偏好和时间偏好（犯罪文献揭示这两个行为特质与犯罪高度相关）。此外，我们还控制了利用心理学量表测度的五大性格特质（情绪不稳定性、外向性、尽责性、经验开放性和亲和性）。最后，为了控制外来务工人员出发地特征（文化和社会网络等因素）对其就业和犯罪的同时影响，我们还在模型中考虑了出发地（地区水平）的固定影响。

表 6 报告了回归结果。在第 1-4 列中，我们依次加入更多的控制变量，但限于篇幅，没有汇报控制变量的结果。容易看出，无论是否加入控制变量，失业与成为“服刑人员”的可能性高度相关，且失业变量始终在 1% 的水平上显著。以第 4 列为例，在加入所有的控制变量之后，从就业沦为失业，会使得外来务工人员成为“服刑人员”的可能性增加 15 个百分点。⁵ 这一微观实证结果验证了流动人口失业和犯罪之间存在强烈的正相关关系，与大量文献的预测一致。

表 6 失业与犯罪的关系：个人层面的证据

	(1)	(2)	(3)	(4)
失业虚拟变量	0.210***	0.175***	0.174***	0.153***
	(0.038)	(0.037)	(0.037)	(0.039)
基本控制变量	否	是	是	是
行为特质	否	否	是	是
五大性格特质	否	否	否	是
出发地(地区水平)固定效应	是	是	是	是
观测值数	881	881	881	881
R 平方	0.374	0.516	0.517	0.548

注：被解释变量为是否是服刑人员（=1 服刑人员；=0 普通外来务工人员）。基本控制变量包括年龄、受教育年限、认知测试成绩，婚姻状况虚拟变量，孩子数，父母教育程度；行为控制变量包括风险偏好和时间偏好；五大性格特质包括对情绪不稳定性、外向性、尽责性、经验开放性和亲和性。括号内为稳健的标准误，*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

五、最低工资对犯罪的影响

以上两节利用来自不同年份（2000、2005 和 2013）、不同水平（城市或个体层面）的数据，分别验证了最低工资调整对流动人口就业造成冲击、以及失业会增加流动人口犯罪的可能性这两个假说。为了论证最低工资通过加剧流动人口失业而提升城市犯罪率的逻辑，同时将最低工资政策潜在的负面社会影响进行量化，我们在本节中直接检验最低工资调整和犯罪率的关系。

我们再次以 2004 年最低工资政策的全面调整作为准自然实验，考察最低工资在此改革前后的大幅度调整对犯罪率的影响。为此，我们利用 2000 年和 2005 年 245 个城市的最低工资和犯罪率等信息构成的两期面板数据，用一阶差分模型估计最低工资调整幅度和犯罪率之间的关系。其中，被解释变量为 2000 年到 2005 年间犯罪率的变化，核心解释变量包括最低工资的调整幅度，其他控制变量与表 5 一致。同样，一阶差分模型可以控制住那些不随时间变化的城市异质特征。表 7 前 3 列的回归结果显示，无论是否加入城市层面的控制变量，最低工资调整对犯罪率的影响始终显著为正。在控制所有变量的第 3 列中，最低工资上调 100 元，会导致该城市每万人立案数增加 16 起。

在第 4 列中，我们进一步加入外来务工人员占城市劳动力的比重和最低工资调整的交

⁵ 在表 6 的 881 个样本中，服刑人员为 683 名，占比为 77.5%，因此估计出的 15 个百分点的效果处于正常范围。但由于表 6 样本中服刑人员的比重大大高于一个普通的大样本中的犯罪比重，因此这一效果不能被简单的用来估计失业对一个城市或是全国犯罪率的影响。

互项（的变化值）。结果显示，交互项的系数为正且在 5%的水平上显著。说明外来务工人员占比越高的城市，最低工资对犯罪的正向影响越显著，这说明外来务工人员是最低工资调整所影响的主要对象，同时也可能是产生犯罪的主要来源。

表 7 最低工资与犯罪率的关系：一阶差分模型

	(1)	(2)	(3)	(4)
2000 到 2005 间最低工资调整幅度	0.074*** (0.023)	0.163** (0.063)	0.161** (0.065)	0.167*** (0.064)
Log(外来务工人员比重)的变化		2.316 (1.690)	1.935 (1.728)	-8.650* (5.214)
Log(外来务工人员比重)和最低工资调整幅度的交互项				0.032** (0.016)
Log(人均 GDP)的变化			12.045 (11.621)	10.377 (10.956)
高中以上教育程度占比的变化			-8.953 (11.988)	1.584 (12.190)
Log(15-40 岁男性人口数)的变化			1.835 (3.915)	2.022 (3.987)
省虚拟变量	否	是	是	是
观测值数	245	245	245	245
R 平方	0.047	0.284	0.296	0.314

注：被解释变量为 2000 到 2005 年犯罪率的变化。表中第三行交互项的具体定义为：2005 年 Log(外来务工人员比重)*2005 年最低工资-2000 年 Log(外来务工人员比重)*2000 年最低工资。括号内为稳健的标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

虽然一阶差分模型可以在一定程度上缓解内生性问题，但无法克服那些随时间变化的遗漏变量引发的内生性问题。为了进一步识别出最低工资调升和犯罪率增加之间的因果关系，我们在一阶差分模型的基础上进一步采用了工具变量法。我们借鉴 Mayneris et al. (2014)，利用 2004 年《最低工资规定》出台对最低工资标准产生的外生影响，构建一个最低工资调整幅度的工具变量。具体而言，根据该规定，省级政府至少每两年就要提出最低工资调整的指示，并颁布最低工资的调整范围。而最低工资调整的范围，则以该省各城市平均工资的 40%-60%为主要依据。在省政府颁布调整范围之后，各城市再根据本市的具体情况选择适合的调整幅度。可见，所在省各城市平均工资的 40%是一个城市最低工资调整的基准，我们就利用这个信息建构城市最低工资调整的工具变量。另外，考虑到一个城市的平均工资可能和该城市的犯罪率直接相关，在构建工具变量（省级最低工资调整基准）时，我们将该城市自身剔除掉。也就是说， j 城市最低工资调整幅度的工具变量为 j 城市所在省内、除 j 城市外的其他城市平均工资的 40%⁶。这个变量与 j 城市实际最低工资调整的幅度高度相关，但与 j 城市的犯罪率并没有直接关系，满足工具变量的两个条件。

表 8 报告了工具变量法的回归结果。前两列是一阶段的回归结果，显示工具变量（省内其他城市平均工资的 40%在 2000-2005 年间的变化）和内生的解释变量有很强的正相关关系，一阶段弱工具变量检验的 F 统计值远高于 10，可以确认该工具变量的有效性。后两列

⁶ 我们采用的工具变量为省层面的变量，与省虚拟变量高度相关。为避免多重共线问题，我们的工具变量回归不再控制省虚拟变量。

报告了二阶段的回归结果。在利用工具变量克服潜在的内生性后，最低工资调整幅度和犯罪率的变化之间仍存在显著的正相关关系，但系数有所下降，说明原一阶差分回归模型可能高估了最低工资对犯罪率的影响。第 4 列结果显示，最低工资每上调 100 元，每万人立案数增加约 4 起。以此推算，在 2000 到 2005 年间，全国各城市实际最低工资平均从 200 元上调到 400 元，由此导致的犯罪数量会增加约 8 起，这已经可以完全解释从 2000 年到 2005 年全国各城市平均犯罪率的上涨，说明最低工资调升客观上所产生的社会后果是非常显著的。

表 8 最低工资与犯罪率的关系：工具变量法

	一阶段: Y= 2000-2005 年间 最低工资调整幅度		二阶段: Y =犯罪率的变化	
	(1)	(2)	(3)	(4)
2000-2005 年间最低工资调整幅度			0.0516** (0.0203)	0.0391* (0.0230)
工具变量	2.430*** (0.0762)	2.418*** (0.0769)		
Log(外来务工人员比重)的变化		-1.451 (2.743)		-0.508 (1.523)
Log(人均 GDP)的变化		4.280 (7.318)		10.53* (5.870)
Log(人口密度)的变化		34.07*** (9.062)		8.910 (13.12)
高中以上教育程度占比变化		-29.14 (19.69)		-24.70** (10.33)
Log(15-40 岁男性人口数)的变化		-3.275 (3.536)		1.010 (2.989)
工具变量 F 检验统计值	1015.62	208.11		
观测值数	245	245	245	245

注：工具变量为城市所在省其他城市的平均工资的 40% 在 2000-2005 年间的变化。括号内为稳健的标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

接下来，我们利用工具变量法检验外来务工人员比重和最低工资交互项的影响效果，以进一步说明流动人口失业是最低工资影响犯罪的渠道。结果如表 9 所示。其中，前两列是一阶段的结果，证实了工具变量的有效性。第 3 列显示了二阶段的结果。与表 7 相比，在经过工具变量处理了可能的内生性后，外来务工人员比重和最低工资交互项的系数基本没有发生变化，显著水平从原来的 5% 上升到 1%。这进一步强化了我们对最低工资通过流动人口失业导致犯罪率增加这一机制的判断。

表 9 最低工资与犯罪率的关系：工具变量法（加入交互项）

	一阶段		二阶段
	(1) 2000-2005 年间最低工资调整幅度	(2) Log(外来务工人员比重)和最低工资调整幅度的交互项	(3) 犯罪率变化
2000-2005 年间最低工资调整幅度			0.101*** (0.0255) 0.0343***

Log(外来务工人员比重)和最低 工资调整幅度的交互项			(0.0121)
最低工资调整幅度的工具变量	2.732*** (0.108)	-0.145 (0.165)	
交互项的工具变量	0.165*** (0.0381)	2.229*** (0.0869)	
Log(外来务工人员比重)的变化	-24.60*** (5.972)	34.01** (13.63)	-12.32*** (4.541)
Log(人均 GDP)的变化	7.361 (7.224)	-22.91 (15.41)	12.48** (5.995)
Log(人口密度)的变化	28.95*** (8.822)	-15.63 (19.68)	4.950 (13.36)
高中以上教育程度占比变化	-21.64 (20.62)	6.770 (46.05)	-19.64** (9.790)
Log(15-40 岁男性人口数)变化	-5.733 (3.495)	10.11 (6.845)	-0.274 (2.661)
工具变量 <i>F</i> 检验统计值	197.94	521.7	
观测值数	245	245	245
R 平方	0.801	0.956	0.142

注：最低工资调整幅度的工具变量为城市所在省的其他城市的平均工资的 40% 在 2000-2005 年间的变化。第二行交互项的具体定义为：2005 年 Log(外来务工人员比重)*2005 年最低工资 -2000 年 Log(外来务工人员比重)*2000 年最低工资。交互项的工具变量为 Log(外来务工人员比重)*2005 年城市所在省的其他城市的平均工资的 40% -2000 年 Log(外来务工人员比重)*2000 年城市所在省的其他城市的平均工资的 40%。括号内为稳健的标准误，*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

六、结论及政策含义

本文利用多种数据考察了最低工资和流动人口失业，流动人口失业与犯罪，以及最低工资和犯罪三个方面的关系，验证了最低工资上调通过增加流动人口失业而导致犯罪率上升这一假说。利用国家卫计委 2011 和 2012 年全国流动人口动态监测调查的微观数据，我们发现城市层面最低工资的上调显著地增加了流动人口失业的概率。基于 2013 年广东某男子监狱近千名服刑人员的信息和监狱外可对比的男性外来务工人员信息，我们进而考察了犯罪前是否处于失业状态和犯罪间的关系，发现失业会使得流动人口参与犯罪的可能性增加 15%。最后，我们直接估计最低工资调整对犯罪的影响。利用城市层面的面板数据，并采用工具变量法后，我们发现最低工资调整对犯罪率的影响效果显著，最低工资每上升 100 元，每万人立案数平均增加大约 4 起。尽管最低工资调整起到提高劳动收入、缩小贫富差距的作用，而其导致流动人口群体失业的负外部性主导了其对犯罪的影响效果。在此基础上，我们通过加入最低工资调整和外来务工人员在城市劳动力市场上占比的交互项的方法，分析最低工资影响的渠道，并得到了最低工资通过对流动人口施加负面影响（如失业）而造成了犯罪率增加的证据。

过去 10 年中，大量城市都频繁的调升了最低工资标准，其中尤以东南沿海城市为甚。最低工资政策作为一项有力的政府干预劳动力市场的政策，以提高低收入群体工资和缩小贫

富差距为目的,在一定程度上改善了居民的福利水平。近年来,最低工资调整也被用作实施产业升级的一项重要辅助政策。最低工资在提高城市劳动力技术构成、促进城市实现产业升级方面发挥了积极作用。但不可忽视的是,在社会保障体系不完善的前提下,过于频繁的且大幅度的最低工资调整,在客观上对相对弱勢的流动人口群体、尤其是低技能群体产生了排挤,增加了他们的失业可能性。本文关于“流动人口受到最低工资上调的冲击而失业、并提高了其参与犯罪活动的可能性”的结果说明,最低工资制度带来的负面社会效应也值得重视。犯罪是当前中国社会面临的严重问题之一,潜在的犯罪分子数量和犯罪动机都与经济政策紧密相关。在经济政策的制定过程中,需要考虑对社会公平、稳定等多方面的影响。只有尽可能降低此类政策的负面影响,才能促进经济和社会的协调发展。

参考文献

- [1] 蔡昉, 2010:《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》,《经济研究》2010年第4期。
- [2] 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。
- [3] 陈硕,2015:《转型期中国的犯罪问题的经济解释:行为分析及治理政策》,中国社会科学出版社。
- [4] 陈云松、张翼, 2015:《城镇化的不平等效应与社会融合》,《中国社会科学》第6期。
- [5] 贾朋、都阳,2015:《中国的最低工资制度:标准与执行》,《劳动经济研究》第1期。
- [6] 马双、张劼、朱喜,2012:《最低工资对中国就业和工资水平的影响》,《经济研究》第5期。
- [7] 陈春良、史晋川,2011:《收入差距、劳动力市场状况与犯罪率》,《经济学动态》第8期。
- [8] 杨娟、李实,2015:“最低工资提高对流动人口就业、工资和工作时间的影响”,《经济学季刊》即将刊出。
- [9] 张丹丹、王也、Xin Meng、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14卷第1期。
- [10] 张荆,2011:《影响中国犯罪率攀升的六大关系研究》,《中国人民公安大学学报》第5期。
- [11] 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。
- [12] Brown, Charles, 1999, Minimum Wages, Employment and the Distribution of Income." in O. Asheneter and D. Card, eds., *Handbook of Labor Economics*, volume 3B.
- [13] Card, David, 2001, "Immigrant Inflows, Native Outflows, and the Local Labor Market Impacts of Higher Immigration." *Journal of Labor Economics*, 19(1), 22-64.
- [14] Edlund, Lena, Hongbin Li, Junjian Yi, and Junsen Zhang, 2013, "Sex Ratio and Crime: Evidence from China." *Review of Economics and Statistics*, 95(5), 1520-1534.
- [15] Fang, Tony, and Carl Lin, 2013, "Minimum Wages and Employment in China." *IZA Working Paper No. 7813*.
- [16] Fleisher, Belton M., 1963, "The Effect of Unemployment on Juvenile Delinquency." *Journal of Political Economy*, 71(6), 543-555.
- [17] Gould, Eric D., Bruce A. Weinberg and David B. Mustard, 2002, "Crime Rates and Local Labor Market Opportunities in the United States: 1979-1997." *Review of Economics and Statistics*, 84(1), 45-61.

- [18] Jankoa, Zuzana, and Gurleen Poplib, 2015, "Examining the link between crime and unemployment: a time-series analysis for Canada." *Applied Economics*, 47(37), 4007-4019.
- [19] Kennan, John, 1995, "The Elusive Effects of Minimum Wages." *Journal of Economic Literature*, 33(4), 1949-1965.
- [20] Kong, Tao, Xin Meng, and Dandan Zhang, 2009, "Impact of Economic Slowdown on Migrant Workers." in Ross Garnaut, Ligang Song and Wing Thye Woo (eds), *China Update*, Brookings Institution Press, 233-260.
- [21] Kong, Tao, Xin Meng, and Dandan Zhang, 2010, "The Global Financial Crisis and Rural-urban Migration." in Ross Garnaut, Ligang Song and Wing Thye Woo (eds), *China Update*, Brookings Institution Press, 241-268.
- [22] Lin, Carl, and Myeong-Su Yun, 2014, "Minimum Wages and Income Inequality in China." Manuscript, Bucknell University in Lewisburg.
- [23] Mayneris, Florian, Sandra Poncent, and Tao Zhang, 2014, "The Cleansing Effect of Minimum Wages: Minimum wages, Firm Dynamics and Aggregate Productivity in China." No. 2014015. Universit  catholique de Louvain, Institut de Recherches Economiques et Sociales (IRES).
- [24] Meng, Xin, 2000, *Labour Market Reform in China*, Cambridge: Cambridge University Press.
- [25] Meng, Xin, and Dandan Zhang, 2010, "Labour Market Impact of Large Scale Internal Migration on Chinese Urban 'Native' Workers", *IZA Working Paper* No. 5288.
- [26] Neumark, D., I. Salas, and W. Wascher, 2013, "Revisiting the Minimum Wage and Employment Debate: Throwing out the baby with the Bathwater?" *NBER Working Paper* No. 18681.
- [27] Park, Albert, and Dewen Wang, 2010. "Migration and Urban Poverty and Inequality in China." *China Economic Journal*, 3(1), 49-67.
- [28] Phillips, Llad, Harold L. Votey, and Darold Maxwell, 1972, "Crime, Youth, and the Labor Market." *Journal of Political Economy*, 80(3), 491-504.
- [29] Stigler, George, 1946. "The Economics of Minimum Wage Legislation." *American Economic Review*, 36(3), 358-365.
- [30] Wooldridge, Jeffrey M., 2003. "Cluster-Sample Methods in Applied Econometrics." *American Economic Review*, 93(2), 133-138.
- [31] Zhang, Dandan, 2015. "Dynamic Wage Gap between Urban Labor Force and Rural Migrants in Chinese Cities." Manuscript, Peking University.