

废止收容遣送制度的经济影响

——基于检验最优城市理论的实证研究

王智波 韩 希*

摘 要 本文将中国 2003 年废止收容遣送制度视为“自然实验”，基于废止收容遣送制度影响城市实际规模，不影响城市最优规模的逻辑，检验城市的实际规模与最优规模之间的缺口是否因之缩小、人均收入是否因之提高，从而，验证最优城市理论能否成立。本文采用双重差分、固定效应-双重差分、干预效应-双重差分等估计方法，发现废止收容遣送与相关城市趋近于最优规模以及城市人均收入提高存在因果关系。这是最优城市理论成立的一个证据。

关键词 城市最优规模，收容遣送制度，双重差分模型

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2018.04.07

一、引 言

2003 年 6 月，时任国务院总理温家宝签署命令，废止了实施长达 21 年的收容遣送制度。这是中国社会文明进步的一个标志性事件，它标志着中国政府自 1958 年实行户籍管理制度以来，首次在政策层面允许外地户籍人员在大中城市寻找工作。然而，迄今为止，经济学文献对如此重大的一场社会制度变革却没有任何研究或记录。

本文试图识别废止收容遣送制度对相关城市的人口规模和人均收入的影响。在中国城市化加速阶段，中央政府决定废止收容遣送制度，无疑将对相关城市的人口规模和人均收入产生积极影响。然而，如何从众多影响因素中识别出这一政策效应是一个挑战。本文的思路是将废止收容遣送制度视为一个考察最优城市理论的“自然实验”，基于“废止收容遣送制度只影响城市实际规模，不影

* 王智波、韩希，华南师范大学经济与管理学院。通信作者及地址：王智波，广东省广州大学城华南师范大学经济与管理学院，510006；电话：15521272022；E-mail: wangzhibo@m.scnu.edu.cn。本文得到广东省自然科学基金(2016A030313429)的资助。论文曾经在厦门大学举办的 YES 会议，暨南大学和中山大学进行演讲，感谢与会老师和同学的评论和建议。感谢 Sam Houston State University 的罗子俊博士的无私帮助，感谢匿名审稿人的宝贵意见，文责自负。

响最优规模”的逻辑¹，检验废除收容遣送制度是否导致相关城市的实际规模与最优规模之间的缺口缩小；基于最优城市理论，实际规模与最优规模之间的缺口缩小将导致人均收入提高，本文检验废除收容遣送制度是否导致相关城市人均收入提高，从而达到验证最优城市理论和识别政策效应的目的。

城市最优规模是指边际意义上的规模经济和规模不经济相等时的城市人口规模。在要素自由流动状态下，城市最优规模自发实现，因此，又称城市均衡规模。因为不同城市的技术特征不同，所以各个城市的最优规模各不相同。用 Henderson(1987: p. 949)的话来描述就是“当城市规模的不经济抵消了规模经济时，城市被限制在不同的均衡规模之中”。始于 Mirrlees(1972)、Richardson(1972)和 Henderson(1974)的贡献，空间经济学完成了对城市最优规模可以由市场自发实现的证明。Fujita and Thisse(2002: p. 64)称之为空间福利经济学第一定理：“在空间中，任意一个竞争性均衡都是帕累托有效。”²

经济学家很早就由空间一般均衡模型知道影响城市最优规模的诸多因素，然而，直到三十多年之后，用于经验研究的最优城市估计模型才由 Au and Henderson(2006)建立起来。³他们将空间一般均衡模型转化为估算城市最优规模的结构回归模型(structural form)，利用城市人均实际收入(real income per worker)最大值与城市最优规模联合内生的性质，建立城市人均收入与城市人口规模的倒 U 形曲线⁴，如图 1 所示。他们发现在 1997 年，中国 204 个地级市中，大部分城市实际规模小于最优规模，由此测算出中国城市人均收入相对于城市最优规模处，存在潜在人均收入的净损失。Au and Henderson

¹ 城市最优规模是由城市所处的客观经济与地理条件决定的，影响城市最优规模的因素中不包括城市政府是否实施或废止收容遣送。

² 空间福利经济学第一定理不同于 Arrow and Debreu(1954)证明的福利经济学第一定理。Arrow-Debreu 模型假设了凸技术和凸偏好，两者分别对应等产量线和无差异曲线凸向原点。这两个凸性是证明一般均衡存在性、唯一性的基本假设。但是凸技术排除了规模报酬递增，凸偏好排除了居民在空间中选唯一点定居，从而，Arrow-Debreu 世界中不存在城市。空间一般均衡理论是由 Mirrlees(1972)、Starrett(1974)和 Henderson(1974)开创的。按这一理论，技术和偏好都是非凸的，技术外部性与竞争范式兼容表现为厂商对生产中的规模经济与交通运输中的规模不经济的权衡导致生产活动在空间集聚；工厂城(factory town)追求利润最大化，导致城市规模不断扩大，规模经济收益和交通成本随之增加。在各城市间自由流动的劳动者对集聚收益和集聚成本的权衡使城市人口规模达到均衡，与此同时，城市达到最优规模，城市体系达到一般均衡。

³ 在此之前，有两篇实证估计城市最优规模的文献，分别是 Yezer and Goldfarb(1978)和 Kanemoto *et al.* (1996)。前者利用 90 个美国城市的样本数据，建立一条工资与城市规模的倒 U 形曲线函数，通过计算一阶条件找出倒 U 形曲线顶点对应的人口规模是 150 万到 250 万人。这一方法的缺陷是没有考虑不同城市会由于产业技术特征、市场潜力(market potential)、地理区位等因素的不同而有着不同的最优规模。后者的研究建立在亨利·乔治定理(Henry George Theorem, HGT)之上。他们技巧性地利用 HGT 中“总级差地租等于公共支出时，城市人口规模最优”的思想，通过比较各城市的相对值，判断日本东京的城市规模是否过大。这一方法不是严格意义上的计量经济学分析。

⁴ Au and Henderson(2006)的理论模型包含了影响城市人均收入的关键因素，由城市人均收入最大化问题的一阶条件，解出选择变量——城市最优规模的外生变量和参数——城市生产的外部规模经济、城市专业化分工程度、城市规模不经济所带来的运输成本、城际贸易成本、资本强度、市场潜力和城市体系中城市等级(urban hierarchy of cities)的函数。再将选择变量关于参数的函数代入目标函数，得到潜在人均收入的函数。因此，城市潜在人均收入是值函数(间接目标函数)，它和城市最优规模是联合内生的。

(2006)发表之后,评论者和引用者众多。在我们收集到的文献中,学者们的兴趣在于评估城市规模是否达到最优,如 Kim *et al.* (2014)评估韩国首尔都市区的规模效率、Hitzschke(2014)分析德国城市群的最优规模。

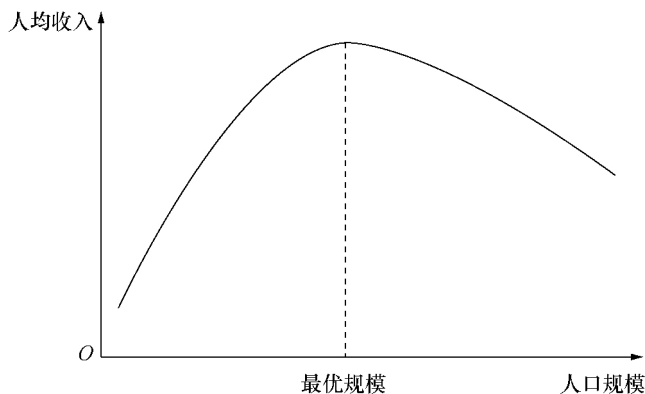


图1 城市规模与城市人均收入的倒U形曲线

本文与 Au and Henderson(2006)的联系是本文使用 Au and Henderson 模型测算了 1997—2008 年中国 204 个城市的最优规模。本文与之的区别是,后者先验地接受最优城市理论,由结构模型推导城市最优规模的理论值和潜在人均收入的理论值,再根据城市实际观测数据与理论数据之差计算城市规模缺口和人均收入缺口。由于城市最优规模的理论值和潜在人均收入的理论值是对偶关系,因此,它无法提供“城市规模越接近最优规模,人均收入越高”的证据。本文则通过检验废止收容遣送制度是否导致城市实际规模与最优规模的缺口缩小以及废止收容遣送制度是否导致城市人均收入提高,来验证最优城市理论能否成立。

除上述文献之外,与本文相关的文献还有两支:一是关于“中国城市规模是否过小”的讨论。Duranton and Puga(2004)证明在人口自由迁移的条件下,特定城市如果不是处于倒U形曲线的顶点,那么它将处于倒U形曲线的右侧。Au and Henderson(2006)发现 1997 年绝大部分中国城市处于倒U形曲线的左侧,他们猜测这是户籍制度导致的结果。Xu(2009)使用中国 1990—1997 年 155 个城市的面板数据,也发现中国城市规模小于最优规模,人均产出小于潜在产出的证据,他也认为这是户籍限制导致的结果。Li and Gibson(2015)使用 2010 年第六次人口普查数据重新检查中国城市是否太小问题,他们发现 2010 年中国 4/5 的城市与其最优规模接近,估计出来的人均产出损失也较 Au and Henderson(2006)小得多,他们认为这是人口流动加速的结果。本文的发现与这一支文献在逻辑上是一致的,不过与他们的关注点和理论意义不同。

二是关于“农民工进入城市对城市就业和城市人均收入的影响”的讨论。

Card(2005)和 Ottaviano and Peri(2012)发现,外来移民对美国本土低技能工人的经济地位产生不利的影响;Combes *et al.* (2015)使用 2007 年中国家庭收入调查数据、2005 年 1%人口抽样调查数据和 2008 年城市统计年鉴数据,通过分解替代/互补效应,估算了农民工进城对城市居民名义工资水平的影响,他们发现外来人口提高了劳动生产率。陆铭等(2012)利用中国家庭收入调查(CHIP)2002 年和 2007 年的数据,发现城市规模每扩大 1%,个人的就业概率平均提高 0.039—0.041 个百分点。高技能和低技能组别的劳动力均从城市规模的扩大得到好处,而且低技能组别劳动力的受益程度更高。都阳等(2014)使用 2005 年 1%人口抽样调查和 2010 年第六次全国人口普查数据发现劳动力从农村向城市流动可以扩大城市的劳动力市场规模,并提高城市经济的全要素生产率(TFP)。他们预测未来 6 年通过深化户籍制度改革所提高的全要素生产率所带来的经济净收益约为 GDP 的 2 个百分点。这一支文献为废止收容遣送制度之后,农民工进城导致城市人均收入提高提供了微观证据。从本文的视角来看,农民工进城之所以没有表现出拉美国家“城市病”——失业增加和人均收入下降,而表现为城市人均收入提高,是因为当时中国城市规模小于其最优规模,因此,人口向城市流动导致城市实际规模与最优规模的缺口缩小,城市人均收入提高。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分回顾收容遣送制度的历史沿革;第三部分是分析框架;第四部分是变量与数据;第五部分是实证结果;第六部分是结语。

二、背 景

(一) 收容遣送制度的历史沿革

1. 计划经济时期,收容遣送制度建立

计划经济时期,中国政府奉行“压缩城市人口的方针”⁵,构造了集“户口登记制度”与“粮油供应制度”于一身的户籍管理制度和与之配套的收容遣送制度。体制内粮食分配体系是计划经济时期政府抑制人口迁徙的关键手段⁶,但是,在“三年困难时期”,严格的户籍和粮食供应制度并没有杜绝农

⁵ 见国务院于 1956 年 12 月 30 日颁布的《关于防止农村人口盲目外流的指示》和 1957 年 7 月 29 日颁布的《批转关于实施阻止农民盲目流入城市和削减城市人口工作所面临的问题及解决办法的报告》。

⁶ 1953 年 11 月,政务院发布《关于实行粮食的计划收购和计划供应的命令》及《粮食市场管理暂行办法》,规定城镇人口凭城镇户口按人定量供应,农民吃粮自行解决,确立了粮食的统购统销体制。1963 以后,公安部在人口统计中把是否吃计划供应的商品粮作为划分户口性质的标准,吃国家供应粮食的家户即被划为“非农业户口”。这样,居民户籍关系与粮油关系实现了一体化。户籍与粮食关系的结合,一方面确保对城镇居民供应口粮,另一方面使得农村人口即使流入城市后也将因无处买粮而退回乡里,因此,基本排除了农民自行进城找工作的可能性。

民的“盲目流动”。1961年11月11日，中共中央在批转公安部《关于制止人口自由流动的报告》中决定大中城市设立“收容遣送站”，将盲目流入城市人员强制收容，审查鉴别后遣返原籍。余亚梅和唐贤兴(2012a)指出，这一时期建立起来的“收容遣送站”运作体系和政策层面相关制度安排，标志着收容遣送制度建立起来。

我们有必要指出，虽然收容遣送制度诞生之初就是为制止人口自由流动，但是，在计划经济时期，粮食定量供应体制有效地控制了外来人口进入城市，收容遣送制度只是针对零星的进城乞讨人员的辅助措施。

2. 1991—2003年，收容遣送对象扩大到“三无”人员

改革开放以后，粮食和生活资料供应短缺逐步缓解，在以下3个因素的共同作用下，“民工潮”出现了：(1)议价粮供应大增且价格逐步下降⁷；(2)大中城市经济发展增加了对劳动力的需求；(3)1985年，公安部颁布《关于城镇暂住人口管理的暂行规定》赋予公民在非户籍地居住的合法性。

为解决农民工无序涌入大中城市问题，1991年5月国务院印发文件《关于收容遣送工作改革问题的意见》，明确将“三无”人员——无合法证件、无固定住所、无稳定收入的人员——纳入收容遣送范围，此即新收容遣送制度。1995年8月公安部下发《公安部关于加强盲流人员管理工作的通知》确定“三无”人员即盲流人员，是“流动人口中无合法证件、无固定住所及无正当工作或经济收入的人员，多为盲目外出找工作或流浪乞讨人员”。

3. “孙志刚事件”导致收容遣送制度废止

2003年3月，媒体曝光“孙志刚事件”成为废止收容遣送制度导火索。2003年6月20日，国务院总理温家宝签署国务院令，废止收容遣送制度。从此，外来人口在大中城市寻找工作再无收容遣送之虞。

(二) 实施新收容遣送制度的原因

邱志勇(2003：第79页)认为“人员的急剧流入会凸显城市容纳能力的局限性，造成流动人口与常住人口争利的紧张局面”是政府推出新收容遣送制度的原因。余亚梅和唐贤兴(2012b：第77页)指出“收容遣送的政策目标，就是限制外来人口流入，劝阻农民进城，让农民安心从事农业生产”。我们认为，除此之外，实施新收容遣送制度还与国家实行“差别化城市规模控制政策”⁸和在当时条件下地方政府对与地区经济增长无直接贡献的“非经济性公共物品”供给不足有关(傅勇，2010)。

⁷ 议价粮是指在20世纪80年代，政府在粮食定量供应之外，容许市民不用购粮证和粮票购买的高价粮。

⁸ 当“民工潮”出现以后，一方面，国务院1991年5月出台《关于收容遣送工作改革问题的意见》应对外来人口“无序”“盲目”进入大中城市找工作；另一方面，商业部公安部1991年5月联合发布《关于自理口粮户口人员“农转非”办理户粮关系有关问题的通知》，允许中小城市对符合条件的农业户口人员转为非农业户口。

(三) 实施收容遣送制度的影响

收容遣送制度不但增加了外来人口进城找工作的心理成本,而且实际遣送了大量进城寻找工作的外来人口,从而实质上影响了劳动力流动和城市人口规模。据媒体报道,广东省 2000 年共收容遣送 58 万人次,其中,青壮年占 93.1%;北京市 1999 年共收容遣送 14.9 万人次,2000 年仅上半年就已经达 18 万人次。⁹

(四) 废止收容遣送制度是随机事件

“孙志刚事件”是偶发事件,从逻辑上看,废止收容遣送制度在时间点上 是外生的。这有利于我们将废止收容遣送制度视为自然实验来检验最优城市理论。

三、分析框架

(一) 命题

本文试图检验的命题如下:

命题一: 废止收容遣送制度扩大了相关城市人口规模。

命题二: 废止收容遣送制度缩小了城市最优规模与实际规模之间的缺口。

命题三: 废止收容遣送制度提升了相关城市的人均收入。

上述三个命题构成了一个逻辑自治体系:(1) 命题一是基础;(2) 命题二 是对最优城市理论的直接检验;(3) 命题三是命题二的推论。如果命题二成 立,按最优城市理论,命题三也将成立。否则,我们就发现了最优城市理论 不成立的证据。

(二) 识别方法

1. 双重差分模型

本文以 2003 年以前对“三无”人员实施收容遣送制度的城市作为处理 组,以未对“三无”人员实施收容遣送制度的城市作为对照组,通过双重差 分模型(DID)研究废止收容遣送制度前后,处理组和对照组在城市规模、城市 规模与最优规模之间的缺口、人均收入三个方面的净差异有多少可以归因于 废止收容遣送制度。

DID 是由处理组在政策前后差分得到政策效应和时间效应,由控制组在

⁹ 数据来源:广东新闻《六问收容制度》, <http://www.southcn.com/news/gdnews/nyda/200305270158.htm>。

政策前后差分后得到时间效应，两者之间再差分得到政策效应。本文的 DID 估计方程设定如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treated}_i + \beta_2 \text{Post}_t + \beta_3 \text{Treated}_i \times \text{Post}_t + \beta_4 X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

其中， Y_{it} 是因变量，在不同的命题检验中分别表示常住非户籍人口、城市总人口、城市规模缺口和人均非农收入。 Treated_i 是表示处理组与控制组城市的分组虚拟变量，当 $\text{Treated}_i = 1$ 时表示 2003 年 6 月以前对“三无”人员实施收容遣送制度的城市，系数 β_1 刻画的是处理组与对照组的平均差异。 Post_t 是表示废止收容遣送制度的时间虚拟变量，系数 β_2 刻画的是政策实施前后两期的平均差异。收容遣送制度废止的时间是 2003 年 6 月至 12 月，我们把 2004 年以及以后时间段设为 $\text{Post}_t = 1$ ，2003 年及以前设为 $\text{Post}_t = 0$ 。¹⁰ $\text{Treated}_i \times \text{Post}_t$ 是交互项，系数 β_3 是我们关注的政策效应。 X_{it} 表示所有的其他控制变量。

2. 内生性风险与解决思路

DID 估计面临两类内生性问题，其一是样本选择性偏误(selection bias)，政府不会随机选择哪些城市实施收容遣送制度，哪些不实施，这导致分组变量是所谓内生虚拟变量(dummy endogenous variable)。如果政府是基于可观测变量选择哪些城市作为处理组，那么，在 DID 估计方程中控制该可观测变量就可以解决样本选择问题。如果政府是基于不可观测因素做出选择，那么，需要根据非观测因素的性质，决定如何解决样本选择问题。我们把式(1)中的随机误差项 ε_{it} 分成两个部分：一是个体固定效应，即式(1)中所有影响 Y_{it} 且不随时间变化(time invariant)的非观测因素，用 α_i 表示。二是时变误差，即式(1)中因时而变(time varying)且影响 Y_{it} 的非观测因素，用 μ_{it} 表示。这样，式(1)变为

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treated}_i + \beta_2 \text{Post}_t + \beta_3 \text{Treated}_i \times \text{Post}_t + \beta_4 X_{it} + \alpha_i + \mu_{it}. \quad (2)$$

如果 Treated_i 与 α_i 相关，则可以使用固定效应估计消除选择性偏误。如果 Treated_i 与 μ_{it} 相关，则应该使用 Maddala (1983) 提出的干预效应模型(treatment effect model, TE)对虚拟内生变量建模，校正选择性偏误。按 Khandker *et al.* (2010) 的建议，我们可以通过平行趋势检验来验证上述方法是否消除了分组变量内生所导致的偏误。

其二是同期其他事件可能导致交互项系数 β_3 显著。我们将使用虚假因变量检验，排除 2003—2004 年发生的诸如基础设施投资增长、房地产市场启动、城市行政区划调整、城市最优规模变化、“非典”爆发等事件所导致的 β_3

¹⁰ 在实证中，我们尝试过取 2003 年为政策变化时间，取 2002 年及以前为 $\text{Post}_t = 0$ ，2003 年及以后为 $\text{Post}_t = 1$ ，DID 估计结果没有变化。

显著;使用虚假处理组检验确认交互项显著只发生在真实的处理组相对于对照组之间。

3. 干预效应模型

通过对内生虚拟变量(dummy endogenous variable)建模来修正选择性偏误是 Heckman(1979)的贡献。他把未观测到的选择因素看成遗漏变量问题,从样本选择模型中获得信息,矫正内生虚拟变量产生的偏误。Maddala(1983)将 Heckman 的样本选择视角扩展至政策评价领域,发展出了干预效应模型。本文的干预效应模型(TE)设定如下:

回归方程:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treated}_i + \beta_2 \text{Post}_t + \beta_3 \text{Treated}_i \times \text{Post}_t + \beta_4 X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

选择方程

$$\text{Treated}_i^* = \omega C_{it} + u_{it}, \quad (4)$$

其中, ε_{it} 和 u_{it} 是式(3)和式(4)的误差项,且服从二元正态分布,均值为 0、协方差矩阵为 $\begin{pmatrix} \sigma_\varepsilon & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}$ 。式(4)中, C_{it} 是一组影响城市是否实施收容遣送制度的自变量,其中至少包含一个独立解释变量,它不进入回归方程,但是极可能影响城市实施收容遣送的概率。 Treated_i^* 是潜在变量,如果 $\text{Treated}_i^* > 0$,则观察到式(3)中 $\text{Treated}_i = 1$,否则 $\text{Treated}_i = 0$ 。式(3)和式(4)表达了一个转换回归(switching regression),通过用式(4)替换式(3)中的 Treated_i ,我们就控制了式(3)由样本选择问题引起的偏误。对这一方法的详尽推导参见 Maddala(1983)和 Guo and Fraser(2009)。

四、变量、数据与经验观察

(一) 变量

1. 回归方程的因变量

为检验本文三个核心命题,我们使用了 5 种不同的因变量:(1)常住非户籍人口、总人口、非农就业规模、规模缺口、人均非农 GDP。其中,常住非户籍人口、城市总人口和城市非农就业规模三个变量代表城市规模。由于《中国城市统计年鉴》报告的总人口是户籍人口,而受政府实施或废止收容遣送制度影响最大的群体是没有户籍的常住人口。因此,我们在基准回归中使用常住非户籍人口,把总人口和非农就业规模作为因变量的情形放入稳健性检验。

2. 回归方程的控制变量

在检验命题一和命题二的回归方程中，本文所使用的控制变量及控制意图如下：① 人均非农 GDP(对数)和第二、三产业增加值比率，意图控制城市经济发展水平和产业结构的影响；② 市场潜力(对数)¹¹，意图控制经济集聚的影响；③ 人均固定资产投资额(对数)、人均资本存量(对数)¹² 和人均 FDI，意图控制投资、资本存量和投资环境的影响；④ 人均财政支出(对数)和普通中学的师生比，意图控制公共服务供给水平的影响；⑤ 人均建成区面积和人均铺设道路面积，意图控制城市人口密度和拥挤程度的影响；⑥ 人均绿地面积，意图控制城市环境的影响。

在检验命题三回归方程中，本文所使用的控制变量及意图如下：① 第二、三产业增加值比率，意图控制经济结构的影响；② 人均固定资产投资额(对数)、人均资本存量(对数)、人均 FDI，意图控制投资、资本存量和投资环境的影响；③ CPI，意图控制通货膨胀的影响；④ 市场潜力(对数)、就业密度和非农就业(对数)，意图控制经济集聚水平的影响；⑤ 西部地区城市虚变量、中部地区城市虚变量，意图控制地区发展不平衡的影响。

3. 选择方程的解释变量

在式(4)中，我们选择了人均非农 GDP(对数)、总人口(对数)、第二、三产业比率、就业密度、人均建成区、省会城市虚拟变量、人口机械增长率等作为影响城市是否实施收容遣送制度的解释变量，其中人口机械增长率是独立解释变量。

(二) 数据来源

本文所使用的基础数据全部来源于 1990—2009 年的《中国城市统计年鉴》中市辖区数据。另有 5 个数据由作者计算得到，具体为：(1) 常住非户籍人口，使用市辖区 GDP 总量数据除以市辖区人均 GDP 数据得到市辖区常住人口¹³，再由市辖区常住人口减去市辖区户籍人口得到市辖区常住非户籍人口。(2) 城市规模缺口，利用 Au and Henderson(2006)模型所计算出的每个城市最优规模减去城市的实际非农就业得到。(3) 就业密度，通过计算每平方米建成区上有多少非农就业人数得出。(4) 市场潜力，根据 Au and Henderson(2006)推导的公式进行计算。(5) 各城市之间距离以及到主要港口距离由 GIS 地图系统产生。

¹¹ 城市的市场潜力(market potential)是通过衡量其他城市的总支出，并经本城市与其他城市之间的距离折现加总而出得到的，用来表示这个城市生产的所有产品销售所能够取得的最大收入。

¹² 本文参照 Au and Henderson(2006)的做法，使用《中国城市统计年鉴》中“独立核算工业企业固定资产净值年平均余额”作为资本存量的代理变量。

¹³ 我们在《1949—2008 新中国 60 年统计资料汇编》中查到了北京市常住人口数据。与我们计算得出的常住人口数据对比发现，除人口普查年份有出入之外，两个数据高度吻合。

(三) 样本筛选

我们的样本分为两组, 一组是全样本, 指 Au and Henderson(2006)选择的 204 个城市, 其中处理组有 55 个城市¹⁴, 对照组有 149 个城市; 另一组是筛选样本, 只包括 Au and Henderson(2006)选择的 204 个城市中的特大城市和大城市, 其中处理组是剔除直辖市、副省级城市和省会城市之后余下的实施过收容遣送的 22 个城市¹⁵, 对照组是特大城市和大城市中沒有实施过收容遣送制度的 64 个城市。

(四) 描述性统计

表 1 提供了主要变量的描述性统计。

(五) 经验观察

图 2—图 4 显示 1997—2008 年处理组和对照组城市规模和人均收入的时间序列。从图中可以发现: (1) 2003 年之前, 无论是全样本还是筛选样本, 处理组常住非户籍人口规模都较小。这说明当时收容遣送制度在控制“三无”人员上是有效的¹⁶。(2) 2003 年之前, 在全样本中, 处理组和控制组的城市规模和人均收入水平具有共同趋势; 在筛选样本中, 两者趋势几乎合一。这有利于我们使用 DID 模型推断政策效应。(3) 2003 年之后, 无论是城市规模还是人均收入, 处理组相对于控制组均发生了明显的跳跃, 而且人均收入跳跃的发生时间要晚于城市规模。这可能是废止收容遣送制度导致城市规模扩大, 进而, 人均收入提高的直观证据。当然, 我们需要严格的计量分析才能推断 2003—2004 年间处理组相对于对照组发生的跳跃是否具有统计上的显著性, 以及是否能把这一跳跃归因于废止收容遣送制度。

¹⁴ 属于全样本中处理组的城市有: 北京、天津、石家庄、唐山、太原、呼和浩特、沈阳、大连、锦州、辽阳、长春、吉林、哈尔滨、上海、南京、无锡、徐州、苏州、淮安、杭州、宁波、温州、合肥、福州、厦门、泉州、南昌、新余、济南、青岛、烟台、德州、郑州、洛阳、武汉、十堰、襄樊、长沙、岳阳、广州、深圳、汕头、佛山、肇庆、东莞、南宁、梧州、海口、成都、贵阳、昆明、西安、兰州、西宁、乌鲁木齐。资料来源: 中经网的“中国法律法规库检索查询系统”、北大法宝的“法律法规库”、110 网的“中国法律法规库”、北大法意的“中国法律法规库”、法律之星的“法规库”。重庆也对三无“人员”出台了收容遣送制度, 但由于重庆没有 1997 年以前的数据, Au and Henderson(2005)把它排除在 204 个城市之外, 我们也沿用了这一做法。

¹⁵ 进入筛选样本处理组的城市有 22 个, 具体如下: 唐山、锦州、辽阳、吉林、无锡、徐州、苏州、淮安、温州、泉州、新余、烟台、德州、洛阳、十堰、襄樊、岳阳、汕头、佛山、肇庆、东莞、梧州。

¹⁶ 对照组常住非户籍人口规模较小的原因与对照组城市的人口流入数量小而且户籍较为容易取得有关, 而处理组常住非户籍人口规模小则与武红玉(2003)讨论的利益驱动导致收容遣送扩大化有关。有媒体指出公安和民政部门有严格执行收容遣送制度的经济激励, 甚至成为相关部门的一个重要的创收手段。

表 1 变量描述性统计

变量	全样本				筛选样本					
	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
常住非户籍人口(万人) ¹⁷	1 632	9.45	57.38	-85.20	641.61	688	5.75	39.99	-85.20	519.98
城市缺口(万人) ¹⁸	2 448	-10.47	165.51	-496.44	236.44	1 032	-26.26	159.95	-496.44	236.44
总人口(万人)	2 448	130.34	148.06	13.09	1 321.70	1 032	113.48	64.82	26.2	656.07
非农就业(万人)	2 448	31.88	54.12	1.42	630.04	1 032	24.29	13.54	4.01	114.35
人均非农 GDP(元)	2 448	21 735.17	22 113.4	1 294.18	342 013.1	1 032	22 619.07	18 997.78	2 216.44	211 030.9
人均固定资产投资(元)	2 448	9 925.07	9 807.26	181.48	72 693.88	1 032	9 665.53	9 137.79	418.10	58 472.16
人均外商直接投资(元)	2 448	258.78	475.07	0	8 204.61	1 032	161.25	356.72	0	5 968.96
人均财政支出(元)	2 448	2 240.50	2 481.86	90.43	39 016.77	1 032	2 097.11	1 670.23	146.11	15 701.94
人均资本存量(元)	2 448	14 839.81	20 111.77	256.90	731 303.1	1 032	16 754.05	15 352.27	314.88	181 097.5
市场潜力(亿)	2 448	829.71	618.61	97.64	3 561.93	1 032	867.04	644.68	3 561.93	3 561.93
CPI(以 1997 年为 1)	2 448	1.0255	0.0618	0.9363	1.2803	1 032	1.0222	0.0596	0.9363	1.2267
第二、三产业增加值的比率	2 448	1.37	0.68	0.20	6.60	1 032	1.46	0.63	0.27	5.43
人均建成区面积(平方米)	2 448	73.98	37.56	6.40	442.65	1 032	75.11	32.77	6.40	406.22
人口机械增长率(%)	2 448	0.0440	0.3019	-0.8239	5.8619	1 032	0.0530	0.3504	-0.8239	5.8619
就业密度(万人/平方千米)	2 448	0.3556	0.2526	0.0219	3.2773	1 032	0.3576	0.2408	0.0219	3.1959
人均铺设道路(平方米)	2 448	7.08	4.8558	0.14	64	1 032	7.61	5.20	0.80	48
师生比(普通中学) ¹⁹	2 448	0.0648	0.0127	0.0396	0.1187	1 032	0.0652	0.0130	0.0264	0.1490
人均绿地(平方米)	2 448	29.44	52.99	0.57	1 179.22	1 032	32.79	66.29	1.88	1 179.22

资料来源:作者整理。

¹⁷ 由于在 1997—2000 年《中国城市统计年鉴》中不统计人均 GDP 这一数据,因此常住非户籍人口是从 2001 年后开始计算。
¹⁸ 为了消除极端值的影响,我们对城市规模缺口进行了缩尾(winsorize)处理,将落于(2.5%,97.5%)之外的观测值分别替换为 2.5%和 97.5%分位上的观测值。
¹⁹ 感谢匿名审稿人指出《中国城市统计年鉴》报告的个别城市师生比(普通中学)存在异常值,我们对此进行缩尾处理。

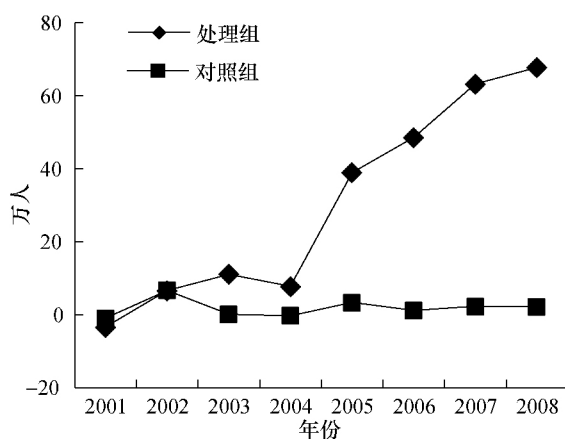


图 2A 常住非户籍人口：2001—2008 年(全样本)

资料来源：本文根据《中国城市统计年鉴》计算。

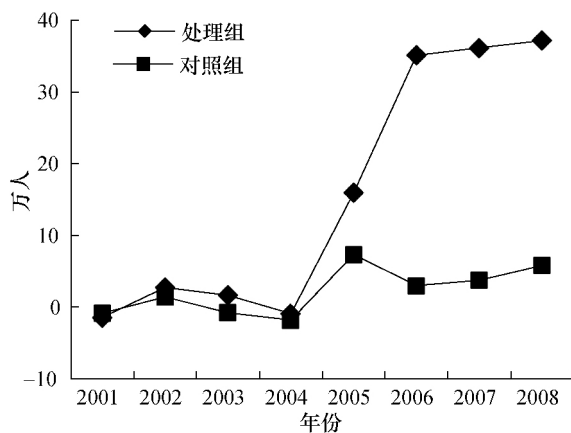


图 2B 常住非户籍人口：2001—2008 年(筛选样本)

资料来源：本文根据《中国城市统计年鉴》计算。

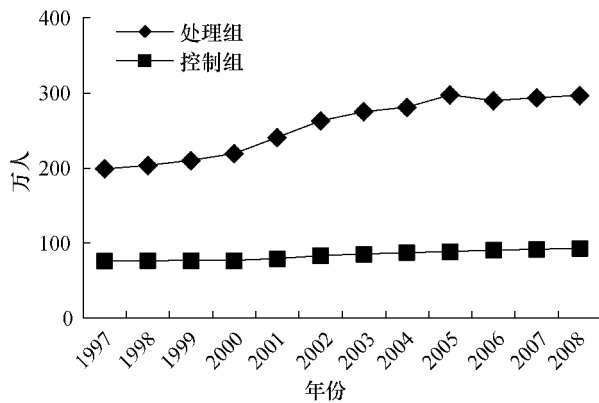


图 3A 总人口：1997—2008 年(全样本)

资料来源：1998—2009 年《中国城市统计年鉴》。

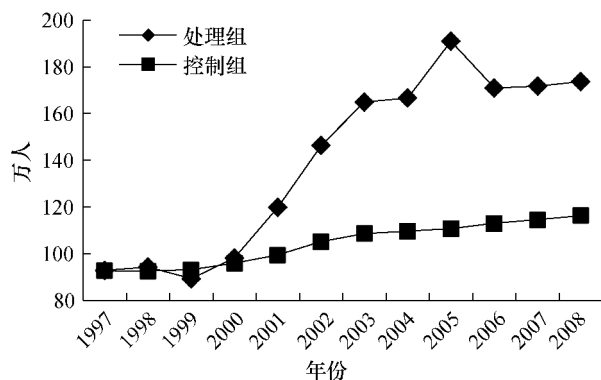


图 3B 总人口：1997—2008 年(筛选样本)

资料来源：1998—2009 年《中国城市统计年鉴》。

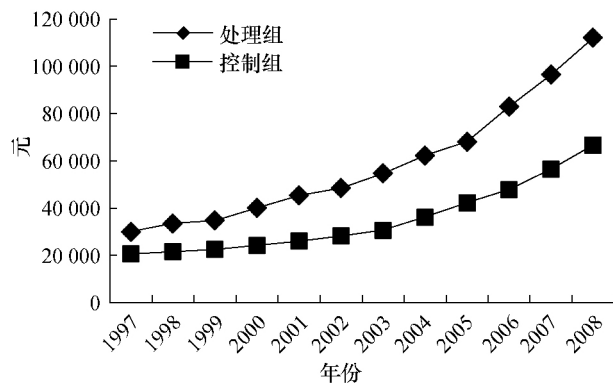


图 4A 人均非农 GDP：1997—2008 年(全样本)

资料来源：1998—2009 年《中国城市统计年鉴》。

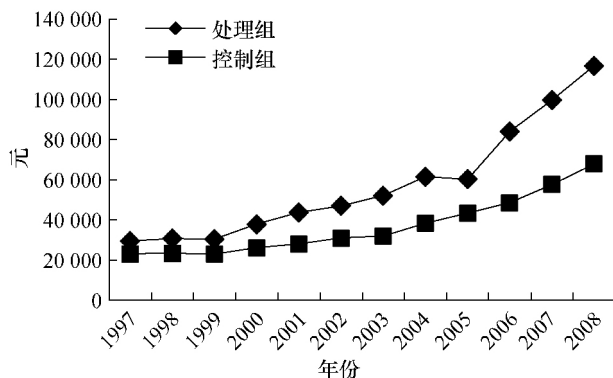


图 4B 人均非农 GDP：1997—2008 年(筛选样本)

资料来源：1998—2009 年《中国城市统计年鉴》。

五、实证结果分析

(一) 基准估计

1. 废止收容遣送对城市人口规模的影响

表 2 报告了废止收容遣送制度对常住非户籍人口的影响。第(1)—(3)列是全样本数据的回归结果,第(4)—(6)列是筛选样本数据的回归结果。其中,第(1)列与第(4)列是没有加入固定效应的 DID 估计。第(2)列与第(5)列使用了双向固定效应(城市固定效应与时间固定效应)的 DID 估计,同时,我们将部分控制变量滞后一期以解决可能存在的同期内生性,我们称这一估计结果为 DID-FE。第(3)列与第(6)列使用了处置效应(TE)模型解决分组变量 $Treated_i$ 与时变误差相关导致的样本选择性偏误,同样的,我们将部分解释变量滞后一期以解决可能存在的同期内生性,我们称这一估计结果为 DID-TE。

表 2 显示的回归结果支持命题一成立。 $Treated_i \times Post_t$ 的回归系数估计值显示,在全样本中废止收容遣送制度导致城市常住非户籍人口显著增加约 37.8 万,在筛选样本中,废止收容遣送制度导致城市常住非户籍人口显著增加约 21 万。主要控制变量估计系数的大小、符号和显著性水平符合预期。第(3)列和第(6)列 χ^2 统计量显著说明 $Treated_i$ 与时变误差相关,因此,需要使用干预效应模型纠正样本选择偏误。基于此,读者应该更为相信 DID-TE 的结果。

表 2 废止收容遣送对常住非户籍人口的影响

因变量: 常住非 户籍人口	全样本			筛选样本		
	DID (1)	DID-FE (2)	DID-TE (3)	DID (4)	DID-FE (5)	DID-TE (6)
$Treated_i \times Post_t$	36.74*** (5.55)	33.55*** (6.06)	37.79*** (5.35)	15.97** (2.26)	13.34** (2.08)	20.81** (2.25)
控制变量	全部	全部	全部	全部	全部	全部
城市固定效应		✓			✓	
时间固定效应		✓			✓	
滞后控制变量		✓	✓		✓	✓
处置效应			✓			✓
样本量	1 632	1 632	1 632	688	688	688
处理组城市	55	55	55	22	22	22
对照组城市	149	149	149	64	64	64
R^2	0.2644	0.6331		0.2049	0.6051	
Wald			66.82***			26.75**
χ^2			13.51***			9.42**

注:(1)***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著。估计系数下面括号内报告的是经过异方差稳健标准误差调整的 t 统计量或 z 统计量。(2)为节约版面,虚拟变量 $Treated_i$ 和 $Post_t$ 的估计系数没有报告。(3)在 DID-TE 中,Wald 是衡量 TE 模型拟合度的检验,当其显著时,表明回归模型中所使用的协变量是恰当的; χ^2 统计量是针对原假设 $H_0: \rho=0$ 的似然比检验的结果。这一比值检验的是将一个针对选择方程的独立 Probit 模型和一个针对观察数据的回归模型的联合似然值(joint likelihood)与干预效应模型的似然值进行比较。拒绝原假设意味着干预效应模型是合适的。(4)滞后控制变量包括人均非农 GDP、人均固定资产投资额、人均 FDI、人均财政支出、人均资本存量。

2. 废止收容遣送对城市规模缺口的影响

表3显示的结果支持命题二成立，对于那些曾经实施过收容遣送制度的城市，在废止收容遣送制度后，实际人口规模与最优城市规模之间的差距缩小了15万—20万人。

表3 废止收容遣送制度对城市规模缺口的影响

因变量： 城市 规模缺口	全样本			筛选样本		
	DID (1)	DID-FE (2)	DID-TE (3)	DID (4)	DID-FE (5)	DID-TE (6)
$Treated_i \times Post_t$	-14.93* (-1.89)	-19.96*** (-3.52)	-20.42** (-2.52)	-24.23** (-2.14)	-25.98*** (-2.69)	-19.67* (-1.76)
控制变量	全部	全部	全部	全部	全部	全部
城市固定效应		✓			✓	
时间固定效应		✓			✓	
滞后控制变量		✓	✓		✓	✓
处置效应			✓			✓
样本量	2 448	2 448	2 448	1 032	1 032	1 032
处理组城市	55	55	55	22	22	22
对照组城市	149	149	149	64	64	64
R^2	0.2844	0.6068		0.3610	0.6104	
Wald			461.18***			368.52***
χ^2			0.73			25.27***

注：(1) ***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著。估计系数下面括号内报告的是经过异方差稳健标准误差调整的 t 统计量或 z 统计量。(2) 为节约版面，虚拟变量 $Treated_i$ 和 $Post_t$ 的估计系数没有报告。(3) 在 DID-TE 中，Wald 是衡量 TE 模型拟合度的检验，当其显著时，表明回归模型中所使用的协变量是恰当的； χ^2 统计量是针对原假设 $H_0: \rho=0$ 的似然比检验的结果。这一比值检验的是将一个针对选择方程的独立 Probit 模型和一个针对观察数据的回归模型的联合似然值 (joint likelihood) 与干预效应模型的似然值进行比较。拒绝原假设意味着干预效应模型是合适的。(4) 滞后控制变量包括人均非农 GDP、人均固定资产投资额、人均 FDI、人均财政支出、人均资本存量。

3. 废止收容遣送制度对人均非农 GDP 的影响

表4显示的结果支持命题三成立，废止收容遣送制度提高了处理组城市的人均非农 GDP，增长幅度约为 4.1%—7.4%。

表4 废止收容遣送制度对人均非农 GDP 的影响

因变量： 对数人均 非农 GDP	全样本			筛选样本		
	DID (1)	DID-FE (2)	DID-TE (3)	DID (4)	DID-FE (5)	DID-TE (6)
$Treated_i \times Post_t$	0.0410* (1.91)	0.0603*** (4.31)	0.0417* (1.76)	0.0612* (1.81)	0.1062*** (5.17)	0.0738* (1.87)
控制变量	全部	全部	全部	全部	全部	全部
城市固定效应		✓			✓	
时间固定效应		✓			✓	
滞后控制变量		✓	✓		✓	✓
处置效应			✓			✓
样本量	2 448	2 448	2 448	1 032	1 032	1 032
处理组城市	55	55	55	22	22	22

(续表)

因变量: 对数人均 非农 GDP	全样本			筛选样本		
	DID	DID-FE	DID-TE	DID	DID-FE	DID-TE
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
对照组城市	149	149	149	64	64	64
R^2	0.8858	0.9642		0.8842	0.9668	
Wald			16 680.84***			7 466.86***
χ^2			28.06***			15.06***

注: (1) 滞后控制变量包括人均固定资产投资额、人均 FDI、人口自然增长率、人均财政支出、人均资本存量、就业密度。(2) ***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著。估计系数下面括号内报告的是经过异方差稳健标准误调整的 t 统计量或 z 统计量。(3) 为节约版面, 虚拟变量 $Treated_i$ 和 $Post_t$ 的估计系数没有报告。(4) 在 DID-TE 中, Wald 是衡量 TE 模型拟合度的检验, 当其显著时, 表明回归模型中所使用的协变量是恰当的; χ^2 统计量是针对原假设 $H_0: \rho=0$ 的似然比检验的结果。这一比值检验的是将一个针对选择方程的独立 Probit 模型和一个针对观察数据的回归模型的联合似然值(joint likelihood)与干预效应模型的似然值进行比较。拒绝原假设意味着干预效应模型是合适的。(5) 滞后控制变量包括人均非农 GDP、人均固定资产投资额、人均 FDI、人均财政支出、人均资本存量。

(二) 平行趋势检验

按 Khandker *et al.* (2010) 证明, 在 DID 模型中, 时间虚拟变量、分组虚拟变量及交互项与误差项无关等价于平行趋势假设。平行趋势假设是指“如果没有干预, 处理组和对照组将有共同变化趋势”, 对此的检验被称为平行趋势检验。本文的检验方法是以 2003—2005 年为政策效应发生作用时期, 将剩余数据分为两个时间段: 1997—2002 年和 2006—2008 年, 分别对应废止收容遣送制度之前与之后, 利用 DID-TE 估计模型逐年考察 $Treated_i \times Post_t$ 的估计系数是否显著。以 1998 年为例, 令 1997 年的 $Post_t=0$, 1998 年、1999 年、2000 年、2001 年和 2002 年的 $Post_t=1$ 。如果 $Treated_i \times Post_t$ 的系数不显著, 则说明处理组和对照组在 1998 年有共同趋势。

表 5 显示 $Treated_i \times Post_t$ 的估计系数在多数年份都在统计上无异于 0, 说明处理组和对照组有共同趋势。在筛选样本中, 2002 年处理组的常住非户籍人口相对于对照组发生跳跃, 这一跳跃在 10% 显著水平上显著, 但是, 总人口、城市规模缺口和人均非农 GDP 却没有跳跃。这可能暗示筛选样本中的处理组实施收容遣送制度与常住非户籍人口跳跃式增长有关。

平行趋势检验印证了两个问题: 第一, 无论是废止收容遣送制度之前还是之后, 在控制其他因素的条件下, 处理组和对照组都具有相近或相同的趋势。第二, 处理组相对于对照组跳跃的时间点正是废止收容遣送制度的时间点。

(三) 安慰剂检验

我们面临的一个挑战是, 为什么 2003—2004 年处理组相对于对照组的跳跃不是同期发生的其他事件导致的呢? 对此, 我们使用安慰剂检验来排除这一风险。

表5 平行趋势检验

时间段	考察年份	常住非户籍人口		log(总人口)		城市规模缺口		log(人均非农GDP)	
		全样本	筛选样本	全样本	筛选样本	全样本	筛选样本	全样本	筛选样本
废止前 1997—2002年	1998	—	—	0.0198 (0.24)	0.0142 (0.12)	-16.86 (-1.24)	-7.85 (-0.39)	-0.0322 (-0.60)	0.0425 (0.46)
	1999	—	—	-0.0125 (-0.19)	-0.0021 (-0.02)	15.81 (1.32)	11.02 (0.58)	0.0026 (0.06)	0.0899 (1.32)
	2000	—	—	0.0261 (0.42)	0.0903 (0.91)	2.80 (0.26)	-1.16 (-0.07)	-0.0154 (-0.40)	0.0471 (0.82)
	2001	—	—	0.0506 (0.77)	0.1138 (1.07)	6.49 (0.57)	9.14 (0.57)	0.0052 (0.14)	0.0679 (1.19)
	2002	2.01 (0.26)	5.33* (1.83)	0.1011 (1.22)	0.1276 (0.96)	-21.09 (-1.50)	-7.05 (-0.36)	0.0306 (0.65)	0.0877 (1.21)
废止后 2006—2008年	2006	16.27 (1.21)	19.00 (1.32)	-0.0369 (-0.38)	-0.0555 (-0.44)	-5.54 (-0.36)	8.39 (0.40)	0.0492 (1.24)	0.0708 (1.18)
	2007	15.98 (1.24)	17.52 (1.30)	-0.0650 (-0.78)	-0.0508 (0.47)	2.39 (0.18)	5.29 (0.30)	0.0216 (0.61)	-0.0020 (-0.03)
	2008	11.72 (0.71)	9.51 (0.45)	-0.0561 (-0.57)	-0.0483 (-0.39)	14.22 (1.03)	10.54 (0.63)	0.0137 (0.36)	-0.0198 (-0.34)

注：(1) 本表所用的估计方法是 DID-TE，表格报告了 $Treated_t \times Post_t$ 的估计系数和经异方差稳健标准误差调整的 t 统计量，估计系数不显著说明处理组和控制组在该年份具有共同趋势。(2) **、*、* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著。估计系数下面括号内报告的是经过异方差稳健标准误差调整的 t 统计量或 z 统计量。(3) 为节约版面，虚拟变量 $Treated_t$ 和 $Post_t$ 的估计系数没有报告。(4) 在 DID-TE 中，Wald 是衡量 TE 模型拟合程度的检验，当其显著时，表明回归模型中所使用的协变量是恰当的； χ^2 统计量是针对原假设 $H_0: \rho=0$ 的似然比检验的结果。这一比值检验的是将一个针对选择方程的独立 Probit 模型和一个针对观察数据的回归模型的联合似然值 (joint likelihood) 与干预效应模型的似然值进行比较。拒绝原假设意味着干预效应模型是合适的。(5) 滞后控制变量包括人均非农 GDP、人均固定资产投资额、人均 FDI、人均财政支出、人均资本存量。

1. 虚假因变量检验

为排除固定资产投资增长、房地产市场启动、城市行政区划调整、国务院发布《关于促进农民增加收入若干政策的意见》、城市最优规模变化、人口自然增长率变化、“非典”爆发等事件导致处理组相对于对照组发生跳跃,我们以人均固定资产投资、人均住宅投资、房地产业从业人数、市辖区土地面积、人均第一产业增加值、城市最优规模、人口自然增长率、人均医生数量等不受收容遣送制度影响的变量作为虚假因变量,使用相同的处理组和对照组以及相同的处理年份,检验交互项的估计系数是否显著异于 0。

表 6 虚假因变量检验的估计结果

	(log) 人均固定 投资	(log) 人均住宅 投资额	(log) 房地产业 从业人数	(log) 市辖区 土地面积	(log)人均 第一产业 增加值	(log) 城市 最优规模	人口自然 增长率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$Treated_i \times Post_t$	-0.0550 (-1.51)	0.0582 (0.92)	0.1211 (1.30)	0.04 (0.62)	-0.0290 (-0.24)	0.1155 (1.62)	-0.0432 (-1.48)
控制变量	全部	全部	全部	全部	全部	全部	全部
滞后控制变量	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
处置效应	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
样本量	2 448	2 448	2 448	2 448	2 448	2 448	2 448

注: (1) 本表所用的估计方法是 DID-TE。(2) **、*、* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著。估计系数下面括号内报告的是经过异方差稳健标准误差调整的 t 统计量或 z 统计量。(3) 为节约版面, 虚拟变量 $Treated_i$ 和 $Post_t$ 的估计系数没有报告。(4) 在 DID-TE 中, Wald 是衡量 TE 模型拟合度的检验, 当其显著时, 表明回归模型中所使用的协变量是恰当的; χ^2 统计量是针对原假设 $H_0: \rho=0$ 的似然比检验的结果。这一比值检验的是将一个针对选择方程的独立 Probit 模型和一个针对观察数据的回归模型的联合似然值(joint likelihood)与干预效应模型的似然值进行比较。拒绝原假设意味着干预效应模型是合适的。(5) 滞后控制变量包括人均非农 GDP、人均固定资产投资额、人均 FDI、人均财政支出、人均资本存量。

表 6 显示 $Treated_i \times Post_t$ 对虚假因变量的影响在统计上均不显著。由此可以确定 2003—2004 年发生的事件在统计上不显著影响人均固定资产投资、人均住宅投资、房地产业从业人数、市辖区土地面积、人均第一产业增加值、城市最优规模、人口自然增长率、人均医生数量等, 它只影响城市实际规模、城市规模缺口与人均非农 GDP。

2. 虚假处理组检验

虚假处理组检验方法是: 第一, 将没有实施收容遣送制度的城市分为两组: 虚假处理组和对照组。分组的依据是城市人均 GDP 是否达到或超过 3 856 美元, 这是世界银行评判一个国家或地区是否属于中等偏上收入的标准。在全样本 149 个没有实施收容遣送制度的城市中, 有 34 个城市属于中等偏上收入, 我们以之作为全样本的虚假处理组, 以剩下的 115 个城市作为全样本的对照组; 在筛选样本 64 个没有实施收容遣送制度的城市中, 有 22 个城市属于中等偏上收入, 我们以之作为虚假处理组, 以剩下的 42 个城市作为对照

组。第二，令虚假处理组的 $Treated_i = 1$ ，对照组的 $Treated_i = 0$ ；2004 年及以后时间段为 $Post_t = 1$ ，2003 年及以前为 $Post_t = 0$ ，考察回归方程中 $Treated_i \times Post_t$ 的估计系数是否显著异于 0。

表 7 显示，不管是全样本还是筛选样本，虚假处理组检验的 $Treated_i \times Post_t$ 估计系数都要远小于基准估计。常住非户籍人口方程的 $Treated_i \times Post_t$ 估计系数显著异于 0 说明存在集聚效应。不过，虚假处理组存在集聚效应尚不足以否定基准估计的结果。因为在基准估计中， $Treated_i \times Post_t$ 对常住非户籍人口的估计系数约为 20.8 万—37.5 万，而在虚假处理组检验中， $Treated_i \times Post_t$ 对常住非户籍人口影响的估计系数约为 5.0 万—8.8 万。

表 7 虚假处理组检验的估计结果

	常住非户籍人口		规模缺口		log(人均非农 GDP)	
	全样本	筛选样本	全样本	筛选样本	全样本	筛选样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Treated_i \times Post_t$	5.00** (2.23)	8.84*** (3.48)	-0.6502 (-0.06)	-0.6338 (-0.05)	-0.0194 (0.77)	-0.0308 (-0.98)
控制变量	全部	全部	全部	全部	全部	全部
滞后控制变量	✓	✓	✓	✓	✓	✓
处置效应	✓	✓	✓	✓	✓	✓
样本量	1192	512	1788	768	1788	768
处理组城市	34	22	34	22	34	22
对照组城市	115	42	115	42	115	42

注：本表所用的估计方法是 DID-TE。(1) ***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著。估计系数下面括号内报告的是经过异方差稳健标准误调整的 t 统计量或 z 统计量。(2) 为节约版面，虚拟变量 $Treated_i$ 和 $Post_t$ 的估计系数没有报告。(3) 在 DID-TE 中，Wald 是衡量 TE 模型拟合度的检验，当其显著时，表明回归模型中所使用的协变量是恰当的； χ^2 统计量是针对原假设 $H_0: \rho = 0$ 的似然比检验的结果。这一比值检验的是将一个针对选择方程的独立 Probit 模型和一个针对观察数据的回归模型的联合似然值(joint likelihood)与干预效应模型的似然值进行比较。拒绝原假设意味着干预效应模型是合适的。(4) 滞后控制变量包括人均非农 GDP、人均固定资产投资额、人均 FDI、人均财政支出、人均资本存量。

(四) 稳健性检验

我们做了如下稳健性检验：(1) 对筛选样本数据使用 Heckman *et al.* (1997, 1998) 提出的双重差分倾向得分匹配(DID-PSM)模型估计了常住非户籍人口、城市规模缺口和人均非农 GDP 方程，以消除处理组和对照组控制变量存在均值差异所导致的偏误。(2) 在基准估计中，以城市总人口对数值和水平值、非农就业规模的对数值和水平值作为城市规模的代理变量检验命题一；剔除负值后的城市规模缺口的水平值和对数值作为因变量检验命题二；城市人均 GDP 和非农 GDP 的水平值作为因变量检验命题三。(3) 在安慰剂检验中，将对照组分为南北两个对照组，进行不同对照组检验；把南方对照组作为虚假处理组进行虚假处理组检验；假设废止收容遣送制度提前若干年或推

后若干年进行虚假(falsification)时间点检验。(4)在稳健性检验中,引入收入与年份的交互项、产业结构与年份的交互项,以此控制不同收入水平和不同产业结构的城市有不同的趋势。上述这些检验无一例外地支持基准估计的结果是稳健的。限于篇幅,我们没有一一报告上述回归的估计结果。

六、结 论

在本文的研究中,对政策的评价与对理论的检验如同一枚硬币的两面。一方面,本文将废止收容遣送制度视为检验最优城市理论的“自然实验”,另一方面,评估了废止收容遣送制度对城市规模和人均收入的影响。

本文的实证结果支持最优城市理论的预言,废止收容遣送制度导致相关城市规模向城市最优规模恢复性增长,因此,城市人均收入向其应有的潜在收入水平恢复性增长。按最优城市理论所描述的机制,废止收容遣送制度之后,相关城市人均收入增长的原因是政府减少对人口流动的限制,城市自发向均衡状态修复。

为了确保结论的稳健性,我们进行一系列检验。(1)通过平行趋势检验,确认 DID-TE 估计解决了分组虚拟变量的内生性问题,并确认处理组和对照组在政策变化前后有共同趋势、处理组相对于对照组的跳跃只发生在废止收容遣送的窗口期。(2)通过虚假因变量检验,排除了跳跃是由 2003—2004 年发生的固定资产投资、房地产上涨、行政区划改变、非典等事件导致的;虚假处理组检验确认了跳跃只发生在真实处理组和对照组之间,而没有发生在虚假处理组和对照组之间。(3)通过 DID-PSM 估计,排除了跳跃是由处理组和对照组在控制变量上的差异导致。(4)通过一系列其他稳健性检验,确认基准估计结果是相当稳健的。

本文在政策意义上的启示是:政府应该尊重市场规律,多让市场在资源配置上发挥基础性或决定性作用,减少对城市发展不必要的限制。

参 考 文 献

- [1] Arrow, K. J., and G. Debreu, “The Existence of an Equilibrium for a Competitive Economy”, *Econometrica*, 1954, 22, 265—269.
- [2] Au, C.-C., and J. V. Henderson, “Are Chinese Cities Too Small?”, *Review of Economic Studies*, 2006, 73, 549—576.
- [3] Card, D., “Is the New Immigration Really so Bad?”, *Economic Journal*, 2005, 115 (507), 300—323.
- [4] Combes, P., Démurger, S., and Li, S., “Migration Externalities in Chinese Cities”, *European Economic Review*, 2015, 76(C), 152—167.
- [5] 都阳、蔡昉、屈小博、程杰,“延续中国奇迹:从户籍制度改革中收获红利”,《经济研究》,2014 年第 8 期,第 4—13 页。

- [6] Duranton, G., Puga, D., "Micro-Foundations of Urban Agglomeration Economies", *Handbook of Regional and Urban Economics*, 2004(4), 2063—2117.
- [7] 傅勇, "财政分权、政府治理与非经济性公共物品供给", 《经济研究》, 2010年第8期, 第4—15页。
- [8] Fujita, M., J-F. Thisse, *Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location, and Regional Growth*. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2002.
- [9] Heckman J. J., "Sample Selection Bias as a Specification Error Econometrica", *Journal of the Econometric Society*, 1979, 153—161.
- [10] Heckman, J., H. Ichimura, P. E. Todd, "Matching as an Econometrica Evaluation Estimator", *Review of Economic Studies*, 1998, 65(2), 261—294.
- [11] Heckman, J., H. Ichimura, P. E. Todd, "Matching as an Econometrica Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program", *Review of Economic Studies*, 1997, 64(4), 605—654.
- [12] Henderson, J. V., "General Equilibrium Modeling of Systems of Cities", *Handbooks in Regional and Urban Economics*, 1987, 2, 225—254.
- [13] Henderson, J. V., "The Size and Types of Cities", *American Economic Review*, 1974, 64, 640—656.
- [14] Hitzschke, D. S., "Urban Efficiency and Sectoral Structure—Empirical Results for German Cities", Dissertation, TU Darmstadt, Germany, 2014.
- [15] Kanemoto, Y., T. Ohkawara, and T. Suzuki, "Agglomeration Economies and a Test for Optimal City Sizes in Japan", *Journal of the Japanese and International Economies*, 1996, 10, 379—398.
- [16] Euijune K., G. Hewings, K. Nam, "Optimal Urban Population Size: National vs Local Economic Efficiency", *Urban Studies*, 2014, 51(2), 428—445.
- [17] Lewis, E., and G. Peri, "Immigration and the Economy of Cities and Regions", *Handbook of Urban and Regional Economics*, 2014, 5, 625—685.
- [18] Li, C., and J. Gibson, "City Scale and Productivity in China", *Economics Letters*, 2015, 131(C), 86—90.
- [19] 陆铭、高虹、佐藤宏, "城市规模与包容性就业", 《中国社会科学》, 2012年第10期, 第47—66页。
- [20] Maddala, G. S., *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 1983.
- [21] Mirrlees, J. A., "The Optimum Town", *The Swedish Journal of Economics*, 1972, 74, 114—135.
- [22] Ottaviano, G., and Peri, G., "Rethinking the Effects of Immigration on Wages", *Journal of the European Economic Association*, 2012, 10(1), 152—197.
- [23] 邱志勇, "收容遣送制度废止后流动人口管理研究", 《公安研究》, 2003年第9期, 第78—82页。
- [24] Richardson, H. W., "Optimality in City Size, Systems of Cities and Urban Policy, a Septics View", *Urban Studies*, 1972, 9, 29—48.
- [25] Guo, S., and M. W. Fraser, *Propensity Score Analysis—Statistical Methods and Applications*. SAGE Publications, Inc, 2009.
- [26] Shahidur, R. K., B. K. Gayatri, and A. S. Hussain, "Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices", the World Bank, Washington DC, 2010, 20433.
- [27] Starrett, D., "Principles of Optimal Location in a Large Homogeneous Area", *Journal of Economic Theory*, 1974, 9, 418—48.
- [28] 武红玉, "反思收容遣送制度", 《上海师范大学学报》(哲学社会科学版), 2003年第4期, 第8—11页。

- [29] Xu, Z., “Productivity and Agglomeration Economies in Chinese Cities”, *Comparative Economic Studies*, 2009, 51(3), 284—301.
- [30] Yezer, A. M., and R. S. Goldfarb, “An Indirect Test of Efficient City Sizes”, *Journal of Urban Economics*, 1978, 5, 46—65.
- [31] 余亚梅、唐贤兴, “政府偏好与制度起源: 以 1950 年代后的收容遣送政策为例”, 《社会科学》, 2012a 年第 3 期, 第 34—42 页。
- [32] 余亚梅、唐贤兴, “政府偏好与政策扭曲: 以 1990 年代的收容遣送制度为案例”, 《南京社会科学》, 2012b 年第 4 期, 第 76—82 页。
- [33] 曾华祥, “关于收容制度的再讨论——与钟南山院士等商榷”, 《探索》, 2006 年第 5 期, 第 167—170 页。

The Effect of the Abolition of Detention and Repatriation System: An Empirical Test to the Optimum Town Theory

ZHIBO WANG XI HAN*

(*South China Normal University*)

Abstract This paper considers the abolition of the Detention and Repatriation System (DRS) as a “natural experiment” for testing the optimum town theory. A series of methods such as Difference in Difference (DID) -Treatment and DID-PSM are used to overcome sample selection biases. Based on the logistics that the abolition has an impact on the actual scale of the cities rather than on the optimum scale of cities, we show that the abolition of the DRS drives city sizes toward their optimum, which also improves per capita income. The result has passed the conventional robustness checks such as parallel hypothesis and several placebo tests. This paper provides an evidence for the optimum town theory.

Key Words optimum town theory, detention and repatriation system, Difference in Differences

JEL Classification R13, C54, J68

* Corresponding Author: Zhibo Wang, School of Economics and Management at South China Normal University, Guangzhou Higher Education Mega Center, Panyu District, Guangzhou, 510006, China; Tel: 86-15521272022; E-mail: wangzhibo@m.scnu.edu.cn