

# 制度与城市\*

## 土地产权保护传统有利于新城建设效率的证据

陆 铭 常 晨 王丹利

内容提要：在中国快速城市化的过程中，土地产权保护传统对地方政府的新城建设效率有重要影响。本文利用一套自己手工收集的城市层面的新城建设面板数据，并且与城市层面的土地产权保护传统变量进行匹配，研究发现，土地产权保护传统好的城市，新城规划面积更小、密度更高、离主城区更近。特别是，在 2009 年之后，当建设新城被普遍用来作为遏制经济下滑态势的手段时，在土地产权保护传统良好的城市，其新城规划更有效率。本文的研究结果再次印证了制度传统对经济产出效率的重要影响。

关键词：土地产权 新城 效率 距离 密度

### 一、 引言

在当前中国的快速城市化进程中，存在土地城市化快于人口城市化的现象（陆铭，2011）。而在土地城市化的过程中，新城新区的面积和数量快速增长。地方政府普遍把新城新区建设作为城镇化的抓手和突破口，但在总量上却导致新城新区规划标准高、投资规模大。大规模建设的新城缺乏可支撑的高素质产业和人口，在竞争条件下难以实现规划目标，地方政府财政压力增加、风险显化（国家发改委城市和小城镇改革发展中心，2013）。

在通常的市场经济条件下，城市面积的扩张边界由土地的边际产出在城市产业和农业之间相等来决定，因此，城市扩张是经济发展的结果。新经济地理学表明，城市经济中存在分享固定投入(sharing)、劳动供求高效匹配(matching)、厂商和劳动力之间相互学习(learning)三个规模经济效应，使得密度与距离两个变量成为影响城市发展效率的重要因素（Duranton and Puga, 2004）。高人口密度和接近市场有利于发挥高效率的分享、匹配和学习效应，从而使城市能够避免浪费土地资源。遗憾的是，中国的新城建设并没有实现土地的高效利用。根据本文收集的数据，新城的平均规划人口密度为 8090 人/平方公里，仅为 2000 年全国平均城市人口密度的 63.5%。而在中国当前的土地制度下，城市的边界、新城的选址和规划都偏离了土地的有效利用状态。由于在土地一级市场上，地方政府拥有很强的“谈判能力”，使得征地成本被压低，进而使土地出让价格被压低。反之，在土地产权保护较好的城市，征地成本和土地出让价格更接近土地的边际产出，使得地方政府采取更有效的新城发展模式。

为了考察土地产权保护对地方政府新城建设效率的影响，本文建立了一套自己手工收集的城市层面的新城建设面板数据，并且与城市层面的土地产权保护传统变量进行匹配。一个地方的社会制度是有其历史传承的，基于这种认识，本文用家庭联产承包责任制实施的时间作为农村土地产权保护传统的度量。我们发现，家庭联产承包责任制实施的时间越早，这样的城市土地产权保护传统越好，这些城市的新城规划面积更小、密度更高、离主城区更近。特别是，在 2009 年之后，当建设新城被普遍用来作为遏制经济下滑态势的手段时，在土地产权保护良好的城市，其新城规划更有效率。

本文的结构如下：第二节将介绍新城建设、城市发展的背景，并对相关文献进行回顾；

---

\* 陆铭（通讯作者），上海交通大学安泰经济与管理学院、中国城市治理研究院、上海国际金融与经济研究院，邮政编码：200030，电子信箱：[luming1973@sjtu.edu.cn](mailto:luming1973@sjtu.edu.cn)；常晨，上海交通大学安泰经济与管理学院；王丹利，上海对外经贸大学国际经贸学院。作者感谢国家社会科学基金重大项目（13&ZD015）的资助。感谢上海交通大学中国发展研究院、复旦大学“当代中国经济与社会工作室”、浙江大学等研讨会参与者、匿名审稿专家的建设性意见，当然，文责自负。

第三节介绍中国新城发展的现状与趋势；第四节建立模型，考察土地产权保护对新城建设模式的影响；第五节比较了 2009 年扩张性财政政策刺激前后土地产权保护对新城建设模式的影响；第六节是实证结果的稳健性检验；最后是本文的结论与政策含义。

## 二、研究背景与相关文献回顾

无论是城市的扩张还是新城的建设，本质上是将农业用地转化为城市用地的过程。在一个竞争性的土地市场上，任何一块土地都会分配给能支付最大租金的人。在一个单中心城市，不同行业面临不同的产出和成本函数，各产业依据其所能支付的土地价格自市中心向外分布于城市的不同区位，而城市的边界最终收止于地块租金等于支付农业用地租金的位置(Von Thünen, 1826; Alonso, 1964; Mills, 1967; Muth, 1969)。城市人口增长、生产效率提升、居民收入提高，产生了对城市居住和生产生活不断增长的用地需求，提升了城市中心地块的产出价值和稀缺程度；而通讯、通勤、运输工具等技术发展方便了人们的职住分离，降低了城市生产生活的成本和地块区位的重要性；产出和成本两端的不断变化，推动了城市边界的扩张(Brueckner, 2000; Glaeser and Kahn, 2004)。在城市规模的不断扩张下，根据“中心-外围”城市体系理论，对于单中心城市，当产品运输成本足够高或者产品的产出规模经济较低时，随着人口的增长和离中心城市距离的增加，地块的市场潜力不断增长，城市会在市场潜力足够高的外围地块出现次中心(Fujita et al., 1999)。

在城市土地功能决定的理论模型中，均暗含着土地价格（租金）反映土地产出的条件。科斯定理表明，在产权制度保证下，生产要素将在市场交易中被使用效率最高的人出价获得，而要素的初始所有者将得到相应转让收益，资源在市场交易中实现了有效配置。这个结论也适用于土地资源。如果土地产权明晰并且得到了有效的保护，开发商和初始土地产权所有者可以自由交易，那么被征地者无法要求获取超额收益，否则开发商会选择其他地块；而开发商也无法压低租金，否则会有其他竞争者进入。故完善的土地产权保护制度能保障土地资源在市场交易中被有效配置。既有文献中虽然没有直接的研究来证实土地产权保护制度如何促进了土地资源的有效利用，但却有文献发现，有效的土地产权保护方便了土地交易、促进了投资，从而影响了经济绩效(Besley, 1995)。De Janvry et al. (2015)发现农地确权改革并允许土地自由交易后，增强了劳动力的流动性，优化了人地匹配程度，农地生产效率提升。程令国等 (2016) 发现，在中国农地确权促进了土地流转，优化了土地配置，提升了土地利用效率。

由于价格机制不健全、产权保护不规范、城市规划不科学，中国的城市扩张和新城建设出现了一些低效率现象。首先，中国的土地交易未能实现市场的供需匹配，土地利用效率较高的东部地区建设用地指标被收紧；土地利用效率不高的中西部地区建设用地指标富余，地方政府出于追求经济增长和财政增收的目的，将大量土地超低价出让，致使土地利用效率低下(陆铭等，2015；陆铭，2017)。其次，现行的土地制度缺乏有效的产权保护，征地价格低廉。在土地公有制下，城市土地归国家所有，农村土地归集体所有，当农业用地转为城市用地后，由地方政府将地块使用权出让给投资方，并对原土地使用者提供相应补偿。中国的征地制度是在计划经济下形成的，以征收地块的农业年产值作为补偿基准而不是以地块潜在的市场价值作为补偿标准，即使近年来各地已提高了征地补偿价格，但仍远低于土地的实际价值。即使在经济较发达的浙江省，2014 年新执行的征地补偿标中，耕地、其他农用地（除林地以外）和建设用地的一类地区最低补偿标准仅为 5.4 万元/亩，远低于土地被征用后的商业价值。<sup>①</sup>最后，中国还缺乏科学的土地规划。政府仅须对市场机制无法调节的不具排他性的公共土地资源（如公园、绿地等）作出合理规划，而应将其他排他性的地块交由市场机制配置。但现实情况是，国家总体层面的土地资源未按照市场供求规律来配置，2003 年后，在人口大量向东部沿海集中的同时，建设用地指标配置却相对倾向于中西部人口流出地。中国

<sup>①</sup> 补偿标准详见《浙江省人民政府关于调整完善征地补偿安置政策的通知》，浙政发（2014）19 号。

地区间土地配置效率低下的问题，是中国经济全要素生产率下降和经济下行的重要原因（陆铭、向宽虎，2014）。

而在城市层面，地方政府用行政配置代替了市场机制对城市的功能分区和边界进行划分，建设了大量规划标准高、投资规模大但缺乏可支撑产业和人口的新城新区。新城建设总量过剩，选址、规模等严重偏离效率原则。根据我们搜集的新城数据，平均每个城市建有 2.5 个新城；新城与主城区的距离中位值在 14 公里左右；全国各城市的新城规划面积中位值为 40 平方公里。同时城市扩张和新城建设所耗费的大量人力物力积累了巨额地方政府债务，埋下了金融风险隐患（常晨、陆铭，2017）。

虽然中国的城市扩张在总体上效率缺失，但不同的地区仍然有差异。对于个体层面，招拍挂是城市建设用地出让的主要方式，投资方仍然需要考虑其投入和产出收益。一个城市拥有越完善的市场经济体制且土地产权得到越有效的保护，土地配置越趋于市场竞争，出让价格越接近该地块的潜在价值，而土地初始所有者越能获得较高的土地补偿，地方政府的征地成本也越高，进而使得土地出让价格也越高。与程令国等（2016）更为关注近期的土地确权不同，本文认为一个地区的土地产权保护有其长期的历史渊源。

现代经济学研究表明，良好的产权制度对实现经济繁荣有重要作用(De Long and Shleifer, 1993; Jones, 1981)。North（1981）认为，好的社会制度同时具有两大作用：支持私人契约关系、对政府和其他利益集团剥削民众的行为进行限制，上述两个方向成为新制度经济学的两大分支。大量文献佐证了，“把权力关在笼子里”促进了经济增长。De Long和Shleifer（1993）使用欧洲第二个千年工业革命前的城市化数据发现，君主专制国家较非君主专制、君主立宪制的国家，有着更强力的财政征税能力，专制压迫导致城市人口缩减，经济发展相对衰落、国家财政收入相对缩减。Knack和Keefer（1995）、Hall和Jones（1999）、Acemoglu et al.（2001和2002）通过使用衡量上世纪八九十年代投资遭受各国政府盘剥风险的指标，发现拥有更好产权保护制度，经济发展更好、人均收入更高。

土地制度安排在对政府权力的限制中扮演了重要角色，对全世界的农业经济与社会发展、现代经济制度形成有着重要影响。而这种影响因作用机制不同，在各国家有着不同的影响方向。在拉美，政治精英和大土地所有者是同一批人，这部分精英群体作为既得利益集团会为维持现状而阻碍现代社会制度发展，土地分配集中度和经济长期增长是负向关系(Sokoloff and Engermann, 2000; Engermann et al., 2002; Alston and Ferrie, 1999; Acemoglu and Robinson, 2008)。而当土地主和统治者分属不同群体时，大地主则能形成对统治者剥削的有效抵抗，成为推动现代经济制度建立的组成力量。Dell(2010)利用秘鲁地主占有土地比例数据发现，秘鲁当代经济发展水平和其早先地主占有土地比例也存在正向关系。North（1981）发现并总结了制度变迁的规律，制度变迁存在“锁定效应”，制度会依据当前路径变化，积累形成根本性的制度变迁。也就是说，早期的制度会对往后的制度产生影响。

基于以上关于城市建设和土地产权文献的回顾，在本文中，我们提出的待检验假说是，土地产权保护传统较好的城市，当地的地价更高，其新城建设更考虑资源利用效率，选址更接近于主城区，规划的人口密度更高。

### 三、中国新城发展的现状与趋势

本文将新城新区定义为：承载一定规模人口，并为其提供较完整的城市生产生活功能的具有较清晰边界的片区。故本文所统计的新城数据是具有较为成熟的城市综合服务功能的新城新区，不包含工业园区、大学园区、科技园区等“功能单一”的片区。本文手工搜集了截止 2014 年年底在建或建成新城的规划，建立了全国 281 个地级以上城市（不含直辖市、拉萨、近年新设市）及其所辖县已开建新城新区的规划数据，包括规划面积、规划人口、新城

区和主城区间的距离。规划面积和规划人口的数据来源于新城区管委会网站的新城概况，若该新城没有管委会网站，则从该市的总体规划和省市官媒报道中摘录；新城和主城区距离则是由百度测距得到的新城管委会（建设指挥部）到该市政府的距离，若该新城未设管委会，则用新城地标建筑代替，若该市政府已搬离主城区，则使用主城区区政府代替。

根据按上述标准搜集的数据，全国 281 个地级以上城市的有 272 个城市有在建或已建设完成的新城新区。在可以找到新城规划数据的样本中，新城新区规划面积加总达 6.63 万平方公里，规划人口达 1.93 亿人，平均每个城市建有 2.5 个新城。新城特征的统计分布如表 1 所示。特别是 2008 年全球金融危机后，地方政府普遍将新城建设作为遏制经济下行的手段，地方政府获批的新城规划数量和面积增长迅速（2008 年 281 个城市已开建新城面积总和为 1.76 万平方公里，2014 年扩大到 6.63 万平方公里）。由于新城建设是地方政府举债进行的基础设施投资，新城规划是否高效关乎到新城未来的发展前景。常晨和陆铭（2017）发现，规划密度更高、距离主城区更近的新城更具效率，能通过其自身的经济增长和税收收入，帮助地方政府偿还前期债务，降低地方政府负债率；而 2009 年后地方政府大规模的新城建设，忽视了新城规划的重要性，建设了大量规划标准高、投资规模大的新城，从而推高了地方政府的负债率。全国各地方城投债发行量和新城新区设立的历年情况如图 1 所示。

表 1 新城特征的统计分布

|                              | 城市               | 数值                  | 城市          | 数值                | 数值    |      |
|------------------------------|------------------|---------------------|-------------|-------------------|-------|------|
|                              | 最大               |                     | 最小          |                   | 平均    | 中位值  |
| 新城个数                         | 成都               | 14                  | 1           |                   | 2.5   | 2    |
| 规划面积 (km <sup>2</sup> )      | 南京<br>江北新区       | 2450                | 白山<br>金英新区  | 0.78              | 114.8 | 40   |
| 规划人口 (万)                     | 成都<br>天府新区       | 580-630             | 十堰<br>东城新区  | 3.2               | 42.5  | 30   |
| 规划密度<br>(人/km <sup>2</sup> ) | 长沙<br>滨江新城       | 52000<br>350000/6.7 | 七台河<br>金沙新区 | 246<br>120000/487 | 8090  | 6430 |
| 与主城距离 (km)                   | >100<br>(县新城到市区) |                     | <2          |                   | 25    | 13.5 |

数据来源：作者的收集和处理。

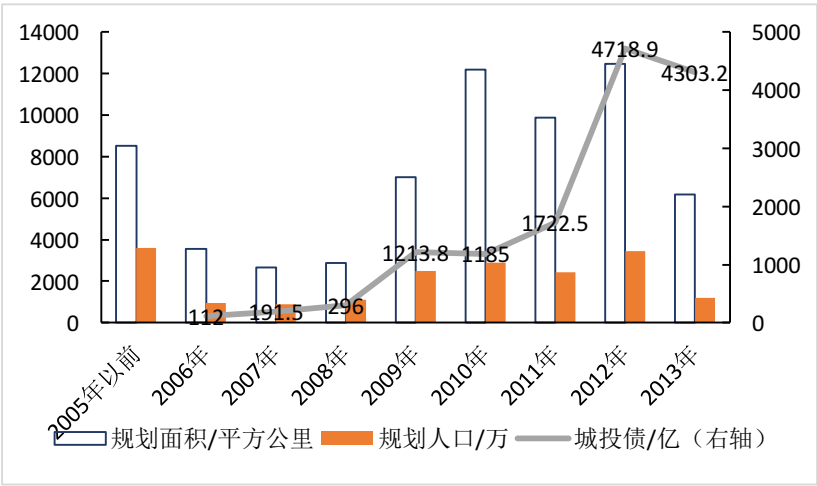


图1 截至2013年全国各城市城投债发行和新城新区开建的分年情况

数据来源：常晨、陆铭（2017）。

四、 土地产权保护传统对新城建设模式的影响：模型与估计

前文中我们已经讲到制度对经济运行的重要影响，特别是土地产权保护制度可能会影响地方政府新城规划的决策。由于制度是在长期中形成的，具有很强的韧性和稳定性，当前的制度环境必当对社会的其他方面也产生影响，例如，建国以后长江三角洲的集体化改造远不及华北平原成功（黄宗智，1986）。计划经济时期，南方地区较北方保留了较多的市场经济活动。上世纪 70 年代初，南方地区的一些生产队就有偷偷推行家庭联产承包生产的行为。<sup>①</sup>这种行为在当时是很冒风险的，需要当地百姓之间的凝聚力、百姓对产权的渴望、以及当地政府的接受。等到中国开始在全国推广家庭联产承包责任制的时候，南方地区更早地完成了这项粮食生产方式的转变。因此，完成家庭联产承包责任制的时间节点能较准确地反映出各地区土地产权保护传统的强弱。本文选取各地 70 年代末实施家庭联产承包责任制的时间先后顺序作为衡量当地土地产权保护传统的指标，该数据从各地级市《市志》中手工摘录<sup>②</sup>。本文中的城市家庭联产承包时间为，城市内 95%以上的生产队完成家庭联产承包的时间，1980 年及以前的记为 0，1981、1982 四个季度依次为 1-8。从表 2 中看出，总体上南方城市家庭联产承包完成的时间早于北方，但家庭联产承包的完成时间在南北方地区内部也存在较大差异。

表 2 家庭联产承包完成时间的统计分布

|    | 城市样本量 | 均值   | 标准差  | 最小值 | 最大值 |
|----|-------|------|------|-----|-----|
| 全国 | 127   | 5.85 | 2.27 | 0   | 8   |
| 北方 | 54    | 6.76 | 1.91 | 0   | 8   |
| 南方 | 73    | 5.18 | 2.29 | 0   | 8   |

数据来源：作者的收集和处理。表中，南北方家庭联产承包完成时间的均值差异的 t 检验值为 4.23，相应的 p 值为 0.0000。

由于本文核心解释变量土地产权保护传统指标是截面数据，故使用截面数据的 OLS 回归作为基本的回归方法。我们的模型设计如下：

$$y_i = \alpha + \beta propertyright_i + \gamma X_i + \varepsilon_i$$

模型的被解释变量为 i 城市 2013 年年底已开建新城新区的规划特征<sup>③</sup>，核心解释变量  $propertyright_i$  是 i 城市的土地产权保护指标。由于新城规划可能和本市的土地面积、人口、经济发展水平、产业结构、政府支出相关，我们控制了一组城市特征变量  $X_i$ 。本文城市特征数据从《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》、《中国国土资源统计年鉴》中获得。本文的指标构建及描述性统计见附表 1。

本文选取家庭联产承包责任制实施的时间先后顺序作为衡量当地土地产权保护的指标，但这个指标存在一定的度量误差，部分城市市志中记载生产队实施家庭联产承包时间的数据存在多个，并且各地执行家庭联产承包责任制的时间先后不完全取决于其土地产权保护的情况，和在任的地方领导人推行力度也有关系，集体化运动时期出现的粮食减产等事件也会影响各地实施家庭联产承包责任制的进程。解释变量存在度量误差时会使得系数的估计结果有衰减偏误，因此，本文中所有 OLS 估计的系数是低估的。我们曾经用上世纪二三十年代的

<sup>①</sup> 福建省泉州市约 15%的生产队从 1976 年开始就偷偷施行家庭生产和家庭分配的改革（泉州市志）。在温州，虽然名义上仍然是集体生产，但家庭生产和分配也已经在各生产队之间偷偷蔓延（温州市志）。

<sup>②</sup> 由于部分地级市《市志》中家庭联产承包责任制实施时间存在缺失，我们分别对有家庭联产承包责任制实施时间的样本、有新城特征数据的样本、全国地级市总样本做了城市特征（市辖区面积、市辖区人口、市辖区产出）的描述性统计，三者的城市特征描述性统计数值相差不大，不存在严重的样本自选择问题。

<sup>③</sup> 新城新区定义及数据来源参见本文第三部分。

自耕农比例作为工具变量,以减少度量误差导致的衰减偏误<sup>①</sup>。通过工具变量法一阶段回归,我们得到了经自耕农比例调整后的各城市家庭联产承包完成时间的指标,该指标能更准确地衡量各城市的土地产权保护传统状况。我们将调整后的承包制完成时间最早和最晚的 10 个城市列于表 3。对于产权保护的系数,本文所有工具变量估计结果均比 OLS 估计的结果大 3-4 倍,限于篇幅,本文不另作报告。

表 3 经调整后的家庭联产承包完成时间最早和最晚的 10 个城市

| 家庭联产承包完成时间最早的 10 座城市 |    | 家庭联产承包完成时间最晚的 10 座城市 |    |
|----------------------|----|----------------------|----|
| 南平                   | 漳州 | 榆林                   | 包头 |
| 茂名                   | 中山 | 唐山                   | 烟台 |
| 德阳                   | 莆田 | 滨州                   | 大庆 |
| 肇庆                   | 湖州 | 大同                   | 遵义 |
| 常州                   | 杭州 | 潍坊                   | 邯郸 |

数据来源：作者搜集和处理。

注：由于变量家庭联产承包责任制完成时间和自耕农比例存在数据缺失,本表所比较的城市仅包括能同时获得上述两个数据以及新城建设数据的城市。表中南平和榆林分别是家庭联产承包完成时间最早和最晚的城市,其他城市排序先向右,再向下。

首先,我们研究家庭联产承包时间对新城规划密度、新主城距离和新城规划面积的影响,回归结果见表 4。

表 4 家庭联产承包时间对新城规划密度、新主城距离、规划面积的影响

|          | (1)                  | (2)                   | (3)                              |
|----------|----------------------|-----------------------|----------------------------------|
|          | ols                  | ols                   | ols                              |
| 变量       | 密度                   | 距离                    | 规划面积                             |
| 家庭联产承包时间 | 0.0479**<br>(0.0189) | -0.0526**<br>(0.0226) | -0.0286 <sup>②</sup><br>(0.0214) |
| 市辖区人口    | 0.121<br>(0.152)     | -0.299<br>(0.184)     | 0.222<br>(0.175)                 |
| 市辖区产出    | -0.174<br>(0.125)    | 0.130<br>(0.143)      | -0.196<br>(0.135)                |
| 二产比重     | -0.00298<br>(0.0187) | 0.0151<br>(0.0191)    | 0.0604***<br>(0.0181)            |
| 三产比重     | -0.00610<br>(0.0178) | 0.0247<br>(0.0175)    | 0.0598***<br>(0.0166)            |
| 财政支出比重   | -0.348<br>(0.700)    | 0.537<br>(0.808)      | 0.670<br>(0.767)                 |
| 市辖区面积    | 0.0356               |                       |                                  |

<sup>①</sup> 关于衰减偏误(attenuation bias),以及通过工具变量法缓解度量误差引起的偏误的原理,请参见 Wooldridge(2015)。自耕农比例数据来自冯和法 (1935), Buck (1937), 陈翰生、薛暮桥、冯和法 (1985)。早期的制度会对往后的制度产生影响 (North, 1981), 本文有关历史上自耕农比例反映土地保护传统的想法来源于黄宗智 (1986、1991) 和 Chu (1962)。

<sup>②</sup> 该回归中,变量家庭联产承包时间的显著性检验 p 值为 0.185。在工具变量的 2sls 结果中,该变量的回归系数数值大约 3 倍,显著性检验 p 值为 0.105。

|                |          |         |           |
|----------------|----------|---------|-----------|
|                | (0.0764) |         |           |
| 常数项            | 2.880**  | -1.933  | -3.503*** |
|                | (1.372)  | (1.286) | (1.220)   |
| 样本量            | 104      | 104     | 104       |
| R <sup>2</sup> | 0.157    | 0.150   | 0.160     |

注：系数下方的值是标准差。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%及 10%水平上显著。本文对所有变量做了上下 0.5%的缩尾处理。本文所有回归表格均相同，后文不再重复。

表 4 的 (1) 列是家庭联产承包时间对新城规划密度的回归结果。家庭联产承包时间越大表示该市越早实施家庭联产承包责任制，该市的土地产权保护传统越好<sup>①</sup>。而家庭联产承包时间系数为正，表示土地产权保护传统越好的城市，其规划新城时单位面积下承载的人口越多，越注重规划的集约性，土地的利用效率更高。(2) 列是家庭联产承包时间对新老城距离的回归结果。家庭联产承包时间系数为负，表示土地产权保护传统越好的城市，其规划新城时选址离主城区越近。考虑到不同城市的不同规模，新老城距离使用的是相对指标在被解释变量的构建中均利用了市辖区的面积，因此市辖区面积没有在表 4 中作为控制变量。(3) 列是家庭联产承包时间对新城规划面积的回归结果，家庭联产承包时间系数为负，表示土地产权保护传统越好的城市，其新城规划越集约，占地面积越小。家庭联产承包时间变量在小样本下的 OLS 结果中，显著性检验的 p 值仍为 0.185。

良好的土地产权保护是价格作为土地价值发现功能的保障，使得交易价格接近于土地价值。在不完善的市场机制下，一个城市拥有越好的土地产权保护，土地配置越趋于市场竞争，其土地初始所有者越能获得较高的土地补偿，地方政府的征地成本也越高，进而使得土地出让价格也越高、越接近于地块价值。因此，本文控制了地块的产出效率，考察了地方政府征地成本、城市工矿仓储用地出让价格、城市普通商品住房出让价格<sup>②</sup>分别和土地产权保护传统的关系。

地方政府征地成本、城市工矿仓储用地出让价格和城市普通商品住房出让价格的回归结果见表 5。表 5 的 (1) 列是 2006-2008 年各城市土地征收成本的回归结果。家庭联产承包时间系数为正，在 1%的水平下显著，说明土地产权保护越好的城市其地方政府征地成本越高。控制变量土地产出效率也显著为正，表明土地利用效率越高其地方政府征收土地的成本也越高。(2) 列是 2013 年各城市工业用地平均出让价格的回归结果。(3) 列是 2013 年各城市普通商品住房用地平均出让价格的回归结果。从后两列的回归结果看到，家庭联产承包时间系数为正，表明在控制了城市土地的产出效率和其他特征后，土地产权保护传统越好的城市土地出让价格越高。

表 5 家庭联产承包时间对政府征地成本、工业用地和商品住房用地出让价格的影响

|          |           |           |          |
|----------|-----------|-----------|----------|
|          | (1)       | (2)       | (3)      |
|          | ols       | ols       | ols      |
| 变量       | 征地成本      | 工业地价      | 住房地价     |
| 家庭联产承包时间 | 0.0893*** | 0.0414*** | 0.0584** |

<sup>①</sup> 该变量在实证回归中做了如下变动：该地 95%以上的生产队完成家庭联产承包的时间，1980 年及以前的为 0，1981、1982 四个季度依次为 1-8，并做了逆置。

<sup>②</sup> 数据来源：地方政府征地成本=Ln(土地出让收入-土地净收益)，原始数据来自《中国国土资源年鉴 2007》、《中国国土资源年鉴 2008》、《中国国土资源年鉴 2009》，2010 年后的《年鉴》停止公布土地净收益数据；工矿仓储用地出让价格=Ln(工矿仓储用地成交额/出让面积)，摘自《中国国土资源统计年鉴 2014》；普通商品住房用地出让价格=Ln(普通商品住房用地成交额/出让面积)，摘自《中国国土资源统计年鉴 2014》。

|                |           |           |          |
|----------------|-----------|-----------|----------|
|                | (0.0273)  | (0.0127)  | (0.0266) |
| 土地效率           | 0.831***  | 0.225***  | 0.314*   |
|                | (0.156)   | (0.0801)  | (0.168)  |
| 市辖区人口          | 0.700***  | 0.164***  | 0.418*** |
|                | (0.101)   | (0.0454)  | (0.0955) |
| 二产比重           | 0.0520*** | 0.0227*** | 0.00554  |
|                | (0.0129)  | (0.00818) | (0.0172) |
| 三产比重           | 0.0622*** | 0.0292*** | 0.0175   |
|                | (0.0123)  | (0.00744) | (0.0157) |
| 财政支出比重         | 1.262     | -0.278    | 0.583    |
|                | (1.234)   | (0.445)   | (0.936)  |
| 常数项            | -11.51*** | 0.728     | 2.283    |
|                | (1.140)   | (0.745)   | (1.566)  |
| 样本量            | 346       | 120       | 120      |
| R <sup>2</sup> | 0.466     | 0.539     | 0.388    |

## 五、 扩张性财政政策刺激前后土地产权保护对新城建设模式的影响

由于表 4 的截面回归是截至 2013 年各城市建设新城的存量结果，并不能看出不同时期新城规划的情况，特别是当地方政府将新城建设作为一种刺激经济的手段时行为会有何差异。本文将 2006-2013 年的新城样本分为前后两段，一段为 2006-2008 年经济正常运行时的样本，一段为 2009-2013 年经济遭遇下行压力时的样本。我们将是否在当年建立新城作为被解释变量，和建立新城相关的经济因素作为解释变量，并且控制了该城市已建新城的个数，进行 probit 回归，以考察地方政府建立新城的动因。结果见表 6。

表 6 是否新建新城的因素：probit 回归

|        | (1)          | (2)          | (3)          | (4)          |
|--------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| 变量     | 08年前<br>是否建城 | 09年后<br>是否建城 | 08年前<br>是否建城 | 09年后<br>是否建城 |
| 已建新城数  |              |              | 0.0426**     | 0.00649      |
|        |              |              | (0.0167)     | (0.00979)    |
| 建成区面积  | 0.0141       | 0.0788       | 0.0242       | 0.0782       |
|        | (0.0596)     | (0.0577)     | (0.0594)     | (0.0578)     |
| 市辖区人口  | 0.116**      | -0.0708      | 0.0876       | -0.0755      |
|        | (0.0619)     | (0.0552)     | (0.0633)     | (0.0558)     |
| 市辖区产出  | -0.0433      | 0.00613      | -0.0528      | 0.00480      |
|        | (0.047)      | (0.0439)     | (0.0473)     | (0.0441)     |
| 二产比重   | 0.00589      | -0.00311     | 0.00584      | -0.00316     |
|        | (0.00540)    | (0.00601)    | (0.00544)    | (0.00601)    |
| 三产比重   | 0.00642      | -0.00105     | 0.00533      | -0.00130     |
|        | (0.00530)    | (0.00580)    | (0.00535)    | (0.00581)    |
| 财政支出比重 | 0.149        | -0.136       | 0.0852       | -0.135       |
|        | (0.470)      | (0.149)      | (0.463)      | (0.149)      |
| 样本量    | 399          | 665          | 399          | 665          |

注：表中所报告的系数为边际效应数值。

表 6 的(1)(3)列分别是 2006-2008 年间没有控制和控制了已有新城数量的 probit 回归, (1)列的市辖区人口显著为正, 说明人口规模大、拓展城市发展空间是地方政府建立新城的考虑因素之一; (3)列加入的已建新城数量显著为正, 表明在城市有建设新城的实际需求时, 地方政府更多是采取建立不止一座新城的方式而非在前一座新城基础上提升规模, 没有注重经济的集聚发展。表格(2)(4)列分别是 2009-2013 年间没有控制和控制已有新城数量的 probit 回归, 虽然样本量增加了近一倍, 但所有解释变量均不显著, 呈现出新城建设的任意性。在 2009 年之后, 中国政府采取了扩张性的财政和货币政策应对国际金融危机, 表 6 的分析说明在这一时期地方政府并没有把实际的经济发展的需要作为是否建立新城的考量因素。

既然地方政府在面对经济下行时有大规模投资刺激的行为, 本文进一步考察了土地产权保护传统是否在这一时期对新城规划起到了作用。我们将新城建设分为前后两段, 一段为 2008 年以前正常情况下地方政府未进行经济刺激的样本, 一段为 2009 年以后地方政府进行大规模经济刺激集中开建新城的样本, 进行分组回归, 相应结果见表 7。

表 7 政策刺激前后家庭联产承包时间对新城规划面积的影响

|                | (1)                   | (2)                              |
|----------------|-----------------------|----------------------------------|
|                | ols                   | ols                              |
| 变量             | 08年前规划面积              | 09年后规划面积                         |
| 家庭联产承包时间       | -0.00880<br>(0.00889) | -0.0321 <sup>①</sup><br>(0.0223) |
| 市辖区人口          | 0.0266<br>(0.0750)    | 0.267<br>(0.182)                 |
| 市辖区产出          | -0.00185<br>(0.0541)  | -0.253*<br>(0.141)               |
| 二产比重           | 0.0104*<br>(0.00602)  | 0.0618***<br>(0.0188)            |
| 三产比重           | 0.0124**<br>(0.00555) | 0.0582***<br>(0.0173)            |
| 财政支出比重         | 0.304<br>(0.425)      | 0.437<br>(0.800)                 |
| 常数项            | -1.104***<br>(0.397)  | -2.809**<br>(1.273)              |
| 样本量            | 104                   | 104                              |
| R <sup>2</sup> | 0.124                 | 0.135                            |

表 7 的(1)列是用 2008 年以前开建新城存量样本做出的结果, 家庭联产承包时间符号为负但不显著。可以看出, 在未遭受经济下行地方政府没有进行大规模经济刺激的时候, 良好的土地产权保护传统并不对新城规划的集约度具有明显的正向作用。这可以理解为在正常的经济环境下, 大部分的地方政府都会将效率和集约性纳入其新城规划的考量因素中。(2)列分别是用 2009 以后开建新城的增量样本做出的结果, 家庭联产承包时间符号为负, 在小样本 OLS 结果中显著性检验的 p 值为 0.153, 且相较 2008 年以前的样本回归系数明显增大。结

<sup>①</sup> 该回归中, 变量家庭联产承包时间的显著性检验 p 值为 0.153。在工具变量的 2sls 结果中, 该变量的回归系数数值大约 3 倍, 显著性检验 p 值为 0.129。

合表 6 和表 7，我们认为地方政府在正常的经济运行中会结合自身城市发展的实际需要考虑新城建设，新城的投入产出效率是其规划的目标之一；而一旦出现经济下行，地方政府便开始加大投资以应对实体经济下滑趋势，新城建设呈现任意性，效率已不是地方政府的目标诉求，这时，土地产权保护传统良好的城市新城建设更具效率。

六、 稳健性检验

考虑到我们的核心解释变量是不随年份改变，本文的主回归模型采用的截面回归。而制度传承是一个在较长时间内相对稳定的指标，土地产权保护传统对新城规划的影响应当在多个年份下保持一致。因而我们选取了 2006 年至 2013 年的新城存量数据、城市地价数据<sup>①</sup>做了面板回归，其结果见表 8。

| 表 8 家庭联产承包时间对新城特征的影响（面板数据分析） |                       |                        |                         |                        |
|------------------------------|-----------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|
|                              | (1)                   | (2)                    | (3)                     | (4)                    |
|                              | ols                   | ols                    | ols                     | ols                    |
| 变量                           | 密度                    | 距离                     | 规划面积                    | 地价水平                   |
| 承包时间                         | 0.0763***<br>(0.0285) | -0.0451***<br>(0.0171) | -0.0179***<br>(0.00605) | 0.0341***<br>(0.00812) |
| 加入城市特征变量                     | 是                     | 是                      | 是                       | 是                      |
| 样本量                          | 579                   | 579                    | 808                     | 342                    |
| R <sup>2</sup>               | 0.097                 | 0.094                  | 0.177                   | 0.508                  |

注：本文在稳健性部分略去城市特征变量未报告；本表略去年份固定效应未报告。

表 8 是增加了时间效应的土地产权保护传统对新城建设的密度、距离、面积、地价水平四特征的面板回归结果，其系数的符号和数值和上文的截面结果相近。而由于样本量的增多，显著性大大高于前文的截面回归，这说明了土地产权保护对新城规划的影响在多个年份下保持一致，并非由于某个特殊年份导致的。需要特别指出的是，(4) 列中的因变量与表 5 中的不同，故系数不具有可比性。

一直以来经济学领域在解释经济增长的因素时，制度、地理、人力资本等都是主要的假设因素（Acemoglu et al., 2001; Diamond, 1997; Sachs and Warner, 1997; Glaeser et al., 2004）。根据本文的研究，土地产权保护传统是影响新城建设效率的制度性因素。可是根据逻辑推断，新城建设效率和经济发展的绩效表现一样，可能受到来自于地理等其他因素的影响。一种很可能存在的情况是，如果城市存在更多的可耕种/建设的土地资源（山地、水域较少，例如北方的平原地区），则其一方面适合发展大规模农业，相应的家庭联产承包责任制实施难度较大，另一方面造成当前城市建设用地供应面临的自然约束较少，新城建设更趋粗放。该逻辑假设亦符合本文的各项实证结果：土地资源较少，新城面积更小、密度更高、离主城区更近，同时土地利用效率较高、地价较高，并且在出现经济刺激政策等外生冲击时弹性较小。针对这一问题，本文在稳健性检验部分引入城市地形变量。我们在控制变量中增加了运用 GIS 测绘技术得到的城市坡度变量（arctan(高度/水平距离)，数值越大表示坡度越陡，平坦可利用土地越稀缺），其回归结果见表 9。

<sup>①</sup> 由于 2012 年以前中国国土资源年鉴没有土地分类出让价格信息，故用 2008 年至 2013 年的全国 105 个主要城市工业用地价格水平代替。数据来源：中国城市地价动态监测网站。  
[http://www.landvalue.com.cn/L\\_LandPriceMonitor.aspx?Menu\\_ID=16&PID=1&ColumnID=0](http://www.landvalue.com.cn/L_LandPriceMonitor.aspx?Menu_ID=16&PID=1&ColumnID=0)。

表 9 加入了城市坡度后，承包制对新城规划特征和市辖区土地效率的影响

|                | (1)                  | (2)                   | (3)                 |
|----------------|----------------------|-----------------------|---------------------|
|                | ols                  | ols                   | ols                 |
| 变量             | 密度                   | 距离                    | 规划面积                |
| 家庭联产承包时间       | 0.0442**<br>(0.0192) | -0.0490**<br>(0.0227) | -0.0249<br>(0.0215) |
| 坡度             | 0.0116<br>(0.0106)   | -0.0153<br>(0.0125)   | -0.0155<br>(0.0118) |
| 加入城市特征变量       | 是                    | 是                     | 是                   |
| 样本量            | 104                  | 104                   | 104                 |
| R <sup>2</sup> | 0.167                | 0.163                 | 0.175               |

表9中（1）（2）（3）列分别是加入城市坡度变量后，土地产权保护传统对新城密度、新老城距离、规划面积的回归结果，可以看出家庭联产承包时间对新城规划密度和距离回归的系数大小和显著性保持不变、对规划面积回归的系数显著性略有下降，表明加入坡度变量后土地产权保护传统越好的城市，其新城规划密度更高、选址距老城更近、规划面积更小的结果依然存在，而坡度变量对新城规划特征的回归系数均不显著。

一个拥有良好土地产权保护的城市，制度更加公正、透明，产权更加明晰，其微观经济活动更加注重产出和效率，因而，这样的城市往往拥有更高的经济发展水平、更高的居民可支配收入、更高的土地价格和房价。房价的城市分布和土地产权保护传统状况的城市分布具有较高的重合度。而地方政府在规划新城时新城地块大小和区位很可能和城市的土地和房屋价格相关。为了说明是土地产权保护状况而非房价影响了地方政府的新城规划，本文以城市商品房年销售额与销售面积之比作为城市的房价，将其加入到控制变量中，相应的新城回归结果见表 10。

表 10 控制房价后家庭联产承包时间对新城特征的影响

|                 | (1)                  | (2)                   | (3)                 |
|-----------------|----------------------|-----------------------|---------------------|
|                 | ols                  | ols                   | ols                 |
| 变量              | 密度                   | 距离                    | 规划面积                |
| 家庭联产承包时间        | 0.0492**<br>(0.0195) | -0.0487**<br>(0.0232) | -0.0297<br>(0.0221) |
| 房价 <sup>①</sup> | -0.0469<br>(0.163)   | -0.146<br>(0.197)     | 0.0419<br>(0.187)   |
| 加入城市特征变量        | 是                    | 是                     | 是                   |
| 样本量             | 104                  | 104                   | 104                 |
| R <sup>2</sup>  | 0.157                | 0.155                 | 0.160               |

表 10 的（1）（2）（3）列分别是控制房价后土地产权保护传统对新城建设的密度、距离、面积三特征的回归结果，其系数的符号和数值和上文未控制房价的结果相近。房价的系数并不显著，说明房价并不是地方政府在规划新城时的主要考虑因素。

上文表 7 中，我们将新城建设以 2008 年前后为界分为地方政府未实施经济刺激和实施

<sup>①</sup> 数据来源：房价=Ln(城市商品房年销售额/商品房销售面积)，摘自《中国区域经济统计年鉴 2014》。

经济刺激两个阶段，从回归数值和显著性上看到 2008 年后地方政府实施经济刺激时，土地产权保护传统对新城规划影响大为增强。2008 年以前有部分城市从未建立过新城，这样的城市样本量的规划面积均为 0，使得土地产权保护对新城规划面积的影响在表 7 的左半回归结果中偏小。基于上述原因，我们将 2008 年前从未建立过新城的城市样本量从表 7 的左半回归中删去，同时将 2009 年后从未建立过新城的城市样本量从表 7 的右半回归中删去。样本量减少会使得家庭联产承包时间系数和表 7 中的相比显著性略有降低，但回归数值更具可比性，得到的回归结果见表 11。表 11 结果显示，变量家庭联产承包时间在 2008 年政策刺激前的系数数值和显著性仍然较 2009 年后的偏小和偏弱。其中，在仅有 82 个样本量的情况下，(2)列中家庭联产承包时间的系数显著性 P 值为 0.173。表 11 与表 6、表 7 共同说明，在未遭受经济下行地方政府未采取大规模经济刺激时，良好的土地产权保护传统并不对新城规划的集约度具有显著的正向作用，而一旦在地方政府进行大规模经济刺激时，拥有良好的土地产权保护传统的城市新城建设更具效率。

表 11 政策刺激前后删去未建新城城市样本量的家庭联产承包时间对新城规划面积的影响

| 变量             | (1)      | (2)      |
|----------------|----------|----------|
|                | ols      | ols      |
|                | 08年前规划面积 | 09年后规划面积 |
| 家庭联产承包时间       | -0.0124  | -0.0371  |
|                | (0.0150) | (0.0270) |
| 加入城市特征变量       | 是        | 是        |
| 样本量            | 54       | 82       |
| R <sup>2</sup> | 0.182    | 0.162    |

七、 结论

本文利用一套自己手工收集的城市层面的新城建设面板数据，并且与城市层面的土地产权保护传统变量进行匹配，研究发现，土地产权保护传统好的城市，新城规划面积更小、密度更高、离主城区更近。值得注意的是，在经济平稳运行时，地方政府会结合本城市实际的发展需求考虑新城建设项目，将产出和效率纳入新城规划的考虑因素中，在这时土地产权保护传统对新城规划并未起到突出作用；而一旦地方政府面临经济下行需要进行大规模经济刺激时，效率和可持续发展不再是地方政府的重要目标，此时良好的土地产权保护传统对新城规划的效率就具有重要保障作用，缓解了新城发展缺少内在潜力和有效支撑的问题。

新城建设本质上是经济发展中城市的扩张行为，应遵循经济规律。本文的研究发现了土地产权保护传统这一制度性因素对中国的城市发展模式有重要的影响，表明产权保护的优劣程度影响了城市扩张对经济规律的遵循程度。城市是国民经济增长的载体，城市化水平的持续提升是国家实现现代化的必由之路，而要实现这一目标则需要土地产权的良好保护，以形成反映土地价值的价格体系，推动高效的城市发展和区域经济增长格局。

本文的研究以中国的新城建设模式为例，再次印证了制度对经济运行效率的重要性。良好的产权保护不仅使价格更接近资源的价值，使资源得到有效配置，同时能够及时限制政府做出低效的经济决策。而产权保护制度也根植于人们的价值理念和行为方式中，这对于正在逐步建立现代经济制度的发展中国家具有重要的借鉴意义。

参考文献

常晨、陆铭，2017：《新城之殇：密度、距离与债务》，《经济学（季刊）》，第 16 卷第 4 期。

- 陈翰笙、薛暮桥、冯和法，1985：《解放前的中国农村（第2-3辑）》，中国展望出版社。
- 程令国、张晔、刘志彪，2016：《农地确权促进了中国农村土地的流转吗》，《管理世界》第1期。
- 国家发改委城市和小城镇改革发展中心，2013：《新城新区建设现状调查和思考》，《城乡研究动态》第229期。
- 黄宗智，1986：《略论华北近数百年的小农经济与社会变迁——兼及社会经济史研究方法》，《中国社会经济史研究》第2期。
- 黄宗智，1991：《略论农村社会经济史研究方法：以长江三角洲和华北平原为例》，《中国经济史研究》第3期。
- 冯和法，1935：《中国农村经济资料续编》，黎明书局。
- 陆铭，2011：《建设用地使用权跨区域再配置：中国经济增长的新动力》，《世界经济》第1期。
- 陆铭，2017：《空间的力量：地理、政治与城市发展（第2版）》，格致出版社和上海人民出版社。
- 陆铭、向宽虎，2014：《破解效率与平衡的冲突——论中国的区域发展战略》，《经济社会体制比较》第4期。
- 陆铭、张航、梁文泉，2015：《偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资》，《中国社会科学》第5期。
- Acemoglu, D. and J. Robinson, 2008, “Persistence of Power, Elites and Institutions”, *American Economic Review*, 98(1): 267-293.
- Acemoglu, D., S. Johnson and J. A. Robinson, 2001, “The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation”, *American Economic Review*, 91(5): 1369-1401.
- Acemoglu, D., S. Johnson and J. A. Robinson, 2002, “Reversal of Fortune: Geography and Development in the Making of the Modern World Income Distribution”, *Quarterly Journal of Economics*, 117(4): 1231-1294.
- Alonso, W., 1964, “The Historic and the Structural Theories of Urban Form: Their Implications for Urban Renewal”, *Land Economics*, 40(2): 227-231.
- Alston, L. J. and J. P. Ferrie, 1999, *Southern Paternalism and the Rise of the American Welfare State: Economics, Politics, and Institutions in the South, 1865-1965*, Cambridge University Press.
- Besley, T., 1995, “Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana”, *Journal of Political Economy*, 103(5): 903-37.
- Brueckner, J. K., 2000, “Urban Sprawl: Diagnosis and Remedies”, *International Regional Science Review*, 23(2): 160-171.
- Buck, J. L., 1937, *Land Utilization in China*, Shanghai: The Commercial Press.
- Chu T., 1962, *Local Government in China under the Ch'ing*, Cambridge, Mass: Harvard University Press.
- De Janvry, A., K. Emerick, and M. Gonzalez-Navarro, 2015, “Delinking Land Rights from Land Use: Certification and Migration in Mexico”, *American Economic Review*, 105(10): 3125-3149.
- Dell, M., 2010, “The Persistent Effects of Peru’s Mining Mita”, *Econometrica*, 78(6): 1863-1903.
- De Long, J. B. and A. Shleifer, 1993, “Princes and Merchants: European City Growth before the Industrial Revolution”, *Journal of Law & Economics*, 36(2): 671-702.
- Diamond, J., 1997, *Guns, Germs, and Steel: The Fates of Human Societies*, New York and London: W. W. Norton & Company.
- Duranton, G. and D. Puga, 2004, “Micro-Foundations of Urban Agglomeration Economics”, in: J. V. Henderson and J. F. THISSE, Ed.(s), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Elsevier, 4: 2063-2117.
- Engerman, S. L., K. L. Sokoloff, M. Urquiola, and D. Acemoglu, 2002, “Factor Endowments, Inequality, and Paths of Development among New World Economies (with Comments)”, *Economía*, 3(1): 41-109.
- Fujita, M., P. Krugman and T. Mori, 1999, “On the Evolution of Hierarchical Urban System”, *European Economic Review*, 43(2): 209-251.

Glaeser, E. L. and M. E. Kahn, 2004, “Sprawl and Urban growth”, *Handbook of Regional and Urban Economics*, 4: 2481-2527.

Glaeser, E. L., R. L. Porta, F. Lopez-De-Silanes and A. Shleifer, 2004, “Do Institutions Cause Growth”, *Journal of Economic Growth*, 9: 271-303.

Hall, R. E. and C. I. Jones, 1999, “Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker Than Others?”, *Quarterly Journal of Economics*, 114(1): 83-116.

Jones, E. L., 1981, *The European Miracle: Environments, Economies and Geopolitics in the History of Europe and Asia*, Cambridge University Press.

Knack, S. and P. Keefer, 1995, “Institutional and Economic Performance: Cross-Country Tests Using Alternative Measures”, *Economic and Politics*, 7(3): 207-227.

Mills, E. S., 1967, “An Aggregate Model of Resource Allocation in a Metropolitan Area”, *American Economic Review*, 57: 197-210.

Muth, R. F., 1969, *Cities and Housing: The Spatial Pattern of Urban Residential Land Use*, University of Chicago Press, Chicago.

North, D. C., 1981, *Structure and Change in Economic History*, New York: Norton and Co.

Sachs, J. D. and A. Warner, 1997, “Sources of Slow Growth in African Economies”, *Journal of African Economies*, 6(3): 335-376.

Sokoloff, K. L., and S. L. Engerman, 2000, “History Lessons: Institutions, Factor Endowments, and Paths of Development in the New World”, *Journal of Economic Perspectives*, 14(3): 217-232.

Von Thünen, J. H., 1826, *Der Isolierte Staaat in Beziehung auf Landschaft und Nationalökonomie*, Hamburg. (English translation by C. M. Wartenburg, Von Thünen’s Isolated State, Pergamon Press, Oxford.)

Wooldridge, J., 2015, *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, Nelson Education Press.

附录

附表 1 变量含义及描述性统计

| 被解释变量 |                                                                                                                       | 均值    | 标准差   | 最小值   | 最大值   |
|-------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------|-------|-------|-------|
| 建成区面积 | Ln(市辖区建成区面积（平方公里）)                                                                                                    | 4.821 | 0.851 | 3.178 | 7.175 |
| 密度    | 已开建新城规划人口/规划面积（万人/平方公里）<br>已开建新城规划面积是当年所有已开建新城规划面积的加和。已开建新城规划人口是当年所有已开建新城规划人口的加和。                                     | 0.599 | 0.436 | 0.010 | 2.222 |
| 规划面积  | 已开建新城规划面积/市辖区面积                                                                                                       | 0.276 | 0.463 | 0.001 | 2.840 |
| 距离    | 已开建新城距老城区的距离/市辖区面积的开方。已开建新城距老城区的距离是当年已开建新城与老城区距离以规划人口为权的均值。新城管委会到市政府距离，若新城管委会不在新城，则选取新城地标性建筑代替，若市政府不在老城区，则选取老城区区政府代替。 | 0.524 | 0.622 | 0.025 | 5.700 |
| 土地效率  | Ln(市辖区二三产业产出/建成区面积（亿元/平方公里）)                                                                                          | 6.306 | 0.550 | 5.008 | 8.274 |
| 地价    | Ln(城市工矿仓储用地出让成交额/出让面积（元/平方米）)                                                                                         | 5.424 | 0.441 | 4.035 | 6.823 |

|          |                                                                  |        |        |        |        |
|----------|------------------------------------------------------------------|--------|--------|--------|--------|
| 地价水平     | Ln(主要城市工业土地价格水平 (元/平方米) )                                        | 6.184  | 0.410  | 5.333  | 7.479  |
| 核心解释变量   |                                                                  |        |        |        |        |
| 家庭联产承包时间 | 该地 95%以上的生产队完成家庭联产承包的时间, 80 年及以前的为 0, 81, 82 四个季度依次为 1-8, 并做了逆置。 | 2.150  | 2.272  | 0      | 8      |
| 控制变量     |                                                                  |        |        |        |        |
| 市辖区面积    | Ln(市辖区面积 (平方公里) )                                                | 7.339  | 0.909  | 4.575  | 10.295 |
| 市辖区人口    | Ln(市辖区人口 (万人) )                                                  | 4.930  | 0.784  | 3.339  | 7.488  |
| 市辖区产出    | Ln(市辖区产出 (cpi 消胀) (万元) )                                         | 15.782 | 1.197  | 13.387 | 18.951 |
| 二产比重     | 市辖区第二产业占 gdp 比重                                                  | 50.260 | 10.216 | 22.05  | 82.23  |
| 三产比重     | 市辖区第三产业占 gdp 比重                                                  | 45.024 | 10.992 | 16.64  | 77.26  |
| 财政支出比重   | 市辖区一般性财政支出占产出的比重                                                 | 0.198  | 0.085  | 0.046  | 0.576  |
| 房价       | Ln(城市商品房年销售额/商品房销售面积 (万元/平方米) )                                  | 8.517  | 0.395  | 7.894  | 10.102 |
| 征地成本     | Ln(城市土地出让金年成交款-净收益 (亿元) )                                        | 2.447  | 1.617  | -5.946 | 6.022  |
| 已建新城数    | 截至当年该城市已开建新城数量                                                   | 1.148  | 1.556  | 0      | 13     |
| 坡度       | Arctan(高度/水平距离), 数值越大表示坡度越陡, 平坦可利用土地越稀缺                          | 5.243  | 4.200  | 0      | 17.343 |

注：若无特别标注，本文城市特征数据来自《中国城市统计年鉴》。