

# 地方政府工业用地出让行为探析\*

——基于 2007-2011 年中国地级市面板数据的分析

杨其静 彭艳琼

**摘要:** 本文利用从“中国土地市场网”上手工收集整理 2007-2011 年中国 246 个地级市的面板数据, 利用空间计量经济学方法, 建立空间自回归个体固定效应模型, 探讨影响地方政府工业用地出让行为的因素。计量结果表明, (1) 无论是工业用地总出让面积、协议出让面积占比还是协议出让宗数占比在空间上都存在非常显著的正相关性, 而且这种关系在东中不地区尤为明显; (2) 那些 GDP 省内占比大和 GDP 增长率排名靠前的城市, 还会进一步加大协议工地的力度; (3) 那些财政赤字与 GDP 占比大的城市, 不仅没有因财力不足而弱化廉价工地的动力, 反而会加大廉价工地的力度, 而且这种现象在东部城市中表现尤为突出。这说明地理上相邻的辖区之间存在廉价出让工业用地的激烈竞争, 而且这种竞争在东中部的相邻城市之间尤为激烈。一方面, 这些现象反映了中国各个地方政府之间确实存在积极发展地方经济的辖区间竞争; 但另一方面, 这些现象也暗示这种辖区间竞争已经在很大程度上属于恶性竞争。

**关键词:** 工业用地出让、地区禀赋、辖区竞争、晋升竞争

## 一、引言

通常情况下, 工业化是发展中国家, 尤其是发展中大国实现现代化所必经的阶段和必然的发展战略。因此, 早在建国之初, 国家就通过《土地改革法》(1950.6) 公开宣示中国的土地制度要为“新中国的工业化开辟道路”; 随后, 《国家建设征用土地办法》(1953.12) 更明确指出国家就是要通过立法来“保证国家建设所必须的土地”<sup>①</sup>, 并且首次对征地补偿上限进行了严格限制以便政府能够节约征地成本<sup>②</sup>。不过, 地方政府真正燃起征地的热情却是在改革开放之后。一方面, 在保持政治权威的前提下, 中央将广泛的经济权利分权给地方政府, 其中就包括地方政府依据《中华人民共和国土地管理法》(1986) 而获得了征收、开发、投资和出让土地的权力和享有土地所有权、占有权、使用权、利益分配权, 从而成为了土地一级市场的垄断者。另一方面, 经济增长成为了中央考核地方官员业绩的重要指标。

在这样的制度安排下, 各级地方政府相信工业化对经济发展的强大推动力而纷纷打出“工业兴市”或“工业强市”的口号, 而且将土地成为了地方政府最容易操控的、用于吸引投资的有效工具。这不可避免地引发了地方政府廉价转让工业用地的恶性竞争。即便中央要

---

\* 杨其静, 中国人民大学企业与组织研究中心教授, [qijing\\_yang@163.com](mailto:qijing_yang@163.com); 彭艳琼, 中国人民大学经济学院 2011 级硕士研究生, 现就职于国家信息中心。本研究得到了北大林肯中心 2012-2013 年度研究基金的资助。在北大林肯中心的开题会和结项会上各位评审专家, 中国人民大学契约与组织理论研讨班的师生为本文提供了许多宝贵的建设性意见。此外, 杨冬梅、卓品、王婷婷等在数据收集方面做了大量工作。在此对他们表示衷心的感谢。当然, 文责自负。

<sup>①</sup>关于“国家建设”的内容, 在该法第二条中做了明确规定, 即“凡兴建国防工程、厂矿、铁路、交通、水利工程、市政建设及其他经济、文化建设等所需用之土地, 均依本办法征用之”。

<sup>②</sup>该法第八条规定“一般土地以其最近三年至五年产量的总值为标准”。

求从 2007. 1. 1 起实施《全国工业用地出让最低价标准》，但至今各个地方政府还以协议方式大量出让工业用地。由此，我们不仅要问，即便在《通知》出台之后，哪些政治经济因素影响地方政府工业用地出让行为（包括不同供应方式的出让宗数、面积、价格）？全国各个地区在工业用地出让方式上是否存在差异？国家对工业用地的调控是否起到了作用？限于“中国土地市场网”（<http://www.landchina.com/>）所公示的土地交易数据在 2007 年之后才比较完整，因此本文尝试采用 2007-2011 年中国 246 个地级市的面板数据，利用空间计量经济学方法，建立空间自回归个体固定效应模型，以工业用地相关指标为被解释变量，以辖区间竞争、官员晋升竞争和地区禀赋等为解释变量，探析地方政府工业用地出让行为的影响因素及上述问题。

本文结构安排如下：第二部分对已有研究进行文献综述。第三部分进行实证分析设计。第四部分利用空间面板计量方法对所研究的问题进行实证分析。第五部分对全文进行总结。

## 二、文献综述

迄今为止，关于地方政府工业土地出让行为及其影响的相关理论研究分析已比较透彻。正如前面所言，新中国的土地制度安排一开始就服务于工业化的国家战略。一方面，法律赋予了（地方）政府可以为了国家建设需要而征用包括农村集体土地的权力，并严格限制征地补偿标准的上限；另一方面，即便是家庭联产承包责任制，不仅土地所有权的主体仍然缺位，而且承包经营权也残缺严重，这使得地方政府低成本征地成为可能（黄小虎，2002；周飞舟，2007；罗必良，2009；...）。

学者们也意识到 1994 年分税制改革可能强化了政府廉价出让工业用地的动力。由于“财权上移，事权留置”使得地方政府财政缺口扩大，因此地方政府从之前的“经营企业”转变为“经营土地”和“经营城市”（周飞舟，2010）。结果，与高价出让商业用地而直接获得财政收入外，地方政府在财政上还可从这样一个链条上获利，即廉价出让工业用地-吸引工业投资-经济增长-地方财政收入增加（陶然等，2007）。

不过，与财政的激励作用相比，基于经济业绩的晋升竞赛可能更强烈地刺激了地方政府廉价转让工业土地的行为。虽然大量的实证研究并不支持周黎安（2004）的晋升锦标赛假说（Bo, 1996; Landry, 2003; Oppen & Brehm, 2007; 陶然等，2010; Shih *et al.*, 2012; 姚洋、张牧扬，2013），但却有可能存在基于经济增长率排名的资格赛（杨其静、郑楠，2013），何况经济增长业绩至少有利于地方领导保住职位（Bo, 1996）。这就进一步强化了地方政府对土地财政的依赖（吴群，李永乐，2010）和廉价征用农地-土地廉价出让-招商引资-增加产值-谋求政绩与财政收入的行为逻辑（罗必良，2009）。

为了更正式地阐述上述思想，学者们还借用一些经典的产业理论模型来证明在中国式中央-地方分权体制下辖区间对流动性资本的激烈竞争迫使地方政府往往陷入廉价出让工业用地的“囚徒困境”，甚至底线竞争（race to the bottom），即工业用地的廉价甚至零价格出让成为了地方政府的最优均衡策略（吴宇哲，2005；张鸣明，2005；张清勇，2006；李磊，2007；李俊丽，2008；朱健宁、吴群，2008；徐跃红等，2009）。

总之，在中国特殊的土地制度和官僚治理机制下，对经济发展的渴望、辖区间吸引资本的竞争以及基于经济业绩的晋升激励安排都会刺激地方政府廉价地出让工业用地，推动经济增长，但这也必然制造出严重的社会矛盾，使得社会经济难以和谐发展（杨其静，2010）。在此情形下，即便中央要求地方政府应该以招拍挂方式出让工业用地，并制定了详细的最低出让价格和指标控制等管制措施，也无法达不到预定的效果（万江，2012）。

除了从理论上进行分析，有关地方政府工业用地出让行为的实证研究也在展开。早期的一些实证研究主要是从人口规模、经济发展水平，财政行为和区位来分析影响工业用地价格

的因素（强真等，2005；肖更生等，2008）。与之不同，近期的实证研究更关注于地方政府土地出让行为的动机分析。在这方面，第一份比较规范的分析来自于陶然等（2007）。他们利用 1999-2003 年中国 262 地级城市面板数据而发现，滞后 2 或 3 年的协议出让土地宗数对各种源于企业的税收收入有显著的正影响，从而推测地方政府廉价出让土地的目的是为了招商引资和参与晋升竞争。为了进一步辨析土地出让的财政动机和晋升竞争动机，张莉等（2011）以各省“劳均固定资产投资量”作为后者的代理变量。他们采用 1999-2005 年省级面板数据而发现，土地出让面积与劳均固定资产投资量之间显著正相关而与土地出让价格之间不存在稳定的相关性，从而认为地方政府官员热衷于出让土地是源于土地引资的晋升激励而非一般的土地财政激励。随后，刘佳等（2012）利用 2003-2008 年中国 257 个地市级政府的面板数据而发现地方政府的土地出让金与该省市级领导的更替率之间存在显著的正相关关系，并与官员的年龄和任期有一定关系，从而认为地方政府官员晋升竞争是造成土地财政问题不断恶化的根本原因之一。不过，李学文和卢新海（2012）利用 1996-2007 年 A 省县级协议出让工业用地和招拍挂出让商服用地年度非平衡面板数据，通过 PVAR 模型的实证分析而得出结论，即土地引资假说缺乏证据，而地方政府廉价出让工业用地的真正目的是希望通过发展工业来扩大商服用地的市场需求，从而增加土地出让金收入。

除此之外，一些学者也开始把地区间的空间依赖性纳入了土地出让的分析范围。王丽娟（2011）利用 2003-2007 年间 29 个省级行政区的数据，建立空间滞后模型，发现土地出让收入存在相邻地区间的竞争效应，而土地出让平均价格方面不存在这种竞争效应。梁若冰等（2011）采用时空固定效应模型对 2003-2008 年我国地级市面板数据分析发现周边地区的工业用地出让对本地的人均 GDP 增长率有显著的负影响。

尽管上述研究深化了我们对中国地方政府土地出让行为的理解，但却存在一些不可忽视的缺陷和不足。

第一、除个别文献使用未说明来源的土地数据外，现有实证研究所使用的土地数据都来自《中国国土资源年鉴》或《中国国土资源统计年鉴》（以下简称《年鉴》）。然而，《年鉴》要么是按五大用地类型（即工矿仓储用地、商服用地、公用设施用地、公共建筑用地、住宅用地等）来统计数据，要么是按土地出让方式（协议、招标、拍卖、挂牌、划拨、租赁等）来统计数据。换句话说，《年鉴》不仅没有提供有关不同用地类型不同出让方式的数据，而且更不会提供关于工业用地不同出让方式的数据。这意味着，尽管大家都意识到地方政府会高价供给商业用地来获取土地出让金而以廉价供给工业用地上来招商引资，并且希望通过计量分析来识别这两种机制；但是，由于“土地出让金”，“土地出让价格”、“土地协议出让宗数”等却是各种用地类型的混合数据，从而使得计量分析的结果含义未必清晰，甚至缺乏可靠性，何况涉及工业土地的土地出让金和出让价格具有非常大的水分。

第二、已有文献几乎都是基于 2008 年之前的土地数据，因此无法考察 2007.1.1《全国工业用地出让最低价标准》实施之后那些影响地方政府，尤其是地市级政府工业土地出让行为的因素。

第三、尽管在理论分析中十分强调政治制度，尤其是官员晋升竞争对地方官员的影响，但在绝大多数量模型中并没有得到很好的刻画。比如，张莉等（2011）以“劳均固定资产投资”而吴群等（2010）以“人均 FDI”来作为地方官员晋升竞争的代理变量，而不是使用那些更能直接刻画地方官员政治资源禀赋和政治竞争的指标。

第四、虽然学者们强调地方政府的土地出让行为是相互博弈的结果而在空间上存在着相互作用，但在绝大多数量实证研究过程中却未采用空间计量经济学方法，忽视了这种相互关系而很可能导致估计有偏甚至无效。

基于以上不足和缺陷，本文将尝试从以下方面进行改进：（1）从中国土地市场网采集和整理工业用地出让数据，从而能够更全面、更准确地刻画地方政府的出让行为；（2）手工收

集和整理的地级市市委书记数据,从而能够更直观和客观地刻画官员的个人特征和行为动机;  
(3) 空间范围不在中国省际层面,而是地级市层面;(4) 采用空间计量经济学方法。

### 三 实证分析设计

#### (一) 工业土地的供求分析

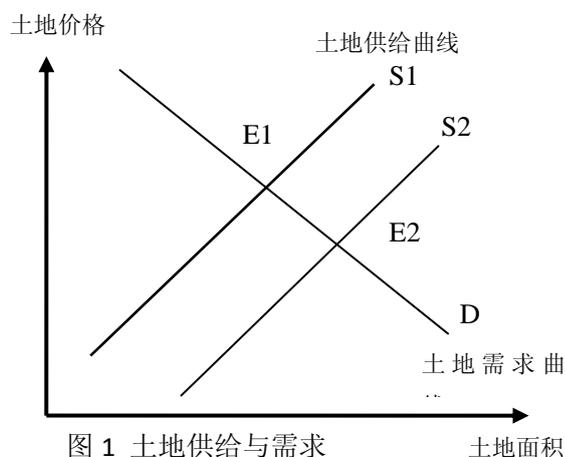
由于工业用地的出让都是作为土地供给方的政府与土地需求方的企业相互作用的一个均衡结果,因此我们有必要理清出影响这两方力量的因素和机制。

作为工业土地的需求方,企业不仅要考虑土地的价格,更要考虑地区的禀赋条件,因为前者在很大程度上内生于后者之中。一般来说,如果一个地区具有良好的基础设施、经济发展水平、工业基础、人力资本和地理区位,那么,该地区对工业投资者的吸引力自然会就强,而地方政府在招商引资的过程中就具有更多的谈判力。

作为工业土地的供应方,政府必然首先受到土地供给成本的约束。首先,政府提供的工业土地大多都是来自于对农村集体土地的征收。可惜的是,征地成本不仅包括直接的土地补偿费和地上附着物和青苗的补偿费,还不包括安置补助费等;而且,现有公开的统计数据只提供了地级市按各种出让方式出让土地的“土地面积”、“成交价款”和“纯收益”,因此难以获得一个比较准确的工业用地征地成本数据。其次,工业用地的供给成本还包括配套设施的成本。为了更好的吸引厂商入驻,拉动投资,通常要做好通水、通电、通路等相关的配套设施建设,这些也需要政府支出一定的费用。再次是交易成本。在征地时通常要和农村集体经济组织及农户进行沟通,这期间如果因为信息不对称造成沟通不顺,会出现冲突,需要更多的人力来推动征地的顺利进行。

不过,上述成本能够在多大程度上对地方政府的工业用地供给构成约束,这取决于地方领导对经济增长渴望程度。根据已有的研究,地方领导人的年龄、任期、某些个人背景、任职地的经济地位等等会影响到他们在晋升竞争中的地位,从而影响到他们对经济业绩的渴望程度。

基于上述分析,我们估计辖区的禀赋条件、地方政府的财政能力和地方领导的个人特征都将影响到地方政府工业用地的出让行为。



#### (二) 指标变量

##### 1、工业用地出让相关指标

正如前面所言,由于《年鉴》将各种用途的土地数据混合在一起,因此无论是“土地出让宗数”(陶然等,2007)、“土地出让面积”(张莉等,2011),还是“土地出让金”(刘佳等,2012)都不能准确地刻画地方政府的工业用地出让行为。事实上,这些指标也不能刻画地方政府商业土地出让行为,进而也难以有效地检验土地财政假说和土地引资假说。

就本文研究的问题而言,我们认为直接使用工业土地出让面积、工业用地协议出让面积占比、协议出让宗数占比、协议出让均价、招拍挂均价以及两个价格之比等指标能够更准确地反映了地方政府的行为。不过,我们仅仅将那些与宗数和价格相关的变量作为反映地方政

府工业土地出让行为的辅助性指标。这是因为：（1）每宗土地交易的面积差异很大；（2）土地的市场价值受到区位、配套等很多因素的影响，而各宗土地在这方面差异很大；（3）地方政府往往以投资奖励等方式将土地出让金返还给企业，何况很多招拍挂交易本身就仅仅是个形式而已。相对而言，土地出让面积是不容易造假的。不仅如此，在其他条件不变的情况下，一个地方的“工业用地协议出让面积”及其占比，甚至“工业土地出让面积”的增加程度都可在一定程度上反映地方政府工业用地出让的优惠力度。鉴于此，我们将与面积相关的变量作为刻画地方政府工业用地出让行为的主要指标。

## 2、地区禀赋指标

我们以人均 GDP 和人口刻画一个地区的经济发展水平和经济规模，而的用工业产值占 GDP 比重刻画一个地区的工业发展程度。同时，以扣除房地产投资的固定资产投资来反映当地经济，尤其是工业行业的活力。另外，以普通中学人数占总人口的比重反映一个地区的人力资本状况。

## 3、辖区竞争和晋升竞争指标

根据已有的实证研究发现，我们以如下一些指标来刻画辖区间竞争和市委书记晋升竞争的状况。

（1）GDP 省内占比。实证研究发现，辖区的经济实力（比如，省的 GDP，地级市 GDP 的全省占比）对地方领导人的晋升具有非常重要的正影响（Bo, 1996; Oppen & Brehm, 2007; 杨其静、郑楠，2013）。不过，需注意的是，虽然较高的 GDP 省内占比赋予了当地领导在晋升竞争中的某种优势地位，从而减轻了其招商引资发展地方经济的压力，但是，由于各市经济增长率的省内排名也可能影响市委书记的晋升机会（杨其静 & 郑楠，2013），因此那些经济实力强的市委书记可能也会利用这种优势来招商引资。底哪种力量占据主导地位，只能通过实证检验来给出答案。

（2）经济增长率省内排名 正如前面所言，虽然地方官员之间基于经济业绩的晋升锦标赛假说可能是不现实的，但却可能存在经济增长率省内排名的资格赛（杨其静、郑楠，2013）。同时，考虑到经济增长率的绝对值或者相对值在省级之间往往具有不可比性，因此我们以各市经济增长率省内排名来代表当期的经济业绩状态。

**财政压力** 文献中常用财政赤字占财政收入的比重或者财政赤字占 GDP 的比重来反映财政压力。不过，考虑到中国的地方政府还有大量的非预算收入而这些非预算收入通常都是和当地 GDP 规模相关，因此本文选择后一个指标来反映地方政府的财政压力。

财政压力对地方领导人带来的压力也有两个方面。一方面，财政压力越大，地方政府发展地方经济的压力可能也越大，从而更倾向于以优惠的条件出让工业用地，因为只有这样才能有效缓解财政压力并赢得良好的政绩。但另一方面，财政压力也削弱了地方政府征地的能力和向投资者提供土地价格折扣和良好配套性投资的能力。

**年龄** 市委书记的年龄对其行为也有着不可忽视的作用。实证研究发现，市委书记的年龄越大，晋升的机会越小，而且是否年满 57 岁通常都是政治命运的决定性因素（杨其静、郑楠，2013）。因此，我们推测，那些年纪较小的市委书记更有发展地方经济的动力，更愿意以廉价提供工业土地。当然，我们也注意到，年龄较小的市委书记更有可能被派往 GDP 省内占比较低的地方任职，从而其出让工业土地的面积较小。

**任期** 在中国一届政府的任期是 5 年，但市委书记的平均任期不到 3 年。然而，一个市委书记上任需要一定时间熟悉环境和制定发展战略。之后，从土地征收到土地出让、招商引资、投资建设到最终生产销售通常需要 3 年左右的时间。由此，我们推测官员会在在第二、三、四年任期时，出让更多的工业土地，形成土地出让密集期。在超过一个特定任期后，随着官员在任时间的增加，其出让土地的动力就会减小。

对市委书记的任期的规定。沿用 Bo(1996)的规定，若市委书记在 1-6 月上任，则该年记为其任期的起始年份 (time=0)；若在 7-12 月上任，则下一年才记为其任期的起始年份 (time=0)。time=1 表示在任第二年；time=2 表示在任第三年，能观察到其前两年的业绩；以此类推。

**市委书记来源** 若市委书记来自中央或者本省省级机关，则赋值为 1，否则为 0。一些实证研究已证实，由中央或者上级组织下派到的地方领导人在晋升竞争中具有特殊的优势。因此，他们发展本地经济的压力就会降低，从而也就缺乏动力通过廉价出让工业用地来吸引投资。

除了上述四类指标，还有地区区位虚拟变量（把全国分为东部、中部和西部三个地区）以及地理经纬度坐标。下表总结了本文所用到的各类变量指标的定义及代表符号。注意，所有地区禀赋指标和 GDP 省内占比、增长率省内排名、财政赤字占 GDP 比重使用考察年份的前 1 年或前 1 年末的数据。

表 1 指标变量

指标	变量	变量定义
工业用地出让	totalmj	总出让面积（公顷）
	xymjr	协议出让面积占比
	xyzsr	协议出让宗数占比
	xyjj	协议出让平均价格（万元/公顷）
	zpgjj	招拍挂平均价格（万元/公顷）
	totaljj	总出让平均价格（万元/公顷）
地区禀赋	agdp	人均 GDP（元）
	pop	总人口（万人）
	gygdp	工业产值占 GDP 的比重
	invest	除去房地产投资的固定资产投资（万元）
	schoolr	普通中学人数占总人口的比重
辖区竞争 晋升竞争	gdpr	各市 GDP 省内占比
	gdprgrank	GDP 增长率的省内排名
	chzgdpr	财政赤字占 GDP 的比重
	age	市委书记年龄
	source	市委书记来源
	time	市委书记任期
地理位置	east	东部地区，east=1；否则 east=0
	middle	中部地区，middle=1；否则 middle=0
	west	西部地区，west=1；否则 west=0
地理坐标	y_coord	纬度
	x_coord	经度

对于哪些因素会影响辖区间竞争以及市委书记的土地供给决策，本文拟进行如下分析：

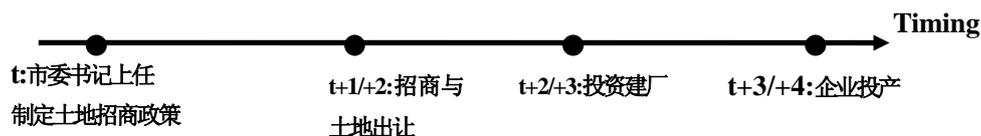


图 2

### （三）数据来源

关于工业用地出让的相关数据来自于“中国土地市场网”。该网站公示了政府各宗土地

出让的信息（比如，行政辖区、土地座落、总面积、土地用途、供应方式、签定日期及成交价格等）。遗憾的是，在 2007 年之后土地出让数据才开始比较完整，尤其是 2008. 12. 31 之后的每一宗政府出让土地信息都被公示在该网站上。鉴于此，本文搜集了 2007-2011 年间全国东、中、西部 27 个省、262 个地级市的约 14 万条工业用地交易信息<sup>①</sup>。另外，考虑到四个直辖市的情况比较特殊，而云南、贵州、宁夏的地级市数量较少，因此也被剔除掉。因此，后文实际使用的数据只包含了 246 个地级市（含副省级城市）。

各类经济相关数据（包括地区生产总值、人均地区生产总值、工业产值、一般预算内财政收入/支出、固定资产投资、普通中学人数等）全部来自于《中国城市统计年鉴》（2007-2011 年）。关于市委书记的原始数据来自于人民网、新华网公布的领导简历。此外，我们从 GPS 经纬度位置网（<http://www.gpspg.com/>）可获得各市的经度和纬度。

#### （四）描述性统计

主要变量总体的描述性统计见表 2。我们发现，2007-2011 年间，工业用地协议出让面积占比为 22. 2%，宗数占比为 26. 3%。协议出让均价为 142. 2 万元/公顷，招拍挂出让均价为 179. 4 万元/公顷，总的平均出让价格为 192. 8 万元/公顷。协议出让均价约为招拍挂出让均价的 79. 7%，是总平均出让价格的 73. 7%。

表 2 主要变量描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
xymjr	1230	0. 2219	0. 2850	0	1
xyzsr	1230	0. 2634	0. 2756	0	1
xyjj	1091	142. 1900	111. 3151	0	1317. 64
zpgjj	1211	178. 4372	107. 7684	5. 56	1288. 84
totalzs	1230	101. 1333	123. 4663	1	920
totalmj	1230	397. 6402	448. 1939	0. 61	3153. 21
totaljj	1230	192. 8356	1023. 7040	0	35921. 32
ln_agdp	1230	9. 9192	0. 7269	0	12. 07
gygdp	1230	0. 5830	0. 2142	0. 12	1. 62
ln_invest	1230	15. 0464	0. 9757	0	17. 31
schoolr	1230	0. 1606	0. 2072	0. 001	1. 19
gdpr	1230	0. 0789	0. 0680	0. 008	0. 42
gdprank	1230	7. 4358	4. 4635	0. 000	21
chzgdp	1230	0. 0689	0. 0778	-0. 048	0. 97
age	1230	53. 1228	3. 5678	42	61
source	1230	2. 8927	2. 5043	1	9
time	1230	2. 5829	1. 7591	0	10

具体到各个年份的情况可参见表 3。从表 3 可知，与 2007 年相比，2011 年工业用地总出让宗数翻番，总出让面积超过 2 倍，总平均价格呈波动状态。受 2007 年开始实施《全国工业用地出让最低价标准》的影响，协议出让面积占比和宗数占比在 2008 年都急剧减少。即便如此，协议出让工业用地的面积仍然大量存在。另一方面，协议出让平均价格都低于招拍挂平均出让价格，并且自 2007 年以来不断上扬。

表 3 2007-2011 年每年工业用地相关指标均值

年份	总宗数	总面积	协议面积占比	协议宗数占比	协议均价	招拍挂均价	总平均价格
2007	1091	155. 84	22. 2%	26. 3%	142. 2	179. 4	192. 8
2008	1091	155. 84	22. 2%	26. 3%	142. 2	179. 4	192. 8
2009	1091	155. 84	22. 2%	26. 3%	142. 2	179. 4	192. 8
2010	1091	155. 84	22. 2%	26. 3%	142. 2	179. 4	192. 8
2011	1091	155. 84	22. 2%	26. 3%	142. 2	179. 4	192. 8

<sup>①</sup> 西藏、新疆、青海、海南四省数据缺失较多，故不予考虑。

2007	76.34	288.50	58.68%	61.14%	118.40	159.65	292.34
2008	53.78	221.88	19.19%	23.67%	136.15	172.38	157.30
2009	91.16	481.30	15.23%	20.12%	141.05	178.45	301.68
2010	135.70	537.08	10.60%	15.98%	146.53	189.19	179.13
2011	156.96	658.85	7.91%	11.51%	166.23	197.07	189.47

此外，工业用地的出让行为在东中西部之间也存在显著差异。协议出让宗数和面积占比方面，2007年，东部地区协议出让占比最高，其次是中部地区，西部地区最低。但自2008年起，西部地区协议出让占比一直处于最高水平，中部地区在近两年高于东部地区。

出让价格方面，不论是协议出让平均价格还是招拍挂出让平均价格，东部地区都领先于中部地区和西部地区，西部地区出让价格都较低。近5年来，东、中、西部地区的工业用地出让价格都在不断上涨，除了2011年西部地区招拍挂出让平均价格下跌。

除工业工地的出让数据外，市委书记的相关数据也值得一提。在所有的1230个市委书记-年样本中，任期从0到10年的样本数分别为101, 284, 281, 236, 153, 93, 47, 21, 10, 3, 1，而任期的均值为2.58年，其中任期≤3占比为73.3%；年龄分布在42到61岁之间，均值为53岁，且以55岁上下的样本数最为集中；另外，绝大部分样本属于本市晋升(622个)，本省外市晋升(198个)，省内平调(110个)和来自本省机关(279个)，而仅有6个样本来自省外平调(0个)、中央(3个)和外省机关(3个)。

## 四 实证分析

### (一) 空间权重矩阵的选择

传统的计量经济学假设观测值独立同分布，但现实中涉及地理空间的数据存在一定程度的空间相关性，这会导致模型估计有偏且无效。在空间计量经济学中，对空间权重矩阵的选择与设定至关重要。实证研究中通常采用两种形式的矩阵——邻近矩阵和距离矩阵。本文中，中国各地级市所在地理位置用经纬度坐标表示，在地图上显示为散点图，采用K值最邻近空间权重矩阵 $W$ （其中， $k=6$ ），即与最邻近的6个空间单元赋值为1，其余的赋值为0。此外，还对权重矩阵进行标准化，使行元素之和为1（ $w_{ij} = W_{ij} / \sum_{j=1}^n W_{ij}$ ），其中 $i, j = 1, 2, \dots, N$

表示地区 $i$ 和 $j$ 。

### (二) 空间自相关性检验

空间统计学一般用Moran's I指数来对空间相关性的存在与否进行检验。通过考察2007-2011年协议出让面积占比和协议出让宗数占比的Moran's I指数及其散点图，可以看出，Moran's I指数都为正数且大于0.05，说明协议出让面积占比和协议出让宗数占比存在空间正自相关性。这意味着，全国各市协议出让工业用地的空间分布并非处于完全随机分布状态，而是在地理空间上表现出集聚性特征。空间正自相关性说明相邻地区的空间特性类似，即工业用地协议出让占比较高的市相互靠近，而占比较低的市也相互靠近。

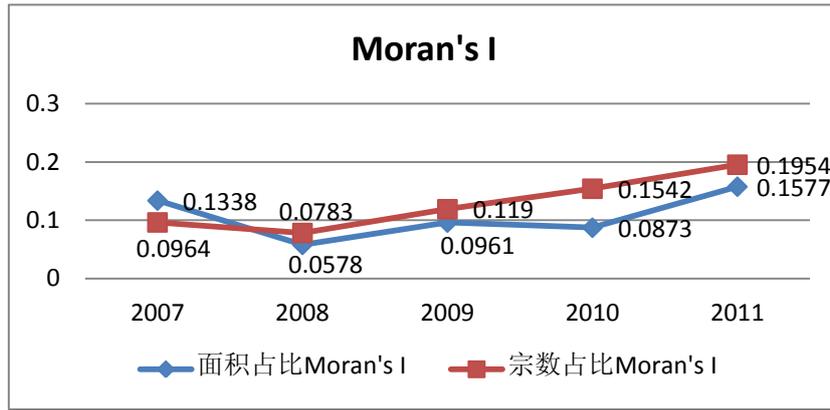


图 3 2007-2011 年协议出让面积占比和宗数占比 Moran's I 指数

### (三) 空间面板计量模型设定

空间计量经济学模型主要包括两种常用模型，即空间自回归模型（Spatial Autoregressive Model, SAR）和空间误差模型（Spatial Error Model, SME）。前者的特点是将被解释变量  $y_{it}$  的空间滞后项直接作为解释变量而又被称作空间滞后模型（Spatial Lag Model, SLM），其一般形式为  $y_i = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_j + x_i \beta + \varepsilon_i$ ，其中独立同分布的误差项

$\varepsilon_i \sim N(0, \delta^2)$ ；与之不同，后者是将空间滞后变量置于误差项中，其一般形式为

$y_i = x_i \beta + \varepsilon_i$ ， $\varepsilon_i = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \varepsilon_j + \mu_i$ ，其中独立同分布的误差项  $\mu_i \sim N(0, \delta^2)$ 。注意，

$\sum_{j=1}^N w_{ij} y_j$  表示被解释变量  $y_i$  与相邻地区被解释变量  $y_j$  的交互效应；而空间回归系数  $\rho$  就衡量了样本观察值中的空间相互作用。

由此，本文设定了两个空间回归模型：

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + x_i \beta + \varepsilon_{it};$$

$$y_{it} = x_i \beta + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \varepsilon_{jt} + \mu_{it};$$

其中， $y_{it}$  是各市各年政府的工业用地出让总面积（totalmj）、协议出让面积（xymj）、协议出让面积占比（xymjr）等； $x_i$  表示各市的经济和财政指标，市委书记的个人特征等。注意，注意，除市委书记年龄、来源、任期为当年数据，其余解释变量均为滞后一期的数据，因为过去一年的禀赋才会对当年的工业用地出让方式造成影响。

另外，我们还构建如下普通线性回归方程：

$$y_i = \beta_0 + X_i\beta + \varepsilon_i$$

对于是否应该使用空间计量模型以及选择哪种合适的空间计量模型，Anselin & GeoDa(2006)提出了如下判别准则：若 LMLAG 和 LMERR 都不显著，则使用经典线性回归模型；若 SAR 模型的 LMLAG 和 SEM 模型的 LMERR 只有一个显著，则使用相应的空间计量模型；若 LMLAG 和 LMERR 都显著，则比较 SAR 模型的 R-LMLAR 和 SEM 模型的 R-LMERR，哪个更显著就使用哪个模型。

本文的主要被解释变量是协议面积占比，因此表 4 给出了以此为被解释变量下的检验。虽然我们强调市委书记之间的晋升竞争主要发生在生省内而强调省内地级市之间在工业用地出让方面的竞争，但我们也不排除相邻省份地级市之间的相互竞争。鉴于此，我们考察了省内和跨省的空间相关性分析，其中前者 k=4 而后者 K=6。相关的检验结果见表 4。显然，在两种情形中，LMLAG 和 LMERR 所对应的显著性水平均小于 1%。这说明在显著性水平 1%下存在空间相关性，因此必须把空间相关性纳入分析范围而不能用普通的线性回归方法进行估计。同时，虽然两个的稳健检验结果都显著，但 R-LMLAG 值大于 R-LMERR，因此本文使用空间自回归模型。

**表 4 有关模型选择的检验**

Test	省内空间相关分析 (K=4)		跨省空间相关分析 (k=6)	
	Value	Prob.	Value	Prob.
LM test no spatial lag	529.7807	0.000	479.4442	0.000
robust LM test no spatial lag	71.8739	0.000	89.7619	0.000
LM test no spatial error	475.0286	0.000	416.7241	0.000
robust LM test no spatial error	17.1218	0.000	27.0419	0.000

此外，经 Hausman 检验，固定效应模型优于随机效应，因此本文采用 SAR 固定效应模型。进一步的分析还发现，个体固定效应通过了显著性检验，而时间固定效应没有通过显著性检验<sup>①</sup>，因此下文将报告控制了个体固定效应的空间自回归模型的回归结果。

#### (四) 回归结果分析

##### 1、工业土地出让面积的相关分析

正如前面的分析，我们认为与工业用地出让面积相关的数据是比较真实和准确的数据，因此我们首先以各年各市的工业用地出总面积和协议出让面积占比作为被解释变量。其中，我们又特别看重协议面积占比，因为该指标可能能够更准确地反映地方政府在土地出让行为中的优惠程度。相应的回归结果见表 5。显然，基于省内空间自回归分析的结果与基于跨省空间自回归分析的结果非常相似，因此下面我们就以前者为主要分析对象。

**表 5 工业用地出总面积和协议出让面积空间计量结果**

	省内空间相关分析 (k=4)		跨省空间相关分析 (k=6)	
	总面积	协议面积占比	总面积	协议面积占比
空间相关性	0.4791***	0.4711***	0.522***	0.5459***
	(17.088)	(16.8889)	(15.7033)	(17.3378)
财政赤字/GDP	38.6707	0.4403***	-34.9283	0.3582**
	(0.2063)	(3.0489)	(-0.1853)	(2.5032)

<sup>①</sup> 比如，在以协议面积比为被解释变量的回归分析中，时间固定效应模型没有通过 LR 检验，因为 p=0.3359，大于 10%临界值。

GDP 省内占比	3147.5187*	3.5787***	3423.6805*	3.1554**
	(1.7552)	(2.5854)	(1.8973)	(2.2988)
增长率省内排名	0.0779	0.0003	-0.3975	0.0003
	(0.0308)	(0.1429)	(-0.1561)	(0.171)
中央或省机关	16.1798	-0.0589***	17.3659	-0.0654***
	(0.5418)	(-2.5618)	(0.5782)	(-2.8703)
57 岁-年龄	-6.1635	0.0052*	-6.5235*	0.0062**
	(-1.467)	(1.6065)	(-1.8564)	(2.3171)
任期	-18.1124	0.0128	-25.7481*	0.0078
	(-1.1894)	(1.0892)	(-1.8575)	(0.7418)
任期的平方	3.4721*	-0.0014	4.9026**	-0.0004
	(1.6129)	(-0.8549)	(2.3589)	(-0.2559)
ln 固定资产投资	6.3522	-0.045***	4.8835	-0.0462***
	(0.3296)	(-3.0327)	(0.2516)	(-3.1357)
ln 人均 GDP	-257.478***	0.2413***	-215.5315***	0.2065***
	(-3.1562)	(3.7919)	(-2.622)	(3.2649)
Ln <sup>2</sup> 人均 GDP	26.615***	-0.0275***	22.2702***	-0.0237***
	(4.2535)	(-5.5876)	(3.5189)	(-4.8153)
工业产值/GDP	-14.8392	0.0801	5.4902	0.1005
	(-0.1644)	(1.153)	(0.0605)	(1.4591)
ln 人口	617.5179	-0.2379	705.0566	-0.0987
	(1.2803)	(-0.6409)	(1.4517)	(-0.2683)
中学人数/人口	34.1451	-0.0607**	29.6525	-0.0476*
	(0.9102)	(-2.0945)	(0.7852)	(-1.6594)
样本量	1230	1230	1230	1230
R-squared	0.7561	0.6428	0.7531	0.6491
log-likelihood	-8443.0773	377.09656	-8442.2514	390.78618
LR Test	867.7891	650.9574	852.4651	639.0833

注：括号里的值为 t 值，\*\*\* p<0.01，\*\* p<0.05，\* p<0.1。下同。

(1) 工业用地出让总面积和协议出让面积占比的空间回归系数分别为 0.48 和 0.47 且都在 1%水平上显著。这说明相邻地级市之间在工业用地出让面积和协议出让占比方面存在非常强的空间依赖性。具体而言，邻近市增加 1 单位的工业用地出让面积，则会引起本市增加 0.48 单位的工业用地出让面积；而且，邻近市将协议出让面积占比提高 1 个百分点，则会引起本市将占比提高 0.47 个百分点。对于前一个现象可能并不足为奇，因为这可能是源于相邻市的经济条件相似。然而，后一个现象却暗示存在辖区内土地引资的恶性竞争。

(2) 财政赤字占 GDP 比重与工业用地出让总面积的回归系数不显著，但与协议出让面积占比的回归系数为 0.44 且在 1%水平上显著，即某市财政赤字与 GDP 的占比增加 1 个百分点，协议出让面积占比就会增加 0.44 个百分点。这意味着，财政压力不仅不会对地方政府征地和供地行为构成有效的预算约束，反而会刺激地方政府采取更激进的土地引资策略。由于财政压力大的地区往往是经济发展较落后的地区，因此上述现象暗示，那些经济发展相对落后的地区，地方领导人希望通过廉价工业用地引资而发展本地经济的冲动就越强烈。

(3) 地区 GDP 的省内占比对工业用地出让总面积和协议出让面积占比都有显著的正影响，尤其是后者意味着 GDP 全省占比增加 1 个百分点，地方政府的协议出让面积比就会增加

3.58个百分点。对于前一个现象，可能并不令人奇怪，即地区GDP全省占比高的地区其经济规模也大，自然会出让更多工业用地。不过，后一个现象就令人深思。通常来说，GDP全省占比较大的地区具有更大的经济规模和更高的经济发展水平，从而在招商引资过程中更有谈判力；何况，那些在GDP省内占比高的市任职的市委书记享有晋升的优势（Bo, 1996；杨其静 & 郑楠，2013），因而面临的招商引资压力应当较小。然而，实际情况却是经济实力强的市委书记反更有动力和能力采取廉价工业用地出让策略，挑起辖区间的恶性竞争。对此只能说明，市委书记们都担心其经济增长率的省内排名并不能足够靠前而对其晋升造成负面影响。

（4）对于工业用地出让总面积和协议出让面积占比，前1年的GDP增长率省内排名的回归系数不显著。这意味着，即便当前经济增长率省内排名靠前，市委书记也不敢放松发展本地经济的努力，因为他们并不能保证事后其辖区的经济增长率的省内排名仍然足够靠前。

（5）是否来源于中央或本省省级机关的回归系数约为-0.06且在1%水平上显著，即若市委书记是来自中央或者省机关，则相对于其他市，该市的工业用地协议出让面积占比会低6个百分点。这是因为那些来自中央或省机关的市委书记可能拥有特殊的政治资源，天然地拥有更大的晋升机会而并不需要特别突出的经济增长业绩。因此，相对于其他来源的市委书记，他们希望通过违反国家土地政策而廉价出让工业土地来吸引投资的动力较小。

（6）虽然年龄与57岁的间隔对工业用地出让面积的回归系数可能并不显著，但与协议出让面积占比的回归系数为0.0052且在10%水平上显著。这意味着，尽管那些年轻的市委书记可能还缺乏人脉资源而难以扩大招商引资规模，但是他们却有更大的动力或者压力通过协议方式出让工业用地来招商引资，以便更快地发展地方经济。

（7）对于总出让面积，虽然市委书记任期的回归系数为-18.1124但不太显著，但任期平方的回归系数为3.47且在10%水平上显著，即呈现出U型且U型的最低点在2.5年附近。其中的原因可能是，市委书记任职之初前任的土地引资政策的效应还在延续，而制定和执行自己的土地引资政策需要时间才能见效。另外，虽然任期及其平方对于协议出让面积占比的回归系数都不显著。

（8）固定资产投资与协议出让面积占比之间存在很显著的负相关关系。在上一年中，除去房地产投资的固定资产投资越多，说明该地区已吸引了大量投资或者已在投资环境上进行了大量硬件建设，因此已经为今后的发展和辖区竞争打下了很好的基础。由于官员之间在经济增长业绩方面仅仅存在资格赛性质的晋升竞争（杨其静 & 郑楠，2013），因此那些先前已经有大量固定资产投资的地方领导再以协议出让工业土地来参与辖区竞争的动力就会减弱。

（9）对于总的工业用地出让面积，人均GDP对数的回归系数为负且在1%水平上显著而人均GDP对数的平方的回归系数为正在正且在1%水平上显著，即总的工业用地出让面积与人均GDP之间存在U型关系；同时，对于协议出让面积占比，人均GDP对数的回归系数为正且在1%水平上显著而人均GDP对数的平方的回归系数为负且在1%水平上显著，即协议出让面积与人均GDP之间存在倒U型关系。这意味着，在争夺投资和经济发展的辖区间竞争中，那些经济发展水平比较高的地区占据着有利地位，不需要借助协议出让工业用地的方式就能够吸引到大量投资。

（10）普通中学人数占总人口的比重与协议出让面积占比之间存在显著的负相关关系。普通中学人数越多，说明受教育人口越多，当地人力资源教育素质越高，就越能提供高质量的生产力。这会增加对工业土地的需求，地方政府在出让土地上拥有更大的话语权，因此会减少协议出让，而更多的采用市场方式出让工业土地。

## 2、工业土地其他相关指标的分析

考虑到陶然等（2007）以协议出让土地宗数来表示地方政府的土地出让行为，因此本文也有必要从协议出让宗数方面来考察地方政府的工业土地出让行为。与之不同的是，我们不

使用宗数的绝对值，而是使用宗数占总出让宗数的比重。回归结果见表 6。显然，除了固定资产投资和普通中学人数占比系数不再显著之外，关于协议出让宗数占比的回归结果与出让面积占比的回归结果非常相似。

另外，尽管前文已阐明土地出让价格并不是一个反应地方政府土地出让行为的好指标，但在此我们还是有必要展示一下相关的回归结果（见表 6）。我们发现，在以协议出让平均价格为被解释变量的回归中，只有人均 GDP 及其平方的系数较为显著，而包括空间相关性等其他解释变量的系数均没有通过 10%显著性检验；在以协议出让平均价格与招拍挂出让平均价格之比为被解释变量的回归中，甚至所有解释变量的系数都不显著。我们估计，到这种现象的一个重要原因就是：地方政府出让工业用地的价格存在很大的可操作空间，而辖区间的恶性竞争使得公布的出让价格与实际出让价格之间存在着差异。

表 6 协议出让宗数占比和平均价格空间计量结果

	省内空间相关分析(k=4)			跨省空间相关分析(k=6)		
	协议宗数占比	协议均价	价格比	协议宗数占比	协议均价	价格比
空间相关性	0.5051*** (19.0948)	-0.0509 (-1.1476)	0.0601 (1.4349)	0.585*** (19.7968)	-0.0247 (-0.4665)	0.062 (1.2235)
财政赤字/GDP	0.3908*** (3.0986)	20.252 (0.2965)	0.612 (0.6481)	0.3132** (2.4935)	20.1156 (0.2944)	0.575 (0.6089)
GDP 省内占比	3.4298*** (2.8366)	-488.7578 (-0.7499)	-3.7679 (-0.4183)	3.0787** (2.5558)	-436.6888 (-0.6693)	-4.3728 (-0.485)
增长率省内排名	0.0002 (0.1069)	0.2627 (0.2849)	0.0087 (0.6861)	0 (0.0013)	0.2711 (0.2938)	0.0091 (0.7158)
中央或省机关	-0.0518*** (-2.58)	5.734 (0.5269)	-0.1825 (-1.2133)	-0.0596*** (-2.9812)	5.7532 (0.5285)	-0.1781 (-1.1837)
57 岁-年龄	0.0054* (1.9079)	-1.7649 (-1.153)	-0.0044 (-0.2073)	0.006*** (2.5748)	-1.3939 (-1.0948)	0.0048 (0.2716)
任期	0.0057 (0.5586)	-1.4472 (-0.2608)	0.059 (0.7697)	0.0006 (0.0631)	-1.48 (-0.2946)	0.0635 (0.9139)
任期的平方	-0.0012 (-0.8022)	-0.0222 (-0.0282)	-0.0085 (-0.7816)	-0.0002 (-0.1339)	-0.0585 (-0.0777)	-0.0093 (-0.8968)
ln 人均 GDP	0.251*** (4.5039)	-51.6619* (-1.7606)	-0.0659 (-0.1628)	0.2209*** (3.9712)	-49.7958* (-1.6979)	-0.056 (-0.1384)
Ln <sup>2</sup> 人均 GDP	-0.0272*** (-6.285)	4.6646** (2.0913)	-0.0005 (-0.0158)	-0.0236*** (-5.4453)	4.4925** (2.0112)	-0.0004 (-0.0134)
ln 人口	-0.3314 (-1.022)	202.7764 (1.1549)	1.4504 (0.5978)	-0.199 (-0.6161)	199.53 (1.1356)	1.3112 (0.5402)
工业产值/GDP	0.0182 (0.3004)	-31.6661 (-0.9632)	-0.5852 (-1.2872)	0.0383 (0.633)	-31.7521 (-0.9654)	-0.58 (-1.2755)
ln 固定资产投资	-0.0155 (-1.1959)	2.1104 (0.3006)	-0.0131 (-0.1354)	-0.0128 (-0.9934)	2.3517 (0.3343)	-0.0127 (-0.1306)
中学人数/人口	-0.0351 (-1.3919)	10.011 (0.7329)	-0.0666 (-0.3529)	-0.0266 (-1.0576)	9.9267 (0.7256)	-0.0711 (-0.3763)
样本量	1230	1230	1230	1230	1230	1230
R-squared	0.7086	0.5003	0.2532	0.711	0.4995	0.2523

log-likelihood	536.76616	-7159.3653	-1893.3503	544.90533	-7159.9418	-1893.9
LR Test	847.5287	579.3579	303.1439	850.7958	575.0854	302.0375

### 3、东、中、西部地区比较分析

为了进一步检验地方政府土地出让行为在各个地区是否存在差异,本文将全国分为东部、中部、西部三个地区,分别进行分析。其中东部地区包括 95 个地级市,中部地区包括 95 个地级市,西部地区包括 56 个地级市。下面我们以跨省空间自回归分析(K=6)为例,考察在种东西不同区域内,各市的土地出让行为有何异同。回归结果见表 7。

第一,除了在西部地区辖区间的协议出让面积在空间上并不存在显著的相关性之外,不论是东部地区、中部地区,还是西部地区,各个被解释变量在空间上存在非常显著的正相关性。不过,观察协议出让面积占比和协议出让宗数占比的空间相关性分析,一个非常明显的现象是,东部的空间回归系数最大,中部稍小,而西部的相对很小,甚至其协议出让面积占比的空间回归系数还不显著。这意味着,以廉价土地参与招商引资的竞争主要发生在东中部且竞争非常激烈;相反,在西部地区这种竞争的激烈程度要低得多。根据 Cai & Treisman(2005)的思想,一个可能的原因是:与东西部地区相比,西部地区的经济发展水平和投资环境还很落后,使得西部城市还没有能力以廉价土地为手段来参与招商引资的竞争,因此干脆不作为。

第二,虽然财政赤字占比对协议出让面积占比的影响在东中西部都变得不太显著,但在协议宗数占比方面,却对东部和西部的城市有非常显著的影响,尤其是东部的回归系数超过了 11 且在 1%水平上显著。这再次暗示,招商引资的辖区间竞争在东部相邻城市之间异常激烈,而这种竞争在中西部要缓和很多。

第三,有关GDP全省占比和GDP增长率全省排名的回归结果不同于全样本的回归结果(见表 5 和 6)。具体而言,当我们分别以东中西三个区域的城市子样本集为研究对象时,各市GDP的全省占比对工业用地总出让面积、协议面积占比和协议宗数占比的回归系数机会都变得不显著;相反,在东部和中部地区,前一年经济增长率省内排名对协议出让面积占比和协议宗数占比的回归系数却变为显著为正,且在中部的回归系数更大更显著。这似乎在暗示,在东部和中部地区,那些经济增长率已经靠前的地区还会进一步加大廉价提供工业用地的力度来参与招商引资的竞争。

第四,似乎只有在中部地区,市委书记的来源和年龄才会显著地降低工业用地协议出让面积占比和协议宗数占比,而在东部和西部这种效应似乎并不存在。这意味着,在全国大多数地区,即便市委书记有特殊的政治背景,或者市委书记年龄接近 57 岁,他们也免不了参与到廉价供地和招商引资的竞争中。

第五,上一年扣除房地产投资的固定资产投资对工业用地出让面积占比和宗数占比的影响也变得普遍不显著,而仅仅在西部,该指标对协议面积占比的回归系数仍然显著为负。

第六,在东部,人均GDP对协议出让面积占比之间似乎并不存在明确的关系;在中部,人均GDP对协议出让面积占比之间可能存在正U型的关系,而在西部存在倒U型的关系。这可能源于东中西部处在不同的经济发展阶段以及与之相关的辖区间招商引资竞争的激烈程度存在差异。

表 7 全国东、中、西部地区总出让面积和协议出让面积空间计量结果  
(跨省空间相关分析, K=6)

	总出让面积			协议出让面积占比			协议出让宗数占比		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部	东部	中部	西部
空间相关性	0.4483***	0.3802***	0.4399***	0.5881***	0.4983***	0.1216	0.6001***	0.5216***	0.2873***

	(7.8825)	(6.2258)	(6.0101)	(12.9243)	(9.5607)	(1.2351)	(13.5486)	(10.3305)	(3.34)
财政赤字/GDP	-80.2914	589.7733*	93.296	6.5862	1.2745	3.9789	11.0615***	-0.3434	4.4441**
	(-0.0799)	(1.8397)	(0.6016)	(1.4917)	(0.6696)	(1.6237)	(2.8814)	(-0.1892)	(2.315)
GDP 省内占比	1532.69	389.7183	8707.52***	0.0001	0.0014	0.0003	-0.0001	0.0021	0.0001
	(0.201)	(0.1842)	(4.7191)	(0.0253)	(0.4759)	(0.0682)	(-0.0322)	(0.7511)	(0.0194)
增长率省内排名	-1.5335	-4.4844	11.91***	1.2265**	1.2343***	0.2892	0.8606*	1.1133***	0.2239
	(-0.2866)	(-1.3485)	(3.491)	(2.1037)	(4.2323)	(1.4013)	(1.7004)	(4.013)	(1.3849)
中央或省机关	48.5554	24.1573	44.378	-0.0418	-0.0957***	-0.039	-0.0489	-0.0855***	-0.0154
	(0.6343)	(0.6751)	(1.2226)	(-0.9442)	(-2.9879)	(-0.8075)	(-1.2706)	(-2.8008)	(-0.4059)
57 岁-年龄	-5.2503	-5.0655	-4.6462	0.0013	0.0087**	0.0049	-0.0001	0.0116**	0.0076
	(-0.7209)	(-1.1095)	(-0.9577)	(0.3008)	(2.1195)	(0.7566)	(-0.0233)	(2.9807)	(1.5016)
任期	-38.8655	-8.2726	0.6393	0.0013	0.0189	0.0287	-0.0207	0.0256*	0.0281
	(-1.3806)	(-0.485)	(0.0299)	(0.0795)	(1.2379)	(1.0074)	(-1.4636)	(1.7624)	(1.2583)
任期的平方	8.9514**	1.1633	-0.0107	0.0004	-0.0012	-0.0045	0.0027	-0.0024	-0.0049
	(2.0932)	(0.4601)	(-0.0034)	(0.1706)	(-0.5365)	(-1.0632)	(1.2705)	(-1.129)	(-1.4853)
ln 人均 GDP	-2517.69*	-21.8114	-128.69*	1.1929	-1.5803**	0.2385**	1.3604*	-0.956	0.2336***
	(-1.6561)	(-0.0273)	(-1.7094)	(1.3599)	(-2.2006)	(2.3922)	(1.7833)	(-1.3981)	(2.9782)
Ln <sup>2</sup> 人均 GDP	131.88*	10.8867	13.4042**	-0.0706	0.0665*	-0.027***	-0.0801**	0.0372	-0.0246***
	(1.7349)	(0.2643)	(2.0367)	(-1.6087)	(1.8008)	(-3.0986)	(-2.0994)	(1.0587)	(-3.5798)
Ln 人口	-1579.1632	2126.823***	527.8471	-0.1543	0.3179	-0.3867	-0.0449	-0.1191	0.0567
	(-1.3275)	(3.8302)	(0.7417)	(-0.2244)	(0.6441)	(-0.408)	(-0.0751)	(-0.253)	(0.0764)
工业产值占比	-521.04	244.7821	66.05	0.4496*	0.2339	-0.0862	0.3176	0.2174	-0.0929
	(-1.13)	(1.1876)	(0.7455)	(1.6816)	(1.2676)	(-0.722)	(1.3682)	(1.2368)	(-0.9936)
ln 固定资产投资	355.80	-95.7494	3.1861	-0.1632	-0.1416	-0.0417**	-0.1025	-0.144	-0.01
	(1.4543)	(-0.7832)	(0.2504)	(-1.1537)	(-1.2909)	(-2.4591)	(-0.8344)	(-1.378)	(-0.7551)
中学人数/人口	145.90	-33.96	-45.48	-0.0639	-0.0508	-0.0875	-0.0374	-0.0352	-0.03
	(1.524)	(-0.7693)	(-0.973)	(-1.1659)	(-1.2829)	(-1.4027)	(-0.786)	(-0.9362)	(-0.6187)
样本量	475	475	280	475	475	280	475	475	280
R-squared	0.7128	0.7711	0.8505	0.6983	0.706	0.5198	0.7549	0.7357	0.6393
log-likelihood	-3381.48	-3110.62	-1791.29	151.56	217.44	67.66	217.27981	239.13577	134.25358
LR Test	269.7712	386.44	307.24	216.95	284.51	126.82	327.1842	296.8676	206.2648

#### 4、稳健性检验

在上文中的计量分析过程中，已经进行了大量的稳健性分析。不仅采用了不同的被解释变量（工业土地总出让面积、协议出让面积、协议出让面积占比、协议出让宗数占比），还将全国划分为东部、中部、西部三个地区分别进行分析。此外，还计算了对数似然值（log-likelihood）、进行了固定效应是否显著的似然比检验（LR Test）。这些方法及检验都有效的支持了本文的结论。

## 五 总结

本文采用 2007-2011 年中国 246 个地级市的面板数据，利用空间计量经济学方法，建立空间自回归个体固定效应模型，以政府出让工业用地的相关指标为被解释变量，以辖区间竞争、官员晋升竞争和地区禀赋等为解释变量，探析地方政府工业用地出让行为的影响因素。

计量结果表明，无论是工业用地总出让面积、协议出让面积占比还是协议出让宗数占比在空间上都存在非常显著的正相关性，而且这种关系在东中不地区尤为明显。这说明地理上相邻的辖区之间存在廉价出让工业用地的激烈竞争，而且这种竞争在东中部的相邻城市之间尤为激烈。与之相适宜，那些 GDP 省内占比大和 GDP 增长率排名靠前的城市，还会进一步加

大协议工地的力度；同时，那些财政赤字与 GDP 占比越高的城市，不仅没有因财力不足而弱化廉价工地的动力，反而会加大廉价工地的力度，而且这种现象在东部城市中表现尤为突出。一方面，这些现象反映了中国各个地方政府之间确实存在积极发展地方经济的辖区间竞争；但另一方面，这些现象也暗示这种辖区间竞争已经在很大程度上属于恶性竞争。由于在特定时期可供投资的资本量是相对固定的，辖区间对招商引资的竞争在很大程度上是一个零和博弈，因此，即便各地竞相降低土地供应价格和增加工地面积不仅不会吸引到更多高质量的资本，而且还有可能吸引到低质量的资本，影响当地经济的发展质量。

## 参考文献

- Bo, Zhiyue, 1996, "Economic Performance and Political Mobility: Chinese Provincial Leaders," *Journal of Contemporary China* 5(12): 135- 154.
- Cai, Hongbin, and Daniel Treisman, 2005, "Does Competition for capital discipline governments? Decentralization, globalization and public policy," *American Economic Review* 95(3): 817-830.
- Landry, Pierre, 2003, "The Political Management of Mayors in Post-Deng China," *The Copenhagen Journal of Asian Studies* 17: 31-58.
- Li, Hongbin, and Li-An Zhou, 2005, "Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China," *Journal of Public Economics* 89: 1743-1762.
- Opper, Sonja and Stefan Brehm, 2007, "Networks versus Performance: Political Leadership Promotion in China," Lund University Working Paper.
- Shih, Victor, Christopher Adolph, and Mingxing Liu, 2012, "Getting Ahead in the Communist Party: Explaining the Advancement of Central Committee Members in China," *American Political Science Review* 106(1): 166-187.
- 段洲鸿：《工业用地供给对经济发展的贡献分析》，浙江大学博士学位论文，2008。
- 黄小虎：“征地制度改革的经济思考”，《中国土地》，2002（08）。
- 蒋省三、刘守英、李青：“土地制度改革与国民经济成长”，《管理世界》，2007（09），第1-9页。
- 金晓斌、周寅康、常春：“基于市场化程度的工业用地出让价格评价研究——以江苏省为例”，《资源科学》，2011（33）：302-307。
- 李俊丽：《城市土地出让中的地方政府经济行为研究》，西南财经大学博士学位论文，2008。
- 李学文、卢新海：“经济增长背景下的土地财政与土地出让行为分析”，《中国土地科学》，2012，Vol. 26（8），第42-47页。
- 梁若冰、韩文博：“区域竞争，土地出让与城市经济增长：基于空间面板模型的经验分析”，2011（08），第48-51页。
- 梁若冰：“财政分权下的晋升激励，部门利益与土地违法”，《经济学（季刊）》，2009，Vol. 9（01），第283-306页。
- 刘佳、吴建南、马亮：“地方政府官员晋升与土地财政——基于中国地市级面板数据的实证分析”，《公共管理学报》，2012（02）。
- 强真、朱道林、毕继业：“城市基准地价合理性判别方法研究”，《中国土地科学》，2005，Vol. 19（01），第6-61页。
- 陶然、陆曦、苏福兵：“地区竞争格局演变下的中国转轨：财政激励和发展模式反思”，《经济研究》，2009（07），第21-33页。
- 陶然、袁飞、曹广忠：“区域竞争，土地出让与地方财政效应：基于1999~2003年中国地级城市面板数据的分析”，《世界经济》，2007（10），第15-27页。
- 万江：“土地制度困境与工业用地价格管制失败”，2012年度（第十届）中国法经济学论坛论文集，2012。
- 王丽娟：“我国地方政府土地出让收入存在竞争吗？——基于空间面板数据分析”，《财经论丛》，2011，Vol. 157（2），第31-37页。

- 王贤彬、张莉、徐现祥：“辖区经济增长业绩与省长省委书记晋升”，《经济社会体制比较》2011（01），第110-122页。
- 吴群、李永乐：“财政分权、地方政府竞争与土地财政”，《财贸经济》，2010（07），第51-59页。
- 吴宇哲：“基于博弈论的区域工业地价均衡分析及管理策略研究”，《浙江大学学报（人文社会科学版）》，2007，Vol. 37（4），第124-133页。
- 肖更生、李贞玉：“我国城市工业地价影响因素及力度的计量分析”，《中南林业科技大学学报（社会科学版）》，2008，Vol. 2（01）。
- 姚洋、张牧扬：“官员绩效与晋升锦标赛”，《经济研究》2013（01），第137-150页。
- 杨其静：“分权，增长与不公平”，《世界经济》，2010（04），第102-120页。
- 杨其静、郑楠：“晋升竞争顶多是某种基于经济业绩的资格赛——基于2003-2012年市委书记数据的经验研究”，中国人民大学企业与组织研究中心工作论文，2013年。
- 张莉、王贤彬、徐现祥：“财政激励，晋升激励与地方官员的土地出让行为”，《中国工业经济》，2011（04），第35-43页。
- 张清勇：“中国地方政府竞争与工业用地出让价格”，《制度经济学研究》，2006（01），第184-199页。
- 周飞舟：“大兴土木：土地财政与地方政府行为”，《经济社会体制比较》，2010（03），第77-89页。
- 周飞舟：“分税制十年：制度及其影响”，《中国社会科学》，2006（06），第100-115页。
- 周黎安：“晋升博弈中政府官员的激励与合作”，《经济研究》，2004（06），第33-40页。