

# 为经济增长而干预:地方政府的土地出让策略分析\*

□王 媛 杨广亮

**摘要:**与“土地收入最大化”视角不同,本文研究地方政府干预土地市场化配置的行为及绩效。首先,通过制度分析指出土地“招拍挂”改革后,挂牌方式成为政府干预工具。其次,检验了地方政府“为增长而干预”的行为。基于2003~2008年的地级市数据,用挂牌相对拍卖的使用比例衡量地方政府对土地出让的干预,发现城市禀赋越差,地方政府越多干预土地出让。最后,基于全国历年商住地块微观交易数据,证实挂牌相对于拍卖出让导致了显著的价格低估。将拿地企业名称与2008年经济普查数据匹配后,发现地产经营能力更强的企业通过挂牌方式获得了更高的地价补贴。然而,证据显示政府配置土地资源为当地带来的增长效应和土地利用效率均十分有限。

**关键词:**土地出让 招拍挂 土地价格 政府干预

## 一、问题提出

近20年来,随着工业化和城镇化释放需求,土地成为地区关键性的生产资料,中国地方政府通过控制土地配置来经营城市,实现了普遍的经济增长。在地方官员“为增长而竞争”的过程中(张军、周黎安,2008),土地要素发挥了关键性作用。基于这个事实,曹正汉等(2011)提出“为增长而控制”理论<sup>①</sup>,其核心论点是分税制改革后,地方政府通过垄断和控制土地供给,从而推动城市经济增长。然而,已有文献没有进一步讨论,在公开的一级土地市场上,地方政府如何控制和筛选土地的使用对象以达到上述目的。

在2002年土地市场化改革后(即“招拍挂”改革),大量研究均认同1994年分税制改革后地方政府的土地出让收入最大化目标,并分析了由此衍生的“土地财政”现象对于征地拆迁、城镇化、公共品提供等问题的影响(Lichtenberg and Ding, 2009; 陶然等, 2009)。从“土地财政”视角出发,土地的市场化出让与地方政府激励相容,然而土地市场化出让中仍广泛存在政府干预,这一问题得到相对较少的关注。已有分析集中在市场化改革前的工业用地的低价协议出让问题。他们均指出,在GDP考核下的地方官员晋升锦标赛体制下,地方政府压低工业地价以吸引工业投资,此时地方官员更关注土地可能拉动的长期经济增长(陶然等, 2009; 张莉等, 2011; 王媛, 2013)。那么,类似的机制是否也存在于商住用地的出让中呢? 已有研究没有回答这一问题。

另有一支文献从腐败和寻租的角度解释土地市场化出让中的政府干预:Cai等(2013)认为,相比拍卖,地方政府在挂牌过程中更易实施干预,目的是获取腐败收益。陶坤玉等(2010)发现,市场化程度更低的协议和挂牌出让方式导致土地违法案件数量和涉案面积提

\*本文得到国家自然科学基金项目“政府干预下的土地出让方式选择:微观机制与经验证据”(71303060)和2014年度上海市教育委员会、上海市教育发展基金会“晨光计划”项目“土地运作、政府经营与中国城市化:来自地级市的经验证据”(14CG26)资助,特此感谢。感谢复旦大学经济学院袁志刚团队、唐为、浙江大学公共管理学院田传浩等学者的有益建议。当然,文责自负。

升,而拍卖出让起到了遏制土地违法的作用。张莉等(2013)认为挂牌出让可能涉及政企合谋,证据是本地晋升的官员通过挂牌方式出让更多的土地。

基于已有研究,本文提出,地方政府在土地市场化出让过程中,广泛存在着“为经济增长而干预”的行为——这是因为引入优势产业或品牌企业将产生溢出效应,从而带动地区产业发展并提升城市价值。这种土地利用的外部性使得地方政府直接控制土地使用对象可能有助于提高土地利用效率。2002年的土地市场化改革要求经营性用地进行公开竞价出让,导致地方政府的直接干预能力受到限制,由此通过地方创新而产生的挂牌出让方式成为政府筛选土地使用对象、定向出让土地的实现工具。因此,地方政府对于出让方式的策略性选择可以为土地出让中的政府干预提供可靠的测度。本文试图论证,地方政府通过选择合适的出让方式实现有倾向性的土地配置,抓住经营城市经济的主动权。在地区禀赋更差的城市,地方政府将更多利用干预工具低价定向配置土地,目的是通过弥补较差的地区禀赋,将正外部性企业引入辖区以获得长期税收。本文将以商住用地出让为例,从三方面展开分析:首先,基于全国地级市层面数据,分析地区禀赋差异对政府土地出让策略的影响。其次,基于全国微观地块交易数据及经济普查企业数据,给出地方政府通过挂牌方式干预土地市场化出让、扭曲用地价格以吸引正外部企业的证据。最后,检验政府干预土地配置的增长效应和对土地利用效率的影响。

本文的贡献有3点:第一,现有文献多集中于探讨工业用地出让中的政府干预和商住用地出让的“土地财政”问题(陶然等,2009;张莉等,2011;孙秀林、周飞舟,2013),本文进一步分析了商住用地出让中的政府干预,并估算了土地干预导致的收入损失,提出“为经济增长而干预”的分析视角,有助于形成对中国土地配置问题的全面理解。第二,相关文献大多分析了“招拍挂”与协议方式的差异(陶然等,2007、2009;况伟大、李涛,2012),但存在的困难是,在目前缺乏城市层面土地用途分类数据的情况下,土地用途差异问题(尤其是工业用地和商住用地的差异)和出让方式差异问题混在一起研究,带来了识别问题。此外,从官方文件到学术研

究,挂牌和拍卖都被不加区别地看作“市场化出让手段”<sup>②</sup>。本文利用挂牌与拍卖的差异识别了土地市场化出让中的政府干预,并利用全国微观地块数据进行了实证分析。采用挂牌或拍卖出让的多为商业或住宅用地<sup>③</sup>,所以分析这两种出让方式的好处是能够将研究范围限定在商住用地,而不必考虑土地用途差异带来的问题。第三,已有的土地招商引资视角并未给出企业层面的证据(张莉等,2011;雷潇雨、龚六堂,2014;杨其静等,2014),本文基于丰富的微观数据检验了政府配置土地资源所导致的价格扭曲及不同经营能力的企业所获得的地价补贴差异,有助于完善土地配置推动经济发展的机制研究。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分介绍了我国土地出让方式演变的制度背景,并比较了挂牌与拍卖出让的程序与功能差异;第三部分利用一个简单的模型提出“为经济增长而干预”的土地配置理论假说;第四部分介绍了数据与实证模型;第五部分报告了地区禀赋对地方政府的土地出让策略的影响的实证结果;第六部分从价格扭曲、企业引入及经济发展等方面检验了策略性土地出让的绩效;最后是结论部分。

## 二、制度背景

### (一)土地出让方式改革历程

土地利用能够产生广泛的外部性。例如,污染企业损害周围居民健康并降低其他企业生产效率,而高科技企业通过知识外溢提高区域内其他企业生产效率。因此市场竞争无法确保得到社会最优价格,往往要通过政府管制来实现土地交易的社会价值最大化(孟星,2006;孙超,2013)。发达国家主要是通过规划手段来实现土地交易的政府管制,如美国城市广泛应用的分区制(zoning)<sup>④</sup>;也有国家(如日本)采用土地交易许可等形式的行政制度。大量文献指出,在土地私有制下,此类管制导致了土地供应减少以及地价升高(Ihlanfeldt, 2007; Kok et al., 2014; Gyourko & Molly, 2014)。与其他国家不同的是,由于我国地方政府垄断土地供应,所以可以直接控制土地出让价格和成交对象从而达到管制的目的。在这个意义上,地方政府在土地出让安排方面必须具有一定的决策灵活性,然而,为了

避免政府垄断带来的低效问题,决策过程必须得到有效监督,即需要提高决策过程的透明度来实现上级政府和公众监督。我国自20世纪80年代至今的土地出让制度就是在这种灵活性和透明度的平衡中演化而来(如图1所示)。

1982年的《宪法》规定“城市土地属于国家所有,任何组织或者个人不得侵占、买卖、出租或者以其他形式非法转让土地”。20世纪80年代中期以前的国有土地使用权配置实行的是以土地无偿使用、无期限使用、禁止转让为特点的行政划拨制度。1987年,深圳市模仿香港的土地批租制,分别以协议、招标或拍卖方式出让30~50年不等的5幅土地的使用权,迈出通过市场机制配置土地资源的第一步。1988年《宪法》修订正式承认了城市土地的有偿使用和转让。同时,《土地管理法》和《城镇国有土地使用权出让和转让暂行规定》的颁布均对土地使用权的有偿交易做出认定。自此深圳经验逐渐推行到全国范围试点。

尽管公开拍卖出让为地方政府带来了显著的土地收入效应,然而各地仍然以非公开的协议出让为主。对于地方政府而言,这种交易方式具有高度的决策灵活性:协议出让的过程是由地方政府和特定用地单位双方协商土地成交价格以及其他附加条件,政府对于用地对象和价格具有绝对控制权。1993~1999年协议出让宗数占有偿出让宗数为年均88.5%,招标为2.4%,拍卖为9.1%左右<sup>⑤</sup>。随着土地市场的迅速发展,协议出让中的政府过度干预带来的负面影响如腐败和土地浪费等愈发严重。为了应对这些问题,自20世纪90年代中后期开始,中央连续出台一系列文件要求推行土地出让方式的市

场化改革。1999年1月国土资源部的《关于进一步推行招标拍卖出让国有土地使用权的通知》和2001年5月的《关于加强国有土地资产管理的通知》,均明确要求扩大国有土地使用权招标、拍卖的比例。2002年4月的《招标拍卖挂牌出让国有土地使用权规定》(国土资源部11号令,后文简称“11号令”),被业界称为“新一轮土地革命”,标志着土地市场化出让改革的启动。文件叫停了已沿用多年的土地协议出让方式,要求从7月1日起,商业、旅游、娱乐和商品住宅等各类经营性用地,必须以招标、拍卖或者挂牌方式进行公开交易。

与此同时,1994年实施的财政分税制改革及2002年的所得税分享改革使得地方财权上移,地方政府履行基本职能面临巨大的财政压力。随着1998年房改后土地以及房地产市场化逐渐显示出巨大的财富效应,中央也有意放权地方政府运作土地市场,一个具体表现是1999年国土资源部将杭州和青岛的土地储备制度经验转发和通报到全国,大部分城市很快就开始了模仿和推行,由此真正建立起城市政府垄断土地供应的制度基础<sup>⑥</sup>。2001年国土资源部发布的《关于加强国有土地资产管理的通知》亦规定了要“建立城市建设用地统一供地制度”。通过一系列举措,中央进一步强化了地方的土地垄断供应权力,直接推动了各地土地财政的迅速膨胀。

在上述背景下,拍卖等公开出让方式既是中央的政策要求,又与地方财政收入目标激励相容,地方政府理应有激励推动土地公开出让。但数据显示1999~2002年实施公开出让的土地宗数占有偿出让比例仅16%,因此仅从土地出让收入最大化的视角理解地方政府的供地行为是很不充分的。本文认为,土地拍卖虽然能够引入竞争机制显化市场价格,但同时地方政府对于成交价格和成交对象的控制力也被大大削弱了,这是各地在20世纪90年代长时间维持低水平的拍卖比例的主要原因。

## (二)土地挂牌的流行及与拍卖的程序差异

在2000年前后中央不断施压土地出让公开化的过程中,广东、江苏和重庆等地创新地发展出土地挂牌出让方式,中央亦做出了肯定:11号令正式将挂牌方式纳入土地公开出让范围。挂牌本质上是一种两阶段拍卖(Cai et al., 2013):首先是顺序报

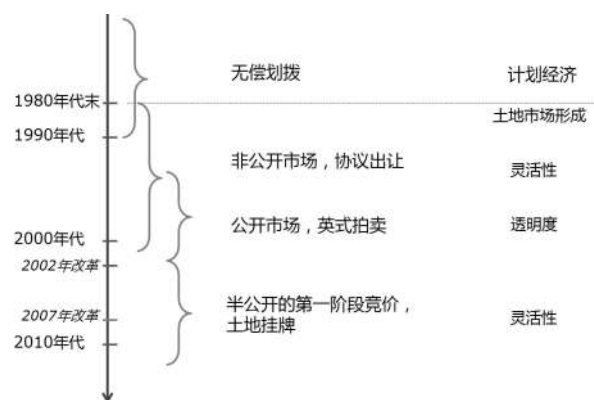


图1 土地出让方式改革示意图  
注:本文的研究期间为2003~2008年。

价阶段,竞价人只能通过更新的挂牌价格来获知竞价过程的进展;如果第一阶段截止时仍有竞价意愿,则转为第二阶段的公开拍卖,此时与拍卖出让方式无差异。这种设计相当于在市场机制和政府干预之间安上了一道阀门:倘若政府需要实施干预,那么可以通过在第一阶段设置门槛而达到土地定向供应。

根据2013年对房地产从业人员的访谈<sup>⑦</sup>,在土地正式挂牌前,地方政府将与意向用地单位事先沟通约定土地保证金与地款缴纳方案、容积率、教育配套、基建配套、用地单位的投资强度与项目或产业定位等条件。在与一家或多家用地单位协商后,地方政府与潜在的用地单位基本达成成交意向,在正式挂牌出让时,地方政府将通过设置竞价申请的准入条件来“阻挡”其他潜在的竞价者。由于11号令要求土地公开拍卖的组织条件是大于3个竞拍者,这使得在拍卖方式下,为竞拍企业设置特定“门槛”存在困难:倘若“门槛”过高,将无法达到超过3个竞拍者的组织条件从而导致流拍;倘若“门槛”过低,则达不到实施干预的初衷。而挂牌出让则不存在这种限制。一个著名的案例是2008年1月出让的上海市新江湾城F地块,以挂牌底价(折合楼面地价约7500元/平方米)被唯一竞购方美国铁狮门房地产公司取得,远低于两个月前同一区域某地块的20000元/平方米楼面成交价。该地块挂牌时对竞买人资格设置了明确且细致的资质条件,这些条件使得其他用地单位在竞价前的资格审查阶段就被淘汰,成为“热地冷卖”的典型<sup>⑧</sup>。

2004年3月,国土资源部、监察部联合下发了《关于继续开展经营性土地使用权招标拍卖挂牌出让情况执法监察工作的通知》(71号令),要求商住类经营性用地完全执行“招拍挂”的出让方式,并从即日起开展全国范围内的执法监察,各地要在2004年8月31日前将历史遗留问题处理完毕,否则国家土地管理部门有权收回土地,称“8.31大限”。自此,商住用地的协议出让通道被完全关闭,而挂牌方式得到广泛推广:图2显示,2002~2008年全国土地挂牌宗数占比由2%上升至36%,而原有的拍卖方式则由1999年的13%下降至2008年的8.18%。2007年9月28日,国土资源部发布了《招标拍卖挂牌出让国有建设用地使用权规定》(国土资源部39

号令)进一步要求工业经营性用地必须完全执行“招拍挂”出让,挂牌出让在2007~2008年大幅上升,相应的协议出让占比大幅下降(见图2),形象地展示出挂牌对于政府干预功能的承接<sup>⑨</sup>。

综上,本文认为对于不同出让方式的选择主要是由地方政府的土地配置目标所决定的。已有文献采用了类似的视角解释工业用地的低价出让现象。如陶然等(2009)认为,工业用地的需求方缺乏区域特质性,因此在工业用地市场,地方政府为了招商引资而竞相提供地价补贴,形成地价“竞次”。商住用地市场提供的服务是非贸易品,必须在本地提供和消费,即区位特质性很强,因此商住用地市场上用地需求方相互竞争,形成高地价。出于这种思路,在相关文献中广泛采用了如下的简化假定:地方政府干预工业用地配置以促进经济增长,而将商住用地配置放诸市场以最大化土地收入(陶然等,2009;张莉等,2011)。“区位特质性”的视角的确有助于解释工业和商住用地的配置方式差异。然而,这种视角没有考虑到房地产企业对于城市发展的溢出效应。在2003年后房地产业成为“国民经济支柱产业”的背景下,商住房地产市场已远非本地企业开发、本地居民购买的模式。事实证明,品牌房地产企业或高端商业地产商的引入能够产生溢出效应,从而提升区域房地产价值和商业发展水平,开发商的“城市运营商”角色逐渐得到地方官员的重视<sup>⑩</sup>。本文此前提到的“热地冷卖”案例中的美国铁狮门房地产公司,是世界级一流高端物业开发管理企业,上海市以低地价引入该企业的目的正是期望借力铁狮门在商住地产运营上的声誉来吸引

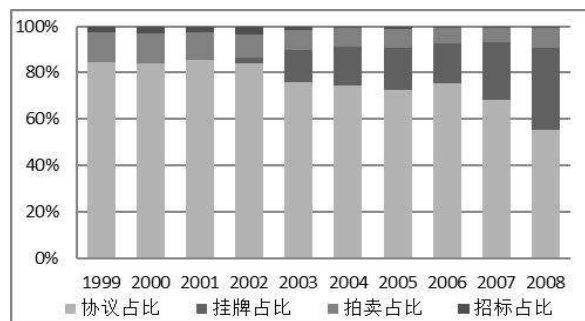


图2 1999~2008年区分出让方式的土地有偿出让宗数占比

注:由于总量性数据中包含了非经营性用地,因此在“招拍挂改革”后,仍存在相当比例的协议出让。而且,挂牌出让的地块面积往往较大,因此宗数占比低估了挂牌的实际采用比例。图中汇报宗数占比的原因是2002年前缺少各出让方式的面积统计。后文的实证部分均采用了各出让方式的面积占比。

数据来源:《国土资源年鉴》(2000~2009年)。

国内外顶级企业入驻办公园区,达到提升城市经济增长的目的。下一部分的理论模型将说明这种“为经济增长而干预”的解释视角。

### 三、理论假说

我国 20 世纪 80 年代开始的财政体制改革将投资决策和经济增长的责任由中央政府转移到了地方政府。在这种制度安排下,中央政府在政治上集权和在导向上“以经济建设为中心”,引起地方官员围绕经济增长速度展开“晋升竞赛”(周黎安, 2008)。20 世纪 90 年代中期以前,地方政府竞争的模式主要是“地方保护主义”;1994 年分税制改革后,由于地方国企和乡镇企业缴纳的税收大部分上移中央,“地方保护”不再为地方财政提供巨大收益。随着激励模式的改变,地方政府转向“招商引资”竞赛。在实践中,补贴可能有很多形式。如税收优惠、污染限制、贷款优惠等。在地方政府土地垄断的中国,更为重要的手段是地价补贴,如低价出让和按投资额度返还部分土地出让金等(陶然等, 2009),主要通过干预土地出让市场来实现,前文讨论的挂牌出让就是实现这种干预的重要工具。

本部分采用 Henderson 和 Becker (2000) 的城市经济模型来说明地方政府“为经济增长而干预”土地出让的行为。前文强调了土地交易存在外部性,因此价高者得并不能确保社会收益最大化。与 Henderson 的城市体系理论相一致,这里主要考虑马歇尔外部性(Marshallian localized external effects)。假设城市  $i$  中有  $m$  个“外部性企业”和  $n$  个“一般企业”。“外部性企业”一般是优势产业企业或品牌企业,将对本地经济增长产生正外部性。将外部性较弱或负外部性的企业视为“一般企业”,假设其外部性为 0。为了聚焦于土地对地区发展的作用,简化地认为土地是企业的唯一生产要素。企业的生产函数为:

$$y = Em^\varepsilon l^\delta, 0 < \delta < 1, 0 < \varepsilon \quad (1)$$

其中  $m^\varepsilon$  代表城市拥有更多“外部性企业”对本地企业的正溢出效应,即外部规模经济(external economies of scale),  $\varepsilon$  是外部性的产出弹性;  $l$  是单个企业的土地需求量,  $\delta < 1$  限定土地的边际产出递减,确保了企业对土地的需求量是有限的。

假设各企业的生产能力相同,则城市  $i$  的总生

产函数为:

$$Y = (m+n)y = (m+n)^{1-\delta} Em^\varepsilon L^\delta \quad (2)$$

其中总土地需求面积满足  $L = (m+n)l$ 。这里假定城市土地供给量有限,即  $L$  是外生给定的。根据生产函数(2)的一阶条件,均衡的企业用地价格等于土地的边际产出:

$$P_l = \frac{\partial y}{\partial l} = \frac{\delta y}{l} = \delta Em^\varepsilon l^{\delta-1} \quad (3)$$

则单个企业的利润  $RR$  等于产量减去土地租金(假定产品价格为 1):

$$RR = y - P_l l = (1 - \delta)y \quad (4)$$

地方政府在全国市场竞相吸引企业投资以最大化收益,地价补贴成为招商引资的常见形式。根据上文的分析,地方政府通过在挂牌过程中实施干预,能够实现低价(即低于(3)式的均衡地价)将土地出让给合意的企业。相对于拍卖所形成的市场价格,挂牌损失的地价可看作是政府对于企业的地价补贴。类似 Henderson 和 Becker (2000) 的设定,地方政府的决策问题是,在企业自由流动的情况下,选择进入该地区的企业数量以及对企业的补贴,以实现其净收入最大化目标:

$$\max_{m, n, T_m, T_n} \Pi = P_l l(m+n) - T_m m - T_n n \quad (5a)$$

$$\text{s.t. } T_m + RR = \bar{R}; T_n + RR = \bar{V} \quad (5b)$$

在目标函数(5a)中,地方政府获得土地出让收入,并分别支付“外部性企业”和“一般企业”数额为  $T_m$  和  $T_n$  的地价补贴。在约束条件(5b)中,两类企业所获补贴加上利润应该等于企业在全国市场的平均收益,即两类企业所在城市  $i$  投资的机会成本,分别表示为  $\bar{R}$  和  $\bar{V}$ 。 $\bar{R} > \bar{V}$ ,即外部性企业在全国市场的平均收益超过一般企业。在空间均衡条件下,每个企业获得相当于在全国市场的平均收益。将约束条件(5b)代入目标函数,可得到:  $\max_{m, n, T_m, T_n} \Pi = Y - m\bar{R} - n\bar{V}$ 。因此,在此模型的设定下,地方政府的净收入最大化与当地总产出最大化的目标是一致的。

参照 Henderson 和 Becker (2000), 给定  $\bar{R}$  和  $\bar{V}$  的情况下求解式(5),可得到如下关系:

$$\bar{R} = Em^\varepsilon L^\delta (m+n)^{-\delta} [1 - \delta + \frac{m+n}{m} \varepsilon] \quad (6a)$$

$$\bar{V} = Em^\varepsilon L^\delta (m+n)^{-\delta} (1 - \delta) \quad (6b)$$

$$T_m = \bar{R} - \frac{1-\delta}{m+n} Y = \frac{\varepsilon}{m} Y = \frac{\partial Y}{\partial m} \quad (6c)$$

$$T_n = \bar{V} - \frac{1-\delta}{m+n} Y = 0 \quad (6d)$$

给定外生的投资机会成本 $\bar{R}$ 和 $\bar{V}$ ,令地方政府收益最大的企业数量 $m^*$ 和 $n^*$ 可以根据(6a)、(6b)式求解。根据(6c)、(6d)式的结果,地方政府主要依赖市场机制来配置“一般企业”:政府补贴 $T_n=0$ ;但通过干预土地市场以补贴“外部性企业”,补贴的数量主要根据“外部性企业”对本地经济所产生的溢出效应的大小,即 $T_m=\partial Y/\partial m$ 。由此,可以得出命题1。

命题1:为了吸引品牌企业投资以促进地区经济增长,地方政府将对“外部性企业”进行地价补贴。

更进一步,外部性企业带来的边际收益可能存在地区差异,例如对发展禀赋较好的地区,多吸引一个外部性企业所带来的收益将远低于外部性企业对缺乏发展基础的城市的收益,这时,地区禀赋与参数 $\varepsilon$ 负相关。根据(6a)~(6c)式,可以推出对“外部性企业”的总地价补贴 $mT_m$ 满足:

$$mT_m = (m+n) \frac{\varepsilon}{1-\delta} \bar{V} = m(\bar{R} - \bar{V})$$

由于 $\bar{R}$ 和 $\bar{V}$ 为外生给定,可得到,

$$\frac{\partial(mT_m)}{\partial \varepsilon} = (\bar{R} - \bar{V}) \frac{\partial m}{\partial \varepsilon} \quad (7)$$

基于式(6a)和(6b)可推出,给定其他外生参数,当 $\delta > \varepsilon$ 时,满足 $\partial m^*/\partial \varepsilon > 0$ 。根据已有文献,土地的产出弹性 $\delta$ 一般远大于外部性产出弹性 $\varepsilon$ <sup>⑩</sup>。 $\partial m^*/\partial \varepsilon > 0$ 说明,均衡时使得地方政府收益最大的企业数目 $m^*$ 与参数 $\varepsilon$ 正相关。结合式(7)可推出,外部性企业的产出弹性 $\varepsilon$ 越大,城市政府付出的总地价补贴 $mT_m$ 越高。综合上述分析可推断,城市禀赋越差,对外部性企业的总体地价补贴越高。根据第二部分的分析,在2002年土地市场化改革后,若地方政府想要通过干预土地公开出让以实现低价定向供应,实现手段是采用挂牌出让。由此提出待检验的假说。

假说:城市发展禀赋越差,为吸引外部性企业,城市政府将更多采用挂牌出让土地。

## 四、数据与实证模型

### (一)样本和数据说明

根据前文的分析,在追求城市经济增长的目标下,禀赋各异的城市将形成差异化的土地出让方案

(挂牌或拍卖)。经验研究将采用地级市的商住用地出让数据检验理论假说。数据主要来自于2004~2009年的《中国城市统计年鉴》和《国土资源统计年鉴》,构成了2003~2008年的284个地级市面板数据库(由于原始数据中存在变量缺失,实际进入到计量模型中的城市是253个)。使用2003~2008年数据的原因是,(1)只有在此期间《国土资源统计年鉴》给出了区分挂牌、拍卖两种方式的土地出让信息;(2)此期间对应着中国房地产市场快速膨胀和房价高速上涨,因此可避免由于市场形势趋冷对土地出让方式选择的影响<sup>⑪</sup>;(3)在此研究期间,商住用地必须以“招拍挂”方式出让(11号令)。根据《国土资源统计年鉴》数据,2003~2007年87%的挂牌出让地块和90%的拍卖出让地块为商业或住宅用途。因此,虽然无法获得区分土地用途的地级市层面土地出让数据,可以近似认为本文的研究对象限定在商住用地。值得注意的是,2007年11月实施的国土资源部39号令限制了经营性工业用地的协议出让,导致2008年的挂牌拍卖统计中混入工业用地,占到挂牌地块的55%、拍卖地块的18%。后文将用年份虚拟变量控制该政策冲击的影响。在后续稳健性检验时,去掉2008年数据以确保回归结果稳健。

### (二)地理禀赋

根据前文的分析,地方政府将实施地价补贴以补偿较差的地区禀赋,从而吸引企业投资。如何为地区禀赋找到一个合适的度量方式十分重要。若选取经济类变量作为地区禀赋的代理变量,与挂牌比例间不可避免地存在反向因果、测量误差等内生性问题。经济地理学在研究地区发展不均的问题时,均发现第一地理天性(first nature geography)<sup>⑫</sup>对于解释地区或国家间的经济增长和收入水平差异十分重要,其中,到海岸线距离是一个重要的初始优势,距海岸线越近,经济增长越快,收入水平越高(Gallup et al., 1999; Sachs, 2003; Black & Henderson, 2003)。这是因为,距离海岸线越近,越有利于节约国际贸易的交通运输成本,从而在国际贸易中获得比较优势。因此,Fujita和Mori(1996)的研究指出,港口在经济活动的空间分布中起到核心的作用。在国际贸易不再依赖海运时,起初的地理优势逐渐变弱,但原先的港口城市的发展由于集聚效应仍然不断自我强化,形成锁定效应,往往成为主导

国家或地区经济的中心城市(Fujita & Mori, 1996)。另一支文献强调了邻里效应对城市发展的影响,距离中心城市更近将为当地提供更大的市场,即提高市场潜力(market potential),代表性理论是新经济地理的“中心—外围”理论。该理论指出在城市发展的向心力(集聚效应)和离心力(运输成本)的共同作用下,一个地区距中心城市的距离与该地区的市场潜力之间存在形如“∩”的三次项曲线关系。随着到中心城市的距离增加,向心力减少而离心力上升,该地区的市场潜力将降低;随着距离的进一步增加,内地将出现一个新的次中心,市场潜力将出现第二波峰。Dobkins 和 Ioannides (2001)基于美国城市历史数据,用到区域中心城市最近距离的二次项和三次项刻画地理与人口增长的非线性关系,并未发现稳定的“∩”效应。而在基于中国城市数据的实证研究中,发现到大港口距离与劳动生产率的关系存在显著的“∩”型关系(许政等,2010;陆铭、向宽虎,2012),同时,许政等(2010)发现,距离大城市越近,越有利于城市经济增长。

结合上述研究,本文采用城市的地理禀赋作为核心解释变量,由于一个城市的初始地理禀赋外生于其土地出让决策,并与城市生产率高度相关,因此能够缓解内生性问题。测量方式为到中心城市的最近距离,并用到大港口(上海、深圳、天津)的最近距离作稳健性检验。中心城市的选取沿用许政等(2010)的做法,将1990年非农业人口达到150万

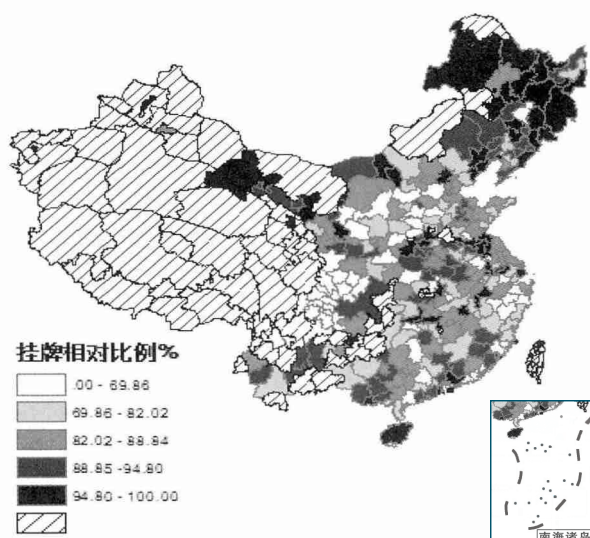


图3 2003~2008年挂牌相对比例分布

注:(1)挂牌面积相对比例(%)=挂牌面积×100/(挂牌+拍卖)总面积。(2)此图未列示南海岛礁。

以上的城市取做中心城市<sup>⑩</sup>。上述距离变量的度量使用基于经纬度计算的各市人民政府之间的地理距离。图3展示了挂牌实施情况的地理分布:从沿海到内陆,2003~2008年的平均挂牌比例大致呈现了“先变高——再变低——再变高”的趋势,对此下一部分将进行更严谨的计量分析。

### (三)实证模型

本文的目的在于研究土地出让方式的地区差异(组间差异),而且关键自变量(地理禀赋)不随时间改变,因此面板固定效应模型并不适用于本文的研究问题。此外,研究城市间空间关系的文献常常采用OLS回归(Dobkins & Ioannides, 2001; Black & Henderson, 2003; 许政等, 2010),为方便对比已有研究,此部分基准模型也采用截面数据的OLS回归。后文将采用面板随机效应和Hausman-Taylor模型作为稳健性检验。基准模型的设定形式如下:

$$GP\_proportion_{it} = \alpha \cdot Distance_i + \beta \cdot X_{it} + \sum_{t=2004}^{2008} \gamma_t \cdot year_t + \epsilon_{it} \quad (8)$$

其中下标*i*和*t*分别表示地级市和年份。因变量 $GP\_proportion$ 为土地挂牌面积相对于拍卖面积的比重。研究期间是在2002年商住用地“招拍挂”改革之后,根据前文分析,相比于拍卖出让,挂牌的程序设计给政府干预留下更大的空间。因此可将挂牌的相对比例看作地方政府抓住土地分配权的近似度量手段:控制土地市场对于地方政府越重要,该因变量取值越大。 $year$ 为一组年度固定效应的虚拟变量,用以捕捉那些影响所有样本的时间因素,如宏观经济政策、经济周期等。 $\epsilon$ 为误差项。 $X$ 代表一组可能影响地方政府土地出让方式选择的控制变量<sup>⑪</sup>。变量描述性统计如表1所示。

## 五、实证结果:地区禀赋与土地出让方式选择

本部分基于地方政府的土地出让方式选择,实证检验地区禀赋差异对于地方政府的土地出让策略的影响。第一节检验地理禀赋对土地出让方式选择的影响;第二节检验城市人力资本与基础设施禀赋对土地出让方式选择的影响。

### (一)地理禀赋与土地出让方式选择:基准模型

表2汇报了地理禀赋对土地出让方式选择的影

响。根据新经济地理学理论,远离区域中心城市将难以利用大城市对本地的溢出效应,造成发展劣势。结合本文的分析,处于发展劣势的城市将为外

来投资者提供更多用地优惠,在2002年的“招拍挂改革”后,其实现途径更多地体现为在挂牌出让中实施政府干预。与上述推测一致,(1)列和(2)列的结果发现,距离中心城市距离越远,挂牌

牌的相对采用比例显著升高。为与“中心—外围”理论保持一致,在(2)列的基础上加入到大城市距离(*Distance*)二、三次项,但与许政等(2010)对经济增速的实证结果类似,二、三次项结果均不显著<sup>⑥</sup>。这很有可能是由于三次曲线关系的发挥需要更为广阔的空间范围。

为确保地理禀赋的效应的稳健性,表2(3)列将到大城市距离(*Distance*)替换为到3个主要港口(上海、深圳、天津)的最近距离(*Dis\_port*),并加入其二、三次项形式。结果发现,*Dis\_port*的一次项为正、二次项为负、三次项为正,即到港口距离与挂牌相对比例具有显著的倒U型三次曲线关系,这与“中心—外围”理论得出的城市区位与生产率的U型三次曲线关系截然相反;随着到港口的距离变远,城市劳动生产率下降而土地挂牌采用比例相应上升;随着距离的进一步增加,内地出现新的经济发展的次中心,因此劳动生产率开始上升而挂牌比例相应下降;当进一步远离次中心后,劳动生产率又开始下降而挂牌比例又开始上升。上述结果都意味着地理禀赋越差的城市,地方政府干预土地出让的可能性越高,是因为土地优惠能够起到弥补地理禀赋劣势的作用,从而可能为该地区带来优质的外来投资。根据(3)列结果,到大港口距离与挂牌比例的倒U型曲线的第一个上升段端点在约320公里处,而70%的样本到中心城市距离在320公里以内。这能够解释为什么用“到大城市距离”度量地理禀赋时无法得到显著的非线性效应。后文为了结果解释便

表1 变量描述性统计

| 变量                    | 定义                                  | 观察值  | 均值     | 标准差    | 最小值  | 最大值     |
|-----------------------|-------------------------------------|------|--------|--------|------|---------|
| <i>GP_proportion</i>  | 挂牌面积相对比例(%)<br>=挂牌面积×100/(挂牌+拍卖)总面积 | 1678 | 81.20  | 22.97  | 0    | 100     |
| <i>Distance</i>       | 到最近大城市的直线距离(100km)                  | 1716 | 2.86   | 2.49   | 0    | 23.48   |
| <i>Dis_port</i>       | 到最近大港口的直线距离(100km)                  | 1716 | 6.54   | 4.13   | 0    | 27.38   |
| <i>Corruption</i>     | 省级每万公职人员职务犯罪数                       | 1716 | 32.18  | 9.84   | 6.97 | 68.76   |
| <i>L_dependence</i>   | 对土地出让收入依赖程度<br>=土地出让收入/地方一般预算内财政收入  | 1414 | 0.56   | 0.45   | 0    | 3.34    |
| <i>G_intervention</i> | 政府干预特征=预算内财政支出/GDP                  | 1706 | 0.12   | 0.06   | 0.03 | 1.00    |
| <i>T_area</i>         | 土地出让总面积(公顷)                         | 1686 | 661.04 | 926.02 | 0.79 | 9086.84 |
| <i>ZPG_r</i>          | 招拍挂面积占比(%)<br>=招拍挂面积×100/土地出让总面积    | 1686 | 48.44  | 27.47  | 0    | 100     |
| <i>GDP3_r</i>         | 第三产业GDP占比(%)                        | 1680 | 36.11  | 8.03   | 3.59 | 73.49   |
| <i>Road</i>           | 人均道路面积(100km/人)<br>=道路面积/非农人口       | 1679 | 0.07   | 0.07   | 0    | 1.27    |
| <i>EDU</i>            | 人均学校数量(所/万人)<br>=(大学+中学+小学)/非农人口    | 1597 | 16.34  | 15.84  | 1.20 | 149.39  |
| <i>Health</i>         | 人均医生数量(人/万人)<br>=医生数/非农人口           | 1651 | 51.12  | 20.65  | 9.64 | 190.37  |

注:(1)*GP\_proportion*、*T\_area*、*ZPG\_r*数据来源于《国土资源统计年鉴》;省级每万公职人员职务犯罪数在腐败问题的研究中常被用来衡量地区腐败水平,数据整理自2004~2010年《中国检察年鉴》中31个省份的人民检察院工作报告,省级公职人员数量来自国家统计局;*Distance*、*Dis\_port*基于各市人民政府经纬度计算;其他控制变量来自《中国城市统计年鉴》。(2)为了解回归中的内生性问题,如下变量回归时取滞后一期,因此汇报的描述性统计范围为2002~2007年;*Corruption*、*L\_dependence*、*GDP3\_r*、*Road*、*EDU*、*Health*。如下变量的统计范围为2003~2008年:*GP\_proportion*、*G\_intervention*、*T\_area*、*ZPG\_r*。

表2 土地出让方式选择回归结果

| 自变量                          | 因变量: <i>GP_proportion</i> ,即挂牌面积相对比例 |                          |                          |                          |                          |                          |                          |
|------------------------------|--------------------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
|                              | (1)                                  | (2)                      | (3)                      | (4)                      | (5)                      | (6)                      | (7)                      |
|                              | 大城市距离                                | 基准模型                     | 大港口距离                    | 随机效应                     | H-T模型                    | 去除2008                   | 地区禀赋                     |
| <i>Distance</i>              | 0.998***<br>(0.180)                  | 0.829***<br>(0.206)      |                          | 0.976***<br>(0.335)      | 6.664***<br>(2.390)      | 0.908***<br>(0.247)      | 0.792***<br>(0.200)      |
| <i>Dis_port</i>              |                                      |                          | 2.574***<br>(0.859)      |                          |                          |                          |                          |
| <i>Dis_port</i> <sup>2</sup> |                                      |                          | -0.449***<br>(0.0900)    |                          |                          |                          |                          |
| <i>Dis_port</i> <sup>3</sup> |                                      |                          | 0.0141***<br>(0.00234)   |                          |                          |                          |                          |
| <i>L_Corruption</i>          |                                      | 0.356***<br>(0.0648)     | 0.344***<br>(0.0725)     | 0.266***<br>(0.0722)     | 0.288***<br>(0.0968)     | 0.412***<br>(0.0758)     | 0.327***<br>(0.0697)     |
| <i>L_L_dependence</i>        |                                      | -15.87***<br>(1.628)     | -16.07***<br>(1.499)     | -8.801***<br>(1.654)     | -6.536***<br>(1.494)     | -18.06***<br>(1.945)     | -14.89***<br>(1.619)     |
| <i>G_intervention</i>        |                                      | -30.71***<br>(9.763)     | -1.277<br>(10.34)        | -5.119<br>(12.72)        | 8.213<br>(14.64)         | -26.23*<br>(15.93)       | -7.465<br>(12.97)        |
| <i>T_area</i>                |                                      | 0.00503***<br>(0.000699) | 0.00407***<br>(0.000734) | 0.00259***<br>(0.000652) | 0.00251***<br>(0.000917) | 0.00520***<br>(0.000769) | 0.00458***<br>(0.000742) |
| <i>ZPG_r</i>                 |                                      | 0.197***<br>(0.0271)     | 0.205***<br>(0.0272)     | 0.132***<br>(0.0260)     | 0.113***<br>(0.0241)     | 0.204***<br>(0.0292)     | 0.212***<br>(0.0279)     |
| <i>L_GDP3_r</i>              |                                      | 0.303***<br>(0.0746)     | 0.291***<br>(0.0744)     | 0.100<br>(0.116)         | 0.0446<br>(0.122)        | 0.302***<br>(0.0928)     | 0.250***<br>(0.0777)     |
| <i>L_Road</i>                |                                      |                          |                          |                          |                          |                          | 22.30**<br>(9.148)       |
| <i>L_EDU</i>                 |                                      |                          |                          |                          |                          |                          | -0.0500<br>(0.0600)      |
| <i>L_Health</i>              |                                      |                          |                          |                          |                          |                          | -0.109***<br>(0.0372)    |
| 城市规模虚拟变量                     | 否                                    | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        |
| 年份固定效应                       | 是                                    | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        |
| 常数项                          | 86.35***<br>(1.066)                  | 56.42***<br>(5.257)      | 56.09***<br>(5.799)      | 69.15***<br>(7.495)      | 43.76***<br>(12.92)      | 51.42***<br>(5.966)      | 37.62***<br>(7.528)      |
| 观察值                          | 1678                                 | 1387                     | 1387                     | 1387                     | 1387                     | 1114                     | 1273                     |
| R <sup>2</sup>               | 0.044                                | 0.201                    | 0.246                    | —                        | —                        | 0.196                    | 0.207                    |

注:(5)列的Hausman-Taylor模型中,内生变量为距大城市距离变量和招拍挂出让占比变量,它们可能与影响挂牌比例的无法观测的个体效应相关,回归结果通过了Hausman检验,说明工具变量的选择是有效的。括号里是稳健估计的标准误,\*\*\*p<0.01,\*\*p<0.05,\*p<0.1。

利,在基准回归模型中采用大城市距离(*Distance*)的一次项作为关键解释变量。

为了进一步确保稳健性,进行了如下稳健性检验<sup>⑦</sup>:首先,改变模型设定。将表2(2)列的基准模型改为面板随机效应模型,如(4)列所示,到大城市距离(*Distance*)对挂牌采用比例的效应略微提高,其他主要结果不发生改变。随机效应模型的前提假定是个体效应与自变量不相关,否则将产生有偏及非一致的估计结果。为防止未观测的城市个体效应与地理变量相关而引起的内生性问题,(5)列进一步采用Hausman-Taylor估计方法处理该问题,其基本原理是利用模型中其他外生变量的组内和组间变异产生工具变量,从而解决上述内生性问题(Hausman & Taylor, 1981)。(5)列显示,估计得出的地理禀赋对挂牌比例的效应高于OLS和随机效应的估计结果,这说明前述模型设定可能导致低估地理禀赋对土地干预策略的影响。

其次,剔除工业用地混入。由于2007年11月开始实施工业用地招拍挂政策,因此导致2008年的挂牌拍卖统计中混入部分工业用地,有可能给回归结果带来偏误。由于土地用途的差异,工业用地和商住用地的土地出让方式选择存在差异:因工业用地多采用挂牌出让方式(2008年,80%的工业用地采用挂牌出让,仅2%的工业用地采用拍卖方式),而且经济发达地区工业用地出让量更大,因此地理禀赋与挂牌比例的效应可能被低估。因此在(6)列中去掉2008年数据以避免这种偏误,与基准模型(2)相比,距离变量对于挂牌比例的正向效应略微变高,统计显著性不变。

其余控制变量的结果均符合预期:(1)政府干预土地资源配置的附属品是权力寻租,Cai等(2013)从腐败的视角研究了地方政府对于挂牌与拍卖的选择,基于拍卖理论推导出挂牌是更易发生腐败的出让方式。省级每万公职人员职务犯罪数(*Corruption*)在腐败问题的研究中常被用来衡量地区腐败水平(周黎安、陶靖,2009),与Cai等的结论一致,结果证实了腐败与挂牌存在显著正向关系。(2)已有文献强调了商住用地出让中土地出让收入最大化的政府目标(孙秀林、周飞舟,2013;郑思齐等,2014),因此,为刻画土地收入在地方政府目标函数中的相对重要性,采用各城市土地出让收入与预算内财政收入的

比值(*L\_dependence*)衡量地方财政对土地出让收入依赖程度。结果显示,地方财政越依赖土地收入,挂牌的相对比例显著降低。(3)本文的分析指出挂牌出让给政府干预留下空间,已有文献往往用预算内财政支出占GDP比重控制地方政府对经济的干预和影响程度(周黎安,2008),然而该变量(*G\_intervention*)的回归结果却不够稳健,在大多数设定形式下,该变量都不显著,意味着政府对于土地的干预行为在机制上可能不同于在其他经济活动中的干预。(4)土地出让总面积(*T\_area*)和招拍挂出让占比(*ZPG\_r*)意在控制规模效应对出让方式选择的影响。结果显示,随着土地出让总面积的增加和土地市场化改革的深化,挂牌相对于拍卖的采用都在显著扩大,这与挂牌在全国范围内的普遍流行是一致的。(5)由于表2的研究对象是商住用地,第三产业占比(*GDP3\_r*)旨在控制地区第三产业发展程度,回归结果显示,在大多数设定形式下,第三产业占比更高的城市更多地采用了挂牌方式。

## (二)人力资本和基础设施条件与土地出让方式选择

在表2(7)列中进一步考虑地区其他禀赋对于土地出让方式选择的影响,从而得到地方政府对其他禀赋的投资与土地优惠政策之间的关系。引入了人均道路面积、人均学校数量和人均医生数量分别衡量基础设施(交通)和人力资本(教育和健康)与土地出让干预的关系。结果显示,人均学校数量和人均医生数量的降低对应着挂牌采用比例的升高,这意味着在招商引资策略方面,地方政府对人力资本(教育和健康)的投资与土地干预间呈现互相替代的关系:在现实中,前者对于城市吸引力的塑造需要较长的时期,而后者在短期内更容易实现。在地方官员任期短期化的情况下,可以预测官员更倾向于采用干预土地出让以吸引投资而非对地区人力资本进行投资。这与已有文献所发现的各地非生产性投资普遍不足的问题相一致(傅勇,2010;左翔、殷醒民,2013)。相反地,基础设施投资(交通)与土地干预则呈现互补关系:人均道路面积与挂牌采用比例间存在正向关系。这是因为,在招商引资方面,基础设施建设与土地优惠政策通常是搭配出现的。如第二部分所述,在土地正式挂牌前,配套设施条件往往是地方政府与意向用地企业的重要协商条件。

## 六、机制与绩效:土地干预的 代价与对经济发展的影响

前一部分证实了地区禀赋差异对于地方政府的土地出让策略的影响,此部分进一步探讨地方政府策略性的土地出让所产生的效应及作用机制。首先,基于微观数据检验土地干预是否引起了显著的价格差异及该价格差异的企业异质性;其次,检验土地干预对当地经济发展的效应。

### (一)土地干预产生的价格扭曲

根据前文的分析,土地出让“招拍挂”改革后,挂牌方式与政府干预有关,而公开拍卖方式更接近市场化出让。因此假定拍卖形成的地价为市场价格,控制地块特征及其他因素后,挂牌与拍卖的成交价格差异可认为是地方政府的土地干预策略所导致的价格扭曲<sup>③</sup>。此部分基于全国微观地块交易数据检验该价格扭曲,与城市层面数据相比,这有利于控制地块特征及处理出让方式选择偏误的问题。具体地,我们从搜房网数据库(土地版)下载了全国各城市的土地交易信息,最早记录时间1998年,最晚记录时间2013年3月。每一宗地块有详细的特征信息,如所在地址、成交价、地块面积、容积率、用地性质、出让起始价等。去除工业和公建用地、招拍出让等样本后<sup>④</sup>,得到94262宗地块交易信息(由于变量缺漏值问题,实际进入回归的样本量小于该数值)。基准模型采用常见的土地特征价格模型分析土地出让方式对成交价的影响,如式(9)所示:

$$\ln Price_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Guapai_{ijt} + X'_{ijt}\beta + u_j + \delta_t + \epsilon_{ijt} \quad (9)$$

其中*i*代表地块,*j*代表城市,*t*代表年份,*u<sub>j</sub>*和*δ<sub>t</sub>*分别是城市和年份固定效应,*ε<sub>ijt</sub>*是误差项。由于组织条件等问题,竞争性较弱(或更“冷门”)的地块可能多选用挂牌出让方式(Cai et al., 2013),即存在选择偏误问题(selection bias)。如不解决这一问题,有可能高估上述价格差异。一种处理方式是加入尽可能多的控制变量,根据数据可得性,选取的控制变量*X*为土地面积、容积率、出让起始价、到市中心距离、用地性质等土地特征变量(变量定义如表3所示)。表3(1)列给出了OLS回归结果:与已有文献结

果一致<sup>⑤</sup>,挂牌成交价显著低于拍卖,具体而言,在平均意义上,政府干预导致挂牌成交价格比拍卖低估了13.9%。若对挂牌概率的影响因素进行分析,Probit回归结果指出<sup>⑥</sup>,“冷门”(即竞争性较弱)的地块更易采用挂牌出让的方式,如出让起始价越低、地块面积越大,挂牌的采用概率越高。若*ε<sub>ijt</sub>*仍包含与*Guapai*相关的遗漏变量,那么OLS的估计结果就是有偏的。为此,(2)列使用了处理效应模型(treatment effect model)解决潜在的偏误问题,工具变量采用2003~2008年城市层面的挂牌相对比例,该变量将显著影响微观地块的挂牌使用概率,但不直接影响微观地块成交价格,但值得注意的是,由于可得的城市层面挂牌比例数据仅有2003~2008年,进入回归的样本量大大缩小了。在处理选择偏误后,与拍卖相比,挂牌的采用导致土地成交价格显著降低了17%。我们进一步考察土地价格扭曲与地区经济发展基础的关系,(3)列纳入了所在城市人均GDP(*Gdp\_p*)及其与*Guapai*的交叉项,结果显示该价差项系数显著大于0,即经济基础更差的城市,地

表3 土地特征价格回归结果  
因变量:Ln(Price), Price为地块成交总价(万元)

| 自变量                         | 变量定义                  | (1)<br>OLS              | (2)<br>处理效应模型          |                         | (3)<br>处理效应模型           |
|-----------------------------|-----------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                             |                       |                         | 选择方程<br>Guapai=1       | 结果<br>方程                | 经济水平与<br>地价扭曲           |
| <i>Guapai</i>               | 挂牌=1,<br>拍卖=0         | -0.139***<br>(0.0146)   |                        | -0.170***<br>(0.0470)   | -0.805***<br>(0.182)    |
| <i>Ln(GDP_p)</i>            | 人均GDP<br>(万元)         |                         |                        |                         | -0.00453<br>(0.0588)    |
| <i>Guapai×Ln(GDP_p)</i>     |                       |                         |                        |                         | 0.0608***<br>(0.0172)   |
| <i>Ln(Reserve price)</i>    | 出让起始<br>价(万元)         | 0.993***<br>(0.00541)   | -0.220***<br>(0.0733)  | 0.968***<br>(0.00820)   | 0.968***<br>(0.00443)   |
| <i>Ln(L_area)</i>           | 土地面积(m <sup>2</sup> ) | -0.0102*<br>(0.00563)   | 0.181**<br>(0.0769)    | 0.0150<br>(0.00946)     | 0.0146***<br>(0.00479)  |
| <i>Ratio</i>                | 容积率                   | 0.00388**<br>(0.00167)  | 0.0561<br>(0.0353)     | 0.00965***<br>(0.00270) | 0.00924***<br>(0.00223) |
| <i>Ln(Dist)<sup>a</sup></i> | 到市中心<br>距离(km)        | -0.00670**<br>(0.00276) | 0.0222<br>(0.131)      | -0.0124**<br>(0.00624)  | -0.0129***<br>(0.00426) |
| <i>L_pattern1</i>           | 商业=1,<br>住宅=0         | -0.0371***<br>(0.00689) | 0.526***<br>(0.0992)   | -0.0608**<br>(0.0146)   | -0.0622***<br>(0.00869) |
| <i>L_pattern2</i>           | 商住=1,<br>住宅=0         | 0.0159***<br>(0.00591)  | 0.0480<br>(0.0995)     | 0.0232*<br>(0.0133)     | 0.0227***<br>(0.00860)  |
| <i>GP_proportion</i>        | 城市挂牌<br>相对比例          |                         | 0.0153***<br>(0.00549) |                         |                         |
| 季节、城市与年份固定效应                |                       | 是                       | 是                      | 是                       | 是                       |
| 常数项                         |                       | 0.498***<br>(0.0341)    | -2.625***<br>(0.762)   | 0.430***<br>(0.0514)    | 0.480<br>(0.599)        |
| 观察值                         |                       | 54027                   | 9107                   | 9107                    | 9107                    |
| R <sup>2</sup>              |                       | 0.973                   | —                      | —                       | —                       |

注:(2)列的处理效应模型中,由于工具变量城市挂牌相对比例*GP\_proportion*仅在2003~2008年有统计,因此导致观察值大量减少。为避免该问题,可以采用倾向性得分匹配法(PSM)处理选择偏误,也可得到类似的结果,限于篇幅,PSM结果不做汇报。括号里汇报了地级市水平上的聚集(cluster)标准误,\*\*\*p<0.01,\*\*p<0.05,\*p<0.1。a:变量*Dist*度量了每一宗地块到市中心的直线距离,具体方法是:根据数据库中的地址信息,利用百度Geocoding API编程获取每宗地块位置的经纬度,获取每个城市的人民政府所在位置的经纬度,即认为市政府一般处于市中心,根据上述经纬度信息可计算出每宗地块距市中心(人民政府)的距离。

方政府对于土地价格的扭曲更为严重,这与上一部分基于城市层面数据发现的地区禀赋与土地出让策略的关系是一致的。

基于表3(2)列的结果和城市层面的挂牌与拍卖出让收入,可以估算出地方政府为经济增长而干预所付出的财政代价,公式为:政府干预导致的出让收入损失= $(0.17 \times \text{真实的挂牌出让收入})/0.83$ 。图4统计了历年的土地出让损失。估算结果显示,2003~2008年,地方政府由于实施策略性土地出让平均损失了1.12亿元土地出让收入,也就是说,在平均意义上,如果所有地块都通过拍卖方式出让,各地方政府将增加1.12亿元收入,这相当于2003年当地土地总收入的8%(如图5所示)。图4显示,政府干预导致的土地收入损失呈现出逐年上升的趋势。

## (二)土地干预对经济发展的影响

理论部分说明了地方政府通过实施地价补贴以吸引外部性企业促进经济增长,前文证实了政府干预导致了显著的地价低估,那么这些潜在的收入损失是否能够吸引外部性企业进驻从而转化为未来的经济发展引擎呢?本文首先考虑地价扭曲存在的企业异质性。如前文所述,在商住土地开发中,高端地产运营商的引入将对当地经济发展产生正向溢出效应,从而成为地方政府牺牲土地收入低价引入的主要对象。接下来在表3的回归结果基础上,本文将进一步检验外部性企业是否获得了低价用地。为此,将2008年全国第二次经济普查数据中“企业名称”与2008~2011年微观商住地块数据中的“地块竞得方”信息相匹配,匹配后的数据库兼有用地企业信息和地块信息,约有8700个样本。全国第二次经济普查调查全国所有从事第二和第三产业的法人单位(包括所有房地产开发企业)的经营状况,包括2008年期间各单位的基本属性、财务和经营状况等信息。微观商住地块数据来自中国指数研究院提供的中指数据土地版,包括2011年及之前的土地交易记录。

在实际访谈中,我们了解到地方官员对于“外部性企业”的评判主要来自于房地产企业资质或企业品牌。住房城乡建设部公布的房地产企业资质评审指标包括:注册资本、经营时间、房屋竣工面积、建筑质量(合格率)、从业人员资质、质量保证体系以及未发生过重大工程质量事故<sup>②</sup>。搜房网2015年中国房地产百强企业评选亦提出了相应的评价指标体系<sup>③</sup>。结合以上信

息和本文样本数据可得性,选取以下五项指标度量房地产企业经营能力:总资产、总利润、商品房销售收入、从业人数、经营时间。我们认为地方政府在对外招商时看重上述指标,指标取值越高,该企业对于当地经济发展的正外部性越强。在(9)式的土地特征价格模型基础上,加入上述指标与挂牌虚拟变量(*Guapai*)的交叉项<sup>④</sup>,若该交叉项小于0,则意味着地方政府倾向于采用挂牌方式将土地以更低价格配置给正外部性更强的企业。表4汇报了实证结果。在平均意义上,经营能力更强的企业并未通过挂牌获得更低价的地块(如第一行结果所示);然而,第二行关于地

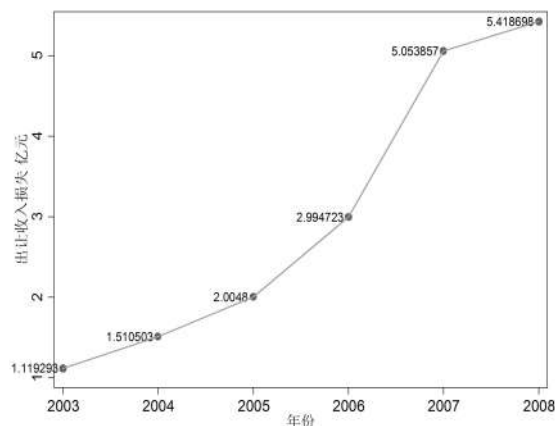


图4 政府干预导致地方土地出让收入损失

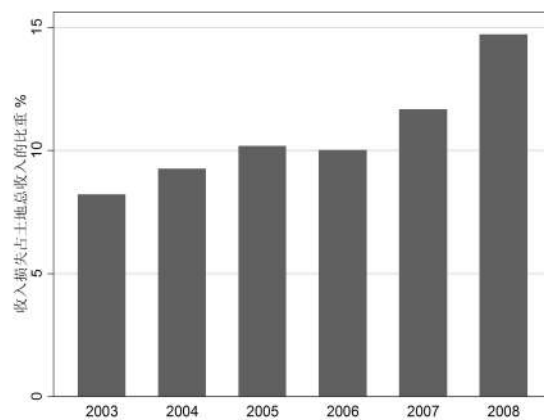


图5 收入损失占土地总收入的比重

表4 商住地价扭曲与房地产企业经营能力

| 自变量 \ 因变量          | (1)                      | (2)                      | (3)                          | (4)                       | (5)                       |
|--------------------|--------------------------|--------------------------|------------------------------|---------------------------|---------------------------|
|                    | <i>Guapai</i> × Ln (总资产) | <i>Guapai</i> × Ln (总利润) | <i>Guapai</i> × Ln (商品房销售收入) | <i>Guapai</i> × Ln (从业人数) | <i>Guapai</i> × Ln (经营时间) |
| Ln (Price)         | 0.004<br>(0.018)         | 0.010<br>(0.023)         | -0.013<br>(0.021)            | -0.002<br>(0.026)         | -0.002<br>(0.026)         |
| Ln (Reserve price) | -0.013<br>(0.017)        | 0.012<br>(0.028)         | -0.048**<br>(0.021)          | -0.048<br>(0.034)         | -0.065<br>(0.040)         |

注:表中各列汇报了交叉项的系数估计值,第一行的因变量为Ln(成交价格),第二行的因变量是Ln(出让起始价)。回归模型均包括了(10)式的土地特征价格模型中的除出让起始价外的所有控制变量以及交叉项中变量的水平值,限于篇幅未做汇报。括号里汇报了地级市水平上的聚集(cluster)标准误,\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1。

块出让起始价的回归结果显示,商品房销售收入更高的企业通过挂牌方式竞得地块的出让起始价显著低于其他企业,由于并非所有拿地企业都以房地产开发为主营业务,该结果说明地方官员在商住用地配置时显然更看重企业的地产运营能力。上述结果意味着,地方政府在某种程度上做出了低价出让的努力,但挂牌并未起到有效阻挡竞争者的作用——外部性企业的拿地价格无异于其他企业。另一种可能是“为增长而干预”的地区异质性干扰了总体回归结果,即东部发达地区受益于良好的经济发展基础,通过地价扭曲吸引外部性企业的可能性较小,从而稀释了平均效应。为此,基于表4中(3)列的模型设定<sup>⑤</sup>,进一步区分东、中、西部地区进行回归<sup>⑥</sup>,表5汇报了结果。从地块成交总价来看(第一行),房地产开发经营

表5 商住地价扭曲与房地产  
企业经营能力:地区异质性

| 自变量: $G_{it} \times \ln(\text{商品房销售收入})$ |                   |                   |                      |
|------------------------------------------|-------------------|-------------------|----------------------|
| 因变量                                      | (1)<br>东部地区       | (2)<br>中部地区       | (3)<br>西部地区          |
| $\ln(\text{Price})$                      | -0.001<br>(0.024) | -0.002<br>(0.045) | -0.097***<br>(0.034) |
| $\ln(\text{Reserve price})$              | -0.030<br>(0.025) | -0.070<br>(0.044) | -0.124**<br>(0.048)  |

注:表中各列汇报了交互项的系数估计值,第一行的因变量为 $\ln(\text{成交价格})$ ,第二行的因变量是 $\ln(\text{出让起始价})$ 。回归模型均包括了(10)式的土地特征价格模型中的除出让起始价外的所有控制变量以及 $\ln(\text{商品房销售收入})$ ,限于篇幅未做汇报。括号里汇报了地级市水平上的聚集(cluster)标准误,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ 。

表6 土地干预对未来经济发展的效应:以商住用地为例

| 因变量              | (1)                     | (2)                      | (3)                      | (4)                     | (5)                 | (6)                 |
|------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|---------------------|---------------------|
|                  | $\ln(\text{第三产业 GDP})$  |                          | $\ln(\text{单位商住用地产出效率})$ |                         | 第三产业 GDP 增速         |                     |
|                  | Distance<br><250km      | Distance<br>≥250km       | Distance<br><250km       | Distance<br>≥250km      | Distance<br><250km  | Distance<br>≥250km  |
| L.GP_proportion  | -6.16e-05<br>(0.000282) | 0.000157<br>(0.000222)   | -0.000250<br>(0.000491)  | 0.00138**<br>(0.000657) | 0.0782<br>(0.0932)  | 0.00648<br>(0.0311) |
| L2.GP_proportion | -0.000276<br>(0.000324) | 0.000156<br>(0.000246)   | -0.00130<br>(0.000908)   | -0.000610<br>(0.000975) | 0.120<br>(0.128)    | 0.0104<br>(0.0322)  |
| L3.GP_proportion | 0.000406<br>(0.000254)  | 0.000506**<br>(0.000242) | -0.000316<br>(0.000694)  | 0.00189**<br>(0.000742) | -0.0624<br>(0.0896) | 0.0524*<br>(0.0276) |
| 常数项              | 1.445<br>(1.833)        | 4.886***<br>(0.275)      | -2.114<br>(1.758)        | 0.0309<br>(1.088)       | 647.3<br>(854.5)    | 286.6***<br>(19.92) |
| 其他控制变量           | 是                       | 是                        | 是                        | 是                       | 是                   | 是                   |
| 观察值              | 513                     | 465                      | 500                      | 461                     | 440                 | 387                 |
| R <sup>2</sup>   | 0.803                   | 0.894                    | 0.236                    | 0.154                   | 0.586               | 0.528               |

注:为检验城市发展禀赋的异质性,根据距大城市250公里为界分组回归,在稳健性检验中,将距离门槛设置为100~250公里,均不影响主要结果。(1)~(2)列的因变量为 $\ln(\text{第三产业 GDP})$ ; (3)~(4)列的因变量为 $\ln(\text{单位商住用地产出效率})$ ,单位商住用地产出效率=第三产业GDP/存量商住用地面积,其中存量商住用地面积的估算采用了《城市建设统计年鉴》的居住用地和公共设施用地之和。(5)~(6)列因变量为第三产业GDP增速(%),前4列均控制了滞后3年的土地出让面积和当期房价及地区腐败变量,后两列控制了滞后3年的土地出让面积、第三产业GDP、地区腐败变量以及当期房价增速,限于篇幅,控制变量结果不做汇报。括号里是稳健估计的标准误,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ 。

能力更强的企业(商品房销售收入越高)在西部城市所获得的挂牌地价补贴显著更高(拿地价格更低),而在东部、中部地区,该差异在统计上不显著,且在数值上接近于0;从地块出让起始价来看(第二行),相较于其他企业,经营能力更强的企业的挂牌起始价呈现东、中、西依次递减,说明地方政府“为增长而干预”的土地配置策略多用于地区禀赋更差的西部地区,与前文推测相符。

最后,基于地级市数据检验地方政府的策略性土地出让对当地未来产业发展的效应。由于采用的研究样本为商住用地,本部分主要考察土地挂牌相对比例对于未来第三产业发展和单位商住土地产出效率的影响。根据前文的理论分析与实证结果,发展禀赋更差的城市将更多采用挂牌出让土地以吸引外部性企业。因此,我们更关注在发展禀赋相对较差的城市,实施政府干预土地出让是否能促进未来的产业发展。与第一部分的实证相一致,根据地理禀赋区分城市样本。表6各列以各城市距14个大城市距离的中位数(250公里)为界,进行了分组回归。由于土地整理开发及企业效益的形成需要时间,因此纳入土地挂牌比例的滞后三期作为自变量。在控制了土地出让规模、房价及腐败变量后<sup>⑦</sup>,(1)~(2)列显示,土地干预的实施在第一、二年后对第三产业发展没有显著影响,直到第三年后土地干预显示出促进作用——在地理禀赋相对较差的城市(距14个大城市250公里以上),挂牌相对于拍卖的比例提高1%,第三产业GDP规模显著提高0.05%<sup>⑧</sup>;在地理禀赋更好的城市(距14个大城市250公里以内),该效应的显

著性水平下降为11%,相应的促进作用缩小为0.04%。(3)~(6)列的结果进一步证明,对于禀赋更差的城市而言,第三年后土地干预实现了土地产出效率的显著提高,并显示出产业增长效应;而禀赋较好的城市并未显示显著的效率提升效应及产业增长效应。上述结果暗示着,政府对土地出让的干预在发展禀赋更差的地区显示出更强的产业推动效应;而在发达地区,由于土地需求的市场竞争环境已经形成,政府替代市场决策很有可能存在效率隐患,从而导致了土地干预的产业推动效应并不显著。

## 七、结论

作为广为认可的“土地财政”视角以及Cai等(2013)的腐败视角的补充,本文以商住用地的土地出让方式选择为例,发现了地方政府为城市发展而使用土地分配权的证据。土地挂牌出让是在2002

年“招拍挂”改革后出现的新形式。与拍卖出让不同,挂牌在程序设计上留足了政府干预空间。本文构建理论模型说明,为了吸引正外部性企业投资从而发展地区经济,禀赋更差的城市将更多采用土地定向、低价供应方式,在土地出让策略上,体现为更高比例的挂牌出让。基于2003~2008年地级市数据的实证研究证实了上述假说:距离中心城市越远,挂牌采用比例显著升高,这意味着地理禀赋越差的城市,土地出让干预的可能性越高;同时,地区人力资本禀赋与政府土地干预策略间呈现互相替代关系,而基础设施禀赋与土地干预存在互补关系。基于全国近十万宗商住用地的成交数据,证据显示相对于拍卖方式,挂牌成交价约低估17%,造成了约8%~12%的土地出让收入损失。利用拿地企业信息匹配2008年经济普查数据,发现地产经营能力更强的企业获得了更高的地价补贴,说明了地方官员低价引资的逻辑。进一步的实证结果显示这种策略性的土地出让为发展禀赋较差的城市带来了显著的产业增长效应及土地利用效率改善。

总之,本文的研究发现,在我国土地的市场化供应中,行政分配手段仍占据着重要的地位。由于土地交易存在外部性,市场规则下的价高者得并非总是最有效的资源配置方式。在多数发达国家,以分区制为代表的规划手段对于处理土地交易的外部性十分重要,而在中国的当前土地制度下,挂牌扮演了类似的角色。尽管国外的文献对于分区制规则的有效性尚有争议,但上述规则是透明的。规则的透明性一方面能够避免寻租问题,另一方面,由于土地利用外部性所造成的成本和收益难以准确评估,因此加大对公众意见的征集变得十分重要。与此相比,单纯由地方政府决定社会效益最大化的土地利用者存在风险,表现出的是寻租和用地企业的道德风险问题,最终导致政府配置用地可能存在效率问题。如何保证地方政府决策灵活性的同时加强监督,不是一个简单的问题。建议各城市参照国外的分区制设立一套独立、标准透明、具有法律效力的土地规划体系。在这个体系的规则下,土地出让配置的其他工作交由市场完成。

(作者单位:王媛,华东师范大学经济学院;杨广亮,华侨大学统计学院、数量经济研究院;责任编辑:蒋东生)

## 注释

①即,地方政府会尽力用直接掌控的资源去推动经济增长。

②一个具有代表性的例外是,Cai等(2013)基于15个大城市的土地样本,从腐败的视角研究了挂牌和拍卖的差异。

③详见“样本和数据说明”部分。

④分区制是一种土地用途管制制度,旨在确定城市内不同区块的土地用途以及土地开发的强度,具有法律效力。最早起源于19世纪末的德国,20世纪在北美得到发展。

⑤转引自郭坚翔(2004),数据来源:国家土地管理局《土地使用权有偿出让成交情况》。

⑥在土地储备制度建立之前,虽然城市政府名义上垄断了土地供给,但事实上实施政府控制存在强大的障碍:一方面由于存量土地已分散在各个企事业单位,存在多头供地;另一方面,因存在征地拆迁等程序,政府难以控制目标地块上市的时间。当土地出让的数量、时机等决策权不能有效发挥时,“土地财政”也就难以真正实现(王媛、贾生华,2012)。

⑦访谈对象包括金地、中海、景瑞、同策咨询等知名房地产开发或咨询公司的前期部门、营销策划部门的相关负责人。

⑧新江湾城热地“冷”卖美国铁狮门上海低价拿地。《第一财经日报》,2008.1.24. <http://house.people.com.cn/GB/98376/133681/133682/7866863.html>。

⑨土地挂牌与拍卖的适用范围差异并没有显化在任何官方文件上。根据无锡市国土资源局的解释,“目前挂牌出让方式已经具备了协议出让方式的优点,同时也最大限度地避免了协议方式供地的不足”,因此“从长远来看,协议方式应当会逐渐消亡”(无锡市国土资源局,招拍挂与协议出让的区别与联系,2008-05-28, <http://www.landchina.com/DesktopModule/BulletinMdl/BulContentView.aspx?BulID=60631>)。

⑩例如,房地产业内的共识是,万达集团在每一个区域的人驻都会提升区域房价(可参见多家房地产新闻报道,如《万达带动房价上涨,松江新城受益新房看好》<http://sh.fang.anjuke.com/news/2012-05-17/206274.html>;《“万达效应”助区域楼盘升值》[http://www.ffw.com.cn/1/84/248/93789\\_9.html](http://www.ffw.com.cn/1/84/248/93789_9.html)。吸引品牌住宅开发企业入驻也有类似的效应。例如,《龙湖地产首次入驻绍兴引起全城房价暴涨》<http://news.sx.soufun.com/2012-10-11/8734012.htm>。笔者在访谈中获知,三四线城市的政府官员常常前去全国优质房地产企业考察和商谈投资条件。

⑪本文中的外部性产出弹性 $\varepsilon$ 与城市经济学中的集聚经济效应的涵义接近,根据已有文献,该效应一般为2%~6%(Davis et al., 2014),而文献估计的我国土地的产出弹性 $\delta$ 远大于该数值,如叶剑平等(2011)估计了我国21年间的土地产出弹性约为40%。因此可以认为 $\delta > \varepsilon$ 的关系成立。

⑫Cai等(2013)基于拍卖理论,得出市场形势趋冷时,挂牌更有利于土地成交。

⑬即外生决定的地理禀赋,如温度、海拔、海岸线等。

⑭中心城市包括北京、哈尔滨、天津、沈阳、大连、南京、广州、成都、上海、西安、太原、长春、武汉、重庆共14个。

⑮控制变量 $X$ 见表1。在实证中亦考虑了经济发展水平(人均GDP)和房地产市场形势(新建商品房均价)的影响,但两者对挂牌比例均无显著影响,结合已有文献,很可能是地理变量吸收了经济变量的效应,因此上述变量结果并未包含在文中。

⑯限于篇幅,该结果未做汇报。

⑰采用到大港口距离及其二、三次项作为解释变量进行上述稳健性检验,并不改变(3)列的基本结果,限于篇幅,以上结果在表中汇报。

⑱当然,无法保证土地拍卖方式中不存在政府干预,因此后文所估计的价格扭曲可认为是一个保守估计。

⑲为与城市层面的研究一致,去除工业及其他用途的地块。

②Deng等(2011)基于中国8个大城市微观数据发现,在控制住其他因素后,采用挂牌出让的楼面地价显著低于拍卖29%,但并未处理样本选择偏误。Cai等(2013)利用中国15个大城市土地微观数据,处理选择偏误问题后,发现挂牌楼面地价低于拍卖成交价70%。

③Probit结果与表3(2)列的选择方程回归结果类似,限于篇幅不做汇报。

④资料来源: <http://www.gov.cn/gongbo>。

⑤资料来源: <http://fdc.fang.com/report/9027.htm>。

⑥考虑到地方政府可能通过降低土地出让起始价以吸引目标企业,在(10)式的控制变量中去掉了出让起始价。

⑦样本中并非所有拿地企业都是以房地产开发为主营业务,因此,上述指标中,“企业商品房销售收入”更能体现房地产开发经营能力。

⑧东部地区包括北京、天津、上海、河北、江苏、浙江、山东、福建、广东、海南、辽宁、吉林和黑龙江;中部地区包括山西、河南、湖北、湖南、安徽、江西、广西和内蒙古;西部地区包括宁夏、西藏、新疆、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃和青海。

⑨已有研究表明,房价与地价存在密切联系,而根据本部分的结果,挂牌导致地价低估,因此地方政府的土地出让策略可能与房价相关,如不控制房价可能导致估计结果有偏。类似地,Cai等(2013)指出挂牌与政府腐败有关,如不控制腐败因素,可能存在遗漏变量问题。

⑩因变量采用总量值而非人均值,是因为政府干预土地出让以吸引外部性企业可能对当地人口产生推动效应。

#### 参考文献

(1)曹正汉、史晋川、宋华盛:《为增长而控制——中国的地区竞争与地方政府对土地的控制行为》,《学术研究》,2011年第8期。

(2)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。

(3)郭坚翔:《我国城市土地市场监控研究与实证分析》,浙江大学硕士学位论文,2004年。

(4)况伟大、李涛:《土地出让方式、地价与房价》,《金融研究》,2012年第8期。

(5)雷潇雨、龚六堂:《基于土地出让的工业化与城镇化》,《管理世界》,2014年第9期。

(6)陆铭、向宽虎:《地理与服务业——内需是否会使城市体系分散化?》,《经济学(季刊)》,2012年第3期。

(7)孟星:《城市土地的政府管制研究》,《复旦学报(社会科学版)》,2006年第3期。

(8)孙超:《政府行为对土地市场外部性的影响与矫正》,《中州学刊》,2013年第3期。

(9)孙秀林、周飞舟:《土地财政与分税制:一个实证解释》,《中国社会科学》,2013年第4期。

(10)陶坤玉、张敏、李力行:《市场化改革与违法:来自中国土地违法案件的证据》,《南开经济研究》,2010年第2期。

(11)陶然、陆曦、苏福兵、汪晖:《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——对改革30年高速增长的政治经济学再考察和来自“土地财政”视角的证据》,《经济研究》,2009年第6期。

(12)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年第10期。

(13)王媛:《我国地方政府经营城市的战略转变——基于地级市面板数据的经验证据》,《经济学家》,2013年第11期。

(14)王媛、贾生华:《不确定性、实物期权与政府土地供应决策:来自杭州的证据》,《世界经济》,2012年第3期。

(15)许政、陈钊、陆铭:《中国城市体系的“中心—外围”模式》,《世界经济》,2010年第7期。

(16)杨其静、卓品、杨继东:《工业用地出让与引资质量底线竞争》,《管理世界》,2014年第9期。

(17)叶剑平、马长发、张庆红:《土地要素对中国经济增长贡献分析——基于空间面板模型》,《财贸经济》,2011年第4期。

(18)张军、周黎安:《为增长而竞争——中国增长的政治经济学》,格致出版社、上海人民出版社,2008年。

(19)张莉、高元骅、徐现祥:《政企合谋下的土地出让》,《管理世界》,2013年第12期。

(20)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年第4期。

(21)郑思齐、孙伟增、吴璟、武贻:《以地生财,以财养地——中国特色城市建设投融资模式研究》,《经济研究》,2014年第8期。

(22)周黎安:《转型中的地方政府:官员激励与治理》,格致出版社,2008年。

(23)周黎安、陶靖:《政府规模、市场化与地区腐败问题研究》,《经济研究》,2009年第1期。

(24)左翔、殷醒民:《土地一级市场垄断与地方公共品供给》,《经济学(季刊)》,2013年第2期。

(25)Black, D. and J. V. Henderson, 2003, “Urban Evolution in the USA”, *Journal of Economic Geography*, Vol. 3, No. 4, pp. 343~372.

(26)Cai, H., J. V. Henderson and Q. Zhang, 2013, “China’s Land Market Auctions: Evidence of Corruption?”, *The RAND Journal of Economics*, Vol. 44, No. 3, pp. 488~521.

(27)Davis, M. A., J. D. Fisher and T. M. Whited, 2014, “Macroeconomic Implications of Agglomeration”, *Econometrica*, Vol. 82, No. 2, pp. 731~764.

(28)Deng, Y., R. Morck, J. Wu and B. Yeung, 2011, “Monetary and Fiscal Stimuli, Ownership Structure and China’s Housing Market”, NBER Working Paper, No. W16871.

(29)Dobkinsa, L. H. and Y. M. Ioannides, 2001, “Spatial Interactions among US Cities: 1900~1990”, *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 31, No. 6, pp. 701~731.

(30)Fujita, M. and T. Mori, 1996, “The Role of Ports in the Making of Major Cities: Self-agglomeration and Hub-Effect”, *Journal of Development Economics*, Vol. 49, No. 1, pp. 93~120.

(31)Gallup, J. L., J. D. Sachs and A. D. Mellinger, 1999, “Geography and Economic Development”, *International Regional Science Review*, Vol. 22, No. 2, pp. 179~232.

(32)Gyourko, J. and R. Molloy, 2014, “Regulation and Housing Supply”, NBER Working Paper Series, w20536.

(33)Hausman, J. A. and W. E. Taylor, 1981, “Panel Data and Unobservable Individual Effects”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Vol. 49, No. 6, pp. 1377~1398.

(34)Henderson, J. V. and R. Becker, 2000, “Political Economy of City Sizes and Formation”, *Journal of Urban Economics*, Vol. 48, No. 3, pp. 453~484.

(35)Ihlanfeldt, K. R., 2007, “The Effect of Land Use Regulation on Housing and Land Prices”, *Journal of Urban Economics*, Vol. 61, No. 3, pp. 420~435.

(36)Kok, N., P. Monkkonen and J. M. Quigley, 2014, “Land Use Regulations and the Value of Land and Housing: An Intra-metropolitan Analysis”, *Journal of Urban Economics*, Vol. 81, pp. 136~148.

(37)Lichtenberg, E. and C. Ding, 2009, “Local Officials as Land Developers: Urban Spatial Expansion in China”, *Journal of Urban Economics*, Vol. 66, No. 1, pp. 57~64.

(38)Sachs, J. D., 2003, “Institutions Don’t Rule: Direct Effects of Geography on Per Capita Income”, National Bureau of Economic Research Working Paper, 9490.