

地方政府“两手”供地策略促进 产业结构升级了吗

——基于 105 个城市面板数据的实证分析

赵 祥 曹佳斌

内容提要:本文基于 105 市 2009—2013 年面板数据的实证分析发现,商业/住宅地价与工业地价的差距越大,城市工业产出的增长速度越快。其原因在于,我国地方政府在以土地为政策工具推动本地发展的过程中普遍采取“两手”供地策略,即一方面通过压低工业地价尽可能多地吸引工业企业入驻当地,实现经济增长目标;另一方面,工业部门的扩张带来城市商业活动及人口规模的增加,对商住用地的需求随之上升,此时,政府抬高商住用地价格以实现土地财政收入最大化。本文还发现,两手供地策略对城市工业部门的正向效应在高行政级别城市中更为明显;这种策略的存在可能导致基于市场力量驱动的城市产业结构升级过程受阻。

关 键 词:地方政府 供地策略 产业结构 土地价格

作者简介:赵 祥,中共广东省委党校管理学部教授,510053;

曹佳斌,广东省社会科学院宏观经济研究所助理研究员,510635。

中图分类号:F062.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1002—8102(2017)07—0064—14

一、引言与文献评述

近年来,随着我国城市房地产价格的快速上涨,房价和地价对城市产业结构的影响日益显现,引起了不少理论关注,并形成了两条主要的研究线索。其一,有的文献着重分析了房价上涨与我国产业结构变动的关系,认为房价上升不利于本地区工业部门的发展。范剑勇、邵挺(2011)基于 Helpman(1998)、Hanson(2005)模型的实证分析发现,大城市房价上升到一定水平后必然会推动一部分制造业和劳动力向中小城市转移,导致本地区制造业的分散化布局,进而导致我国城市体系呈扁平化发展趋势。高波等(2012)的研究通过将房价引入新经济地理学基本模型中,发现区域房价差异不仅会导致劳动力流动,推动产业的空间转移,而且还会推动城市经济体的部门升级。黄少安等(2012)在研究地方土地财政与企业税收之间“租税替代”的过程中,发现房价上升导致我国工业企业的利润率下降,隐含地判断房价上升会抑制城市工业部门的发展。范言慧等(2013)认为,房价上升会引起本币升值和物价上涨,从而会对制造业出口产生负面影响。王文春、荣昭(2014)的研究发现房价上涨对工业企业创新具有抑制性影响,不利于我国工业部门升级和长期经济增长。高玲玲(2015)利用 1999—2012 年省级面板数据的实证研究发现,房价上涨对于我国工

业部门产生了挤出效应,在一定程度上会引发工业衰退。其二,另一些文献着重探讨了城市地价上升与产业结构变动之间的关系,认为地价上涨对本地区以制造业为主的竞争性部门发展不利。中国经济增长前沿课题组(2011)的实证分析发现,地价上升过快导致各地工业增加值占GDP的份额下降,地价上升引发我国省级地区产业结构的“去工业化”趋势。王珺等(2013)认为城市所具有的外部性往往更有利于新兴产业和服务业部门的发展,并通过地价上升对传统工业部门形成挤出效应,从而推动城市产业结构从以第二产业为主向以第三产业为主转变。杨亚平、周泳宏(2013)的研究发现,土地成本的快速攀升拉大了区域间和行业间的成本差距,推动了区域间产业转移和区域内结构升级。

概括地看,上述文献的一个基本共识就是房价或地价上涨不利于城市工业部门的发展。但现有文献在讨论这种不利影响的作用机制时存在两点不足:其一,现有文献未能将城市商住房价(地价)与工业房价(地价)区分开来,而隐含地认为商住房价(地价)上涨必然会导致工业房价(地价)同步上升。但在实践中,我国各地政府为了在获取高地价所带来的财政收入增加的同时,强化本地区对工业部门的吸引力,往往采取高价出让城市中心区商住用地,并压低城市边缘地区工业地价的“两手”策略,导致城市商住房价(地价)与工业房价(地价)的变化并不同步,二者之间往往存在巨大的差距,通常商住房价(地价)越高的地区,政府压低工业地价的潜力越大,两种房价(地价)之间的差距越大。事实上,已经有文献注意到这种供地的“两手”策略(周飞舟,2006;王贤彬,2014;谭锐、赵祥,2015),但这种“两手”供地策略对城市产业结构的影响还未得到很好的分析。其二,现有文献在解释城市产业结构变动时隐含了另一个重要假设,即城市的边界相对稳定。正因为城市边界不能发生改变,房价(地价)上升才会一方面迫使制造业资本和劳动力外迁,城市制造业份额下降,服务业比重上升;另一方面促使留在城市的产业部门进行技术革新,提高生产效率,从而引发城市产业的整体升级。但是我国城市边界的确定不仅取决于城市外部性与拥挤成本之间的权衡,而且在很大程度上受到政府行政力量的影响。在很多情况下,政府可以通过行政干预将城市周边的乡村地区划入城市地域来扩大城市边界,从而为低价出让更多的工业用地提供可能,这使得房价(地价)上升的压力在城市内部得以释放。

综上,一个显而易见的推断就是在我国各地方政府普遍采取“两手”供地策略,并保持对城市边界强大行政干预能力的条件下,房价(地价)上涨可能更多地推动了制造业在城市内部就地扩散,即向城市边缘地带扩散,而不是从城市撤出。我们并不能简单地得出房价(地价)上升会抑制城市工业部门发展的结论。那么,我国地方政府“两手”供地策略的内容和行为机制是什么?它对我国城市产业结构的变动有什么样的影响?对这两个问题的回答将构成本文的主要贡献。

二、地方政府供地策略与城市产业结构

经济和人口的集中使得城市环境具有外部经济性,外部经济扮演了吸引资源流入城市的力量,其来源有三(Duranton 和 Puga,2004):一是共享(sharing)。城市集中而有规模的市场使得厂商可以根据购买者的需求提供高度专业化的商品与服务,同时也可以在更大范围内以更低的成本获取各类中间投入品,从而获取规模经济收益。二是匹配(matching)。城市集中的生产要素和产品市场可以降低供需双方的搜寻成本,提高市场匹配效率。三是学习(learning)。城市共享的知识基础设施、频繁的人际交流以及多样化的知识环境,提高了知识创造、扩散和使用的效率,有助于提高厂商的创新水平和劳动力的人力资本水平。在带来外部效应的同时,经济和人口的集中也

会给城市带来拥挤成本(congestion cost)。拥挤成本是一种推动资源向外扩散的力量。一方面,经济活动的高度集中导致对城市土地、房屋与通勤等非贸易品的需求急剧上升,从而引发以土地、房屋为主的非贸易品价格上涨,导致厂商的生产成本和劳动力生活成本上升;另一方面,产品的集中供给导致企业争夺市场份额的竞争加剧,企业的营利水平下降,并引发交通拥挤和环境污染等问题。在城市边界既定的条件下,上涨的拥挤成本会迫使一部分资本和劳动力迁出城市,那些低附加值制造业部门和低素质人力资本就会率先向中小城市转移。这种要素资源的双向流动势必会影响到城市产业结构的变化,服务业和高附加值制造业部门的实际产出可能会上升,低附加值制造业的实际产出会下降。

但是,在我国当前的体制背景下,城市的边界并不稳定,地方政府可以轻易地通过行政规划调整城市空间范围,从而在城市中心区地价上涨的同时压低城市边缘地区工业用地价格,而我国农村土地集体所有制和征地制度安排也为这种调整提供了制度空间。我国城市空间的扩大不会像其他工业化国家那样受到私人土地产权强有力约束,地方政府的发展意志对城市空间扩张的影响较大。据统计,2000—2011年,我国东部沿海14个副省级及省会城市平均建成区面积由214平方公里增加到532平方公里,年均增长了9%;而平均总人口从363万人增加为496万人,年均增长率仅为3%,城市土地面积的扩张明显快于人口规模的增长。^①在这种情况下,地价上涨的压力就可以通过城市边界对外扩张在内部得以释放,地价上涨主要影响了产业在城市内部的区位分布模式。那些运输成本大、附加值高的服务和制造业部门,其成本对地价不敏感,往往分布在城市中心;而那些运输成本低、附加值低的制造业部门通常分布在地价相对较低的城市边缘。这种城市内部产业空间分布模式的变动并不一定涉及大量制造业从城市撤出并向异地转移,地价上涨因而也未必转化为城市产业结构升级的动力。那么,我国地方政府“两手”供地策略的形成机理是什么?它对城市发展影响的微观机制究竟如何呢?

自1994年以来,我国全面推广以分税制为核心的财政分权改革,将税种划分中央税、地方税和中央地方共享税三种,并实行税收返还和转移支付制度。分税制的实施使得中央政府占财政收入的比重日渐上升,地方政府财政收入所占比重迅速下降。在财政收入权上移的同时,地方政府的财政支出责任并未相应减少,反而承担了越来越多的基础设施建设和公共服务供给责任,地方财政支出的压力迅速增大。为了应对不断上涨的财政支出压力,地方政府不得不依赖“土地财政”来充实现本地财力。所谓“土地财政”包括土地使用权出让收入、房地产相关行业税费和土地抵押融资三部分,这三部分收入均与房地产价格高度相关,房地产价格越高,越有利于地方政府增加“土地财政”收入。因此,为了扩大“土地财政”规模,地方政府有较强动力加强土地开发,提高地价水平。但是,地方政府的供地策略还要受到政绩目标的限制,特别是地方政府官员对薪酬、在职消费、寻租收益、政治支持和晋升机会等效用目标的追求,导致各地努力扩大本地投资与经济产出规模(赵祥,2006,2009)。在“土地财政”之外,地方政府还追求本地经济产出(GDP)的最大化,而保持工业产出的增长,并通过工业拉动服务业发展是实现这一政绩目标的必要条件,为此,各地展开了激烈的招商引资竞争。地方政府进行招商引资竞争的手段通常有三种:一是加强基础设施投资,改善本地基础设施条件;二是压低以地价为主的生产要素价格;三是提供各种税费优惠政策。

^① 以上数据系根据《中国城市统计年鉴》有关各年的统计数据计算的结果。另外,根据国家发改委城市和小城镇改革发展中心课题组2013年的一项调查,在12个省区的156个地级市和161个县级市中,90%以上的地级市正在规划建设新城新区,12个省会城市一共规划建设55个新城新区,有一个省会城市甚至要新建13个新城区,地方政府对城市空间的调整力度可见一斑。

由于税费优惠措施具有较强的战略特性,一个地区的优惠政策很容易被其他地区所模仿。因此,税费优惠的效应很容易被抵消,并不能真正使一个地区在引资竞争中保持优势,因此扩大基础设施投资和控制地价成为各地引资竞争的主要手段。改善基础设施条件需要大量的投资,在当前的财政体制下,这主要依赖于“土地财政”的扩大,^①而土地财政的扩大势必要有地价、房价的上升作为支撑。但是,城市地价和房价的上涨会增加工业企业的生产成本和劳动力的生活成本,从而使本地区在引资竞争中处于不利的地位。制造业部门的撤出或萎缩一方面会对本地服务业发展不利,降低地方经济增长水平,对地方政绩目标形成冲击,使得城市地价和房价缺乏经济支撑;另一方面还会直接导致来自工业部门的税收收入下降。虽然工业部门的税收不像土地出让金那样可以在短期内大量增加地方财政收入,但却是一项稳定的收入来源,工业部门的税收流失同样是地方政府难以容忍的。

因此,为了在扩大土地财政收入的同时,确保地方经济增长目标的实现,地方政府便有较强的激励对不同区位、不同用途的土地采用不同的供给策略。在城市中心区,由于区位、公共服务配套和人口密度等方面的原因,居住和商用土地的供给十分有限,而市场需求非常强劲,形成了近乎卖方垄断的市场结构,地方政府就比较容易利用自己对土地一级市场的垄断地位抬高土地出让价格,而房地产开发商也可以轻易地通过垄断厂商惯用的加成定价方法将土地成本转嫁给购房者。再加上由于目前我国还没有征收房产税,城市土地及其附着物并不能在长期内为地方政府带来税收收入,这进一步强化了地方政府扩大在城市中心区一次性“卖地”收入的动机。因此,地方政府在城市中心区的土地经营策略就是尽可能地推高居住和商业用地价格,扩大商住用地出让收入。相反,在城市边缘区,由于在区位、公共服务配套和人口密度等方面的劣势,居住和商用物业的市场需求相对较弱,市场竞争较为激烈,价格相对较低,房地产商难以通过垄断定价向购房者转嫁土地成本,政府推高地价的努力会受到很大的市场约束。同时,由于工业资本的地方根植性(local embeddedness)相对较弱,区际流动性较高,各地政府需要在地区间招商引资竞争中胜出才能实现其政绩目标。因此,地方政府在城市边缘地区的土地经营策略是通过控制地价上涨速度,有时甚至是压低地价来吸引工业投资,以减轻城市中心区地价和房价上涨对工业部门产生的挤出效应。而商住用地出让收入的提高为地方政府控制工业地价提供了可能,一个地区的商住地价越高,土地出让收入规模越大,地方政府压低工业地价的潜在空间就越大。

最后,我国现行的国有土地使用权出让、农村集体土地产权和农地征收与补偿等一系列与土地相关的制度安排,为地方政府上述土地供给“两手”策略提供了制度基础,我国地方政府可以出于工业发展和城镇建设的目的征收农村土地。根据相关法律规定,我国农村土地归农民集体所有,但是法律并未明确界定集体的含义,以及集体与农民之间的关系。^② 在集体产权主体虚设、没有人格化的所有者主体的情况下,农民不能真正成为农村土地财产的主体,农村土地的权益边界不清晰,这就为各地方政府大规模征收农村土地提供了制度基础。我国1982年《宪法》规定,“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”。1988年《宪法修正案》将该条款修改为“任何组织或者个人不得侵占、买卖或者以其他形式非法转让土地。土地的使用权可

^① 在此,我们假定地方政府可支配的除了“土地财政”以外的财力只能维持政府的基本运转和机关、事业单位的基本支出,而无力进行基础设施投资与建设。我们的这一假设也得到了研究文献的支持(汤玉刚、陈强,2012;李鹏,2013;左翔、殷醒民,2013,2014)。

^② 对此,《宪法》笼统地界定为农民集体所有,《民法通则》界定为乡(镇)、村两级所有,《土地管理法》界定为乡(镇)、村或村内农业集体经济组织所有,《物权法》则界定为村民集体所有、村内两个以上农民集体所有和乡镇农民集体所有。

以依照法律的规定转让”。1998年《土地管理法》将土地农用交易权上升到法律的高度加以保护，同时为农地非农化交易设置了例外，即“农民集体所有的土地的使用权不得出让、转让或者出租用于非农业建设；但是，符合土地利用总体规划并依法取得建设用地的企业，因破产、兼并等情形致使土地使用权依法发生转移的除外”。2004年《宪法》修正案规定，国家出于公共利益需要可依照法律对土地实行征收、征用并给予补偿。2007年《物权法》规定，“土地承包经营权人依照农村土地承包法的规定，有权将土地承包经营权采取转包、互换、转让等方式流转。流转的期限不得超过承包期的剩余期限。未经依法批准，不得将承包地用于非农建设”。从上述有关法律规定可以看出，当农村土地不改变农业用途时，农民拥有土地交易权，而当土地转为非农用途时，农村集体土地必须首先通过征收变为国有土地后方能进入土地市场。这意味着，政府事实上垄断了非农建设用地供给的一级市场。由于对土地市场的垄断，政府在土地征收过程中具有单方面制订补偿标准的权力，无论是农村土地的所有者（村集体）、还是使用者（农户），在土地征收补偿谈判中都处于相对弱势地位。为了尽可能扩大土地财政收益和满足招商引资需要，地方政府倾向于执行较低的土地征收补偿标准。农村土地的集体所有制为地方政府进行城市和工业开发而征收土地开了方便之门，集体所有在某种程度上意味着我国土地征收的可能性基本上取决于政府的意志，而来自原土地所有者的约束较弱。政府作为唯一的土地使用权征收与供给方，一方面可以在土地征收过程确定补偿价格，这在很大程度上削弱了被征地方的议价能力，控制土地征收成本；另一方面可以根据政策目标利用自身的垄断地位抬高或压低土地出让价格，在获得巨大财政利益的同时，降低工业部门的用地成本。政府对土地一级市场的垄断也节约了私人企业获取土地的交易成本，企业不需要与众多的产权主体进行谈判交易，只需要通过“协议出让”或“招拍挂”程序就可以从政府手中直接购得土地的使用权，而土地出让价款由于包含了这种交易成本节约也容易为企业所接受。正是由于上述土地制度安排，地方政府可以轻易地调整城市边界，以更好地“经营城市”和“经营土地”，通过高价出让城市中心区居住和商业用地，低价出让城市边缘地区工业用地的“两手”策略，在获取高地价所带来的财政收入增加的同时，强化本地区对工业部门的吸引力。地方政府的这种供地策略使地价上涨的压力被城市空间蔓延所抵消，低端工业部门和要素外迁的压力可能不足。这一方面可能导致以房地产业为代表的服务业和工业部门在城市产业结构中占有较大份额，城市产业结构升级的路径受阻；另一方面使大城市与中小城市之间不能实现有效的产业分工，降低了城市体系的总体效率。

在以上分析的基础上，我们可以看出，商住地价上涨为地方政府采用“两手”供地策略创造了条件，而这种“两手”策略对城市工业部门的发展具有重要影响：其一，地方政府通过高价出让城市中心商住用地扩大土地财政收入，土地财政收入规模的扩大有助于政府加强对地方基础设施的投资，而基础设施条件的改善会对城市工业部门产生积极的影响；其二，地方政府通过压低城市边缘地带的工业用地价格来招商引资，这一方面改变了城市内部的产业空间分布模式，延缓了工业部门从本地撤出的进程，同时也有助于新的工业资本进入。鉴于此，与现有文献不同，我们推断我国地方政府土地供给的“两手”策略有助于城市工业部门的发展，可能延缓了城市产业结构的转型升级过程。

三、实证分析

（一）模型设计、估计方法与数据

为了模拟地方政府土地供应的“两手”策略，我们设计了自变量 $C Ir(H Ir)$ ，即用商业地价

(住宅地价)除以工业地价得到的比率。如果存在压低工业地价同时抬高商住地价的“两手”策略,那么 CIr 和 HIr 就会上升;而如果这种供地策略对于城市的工业部门发展有利,那么这两个指标在计量模型中对城市工业部门发展的影响就应该是正的。在这里,我们以城市所拥有的工业增加值的增长率($ggyzj$)作为衡量城市工业发展水平的指标。考虑到城市工业发展过程可能具有很强的路径依赖特征,即当期的工业发展水平受前期工业发展水平的影响较大,为控制这个效应,我们把城市工业增加值增长率的一阶滞后值作为自变量纳入计量模型,考虑到地价比率对工业发展的滞后效应。我们的基本计量模型如式(1)所示,其中 i 代表城市, t 代表时间, u_i 是不随时间变动的个体效应, ϵ_{it} 是扰动项,假定它们具有独立同分布(independent and identically distributed, i.i.d)的性质, Z 是控制变量。

$$ggyzj_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot CIr_{it} [HIr_{it}] + \beta_2 \cdot ggyzj_{i,t-1} + Z'_{it}\gamma + u_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

一个城市吸引工业企业进驻的因素是多方面的,除了土地要素价格之外,其他如工资水平、劳动力市场(包括人力资本市场)、政府投入、基础设施条件、对外开放程度、当前产业结构状况等也非常重要。因此,我们还在式(1)中加入了以下控制变量:劳动力价格($wage$),用全市在岗职工平均工资衡量,工资水平越高对工业企业的发展越不利,我们预期该变量的回归结果显著为负;人力资本水平($cols$),用普通高校学生占总人口的比重来表示,人力资本水平反映了一个地区劳动力的质量,劳动力的质量越高对工业部门的发展越有利,我们预期该变量呈显著正效应;政府财政支出($czzc$),用财政支出占 GDP 的比重衡量,政府财政支出的扩大通常有助于改进地方公共服务供给水平,对城市工业部门的发展也会产生正向促进效应;基础设施水平($road$),用年末人均实有城市道路面积来表示,基础设施条件的改善降低了运输费用,提高了通勤效率,对城市工业部门的发展也具有正向促进作用;市场规模(pop),用年末总人口表示,人口规模越大意味着本地市场规模也越大,也有利于工业部门的发展;对外开放度(fdi),用实际利用外国直接投资水平来表示,长期以来 FDI 进入中国以工业投资为主,FDI 的进入不仅直接导致工业投资规模的增长,而且还会产生技术和管理上的外溢效应,促进本地工业部门的发展,因此,我们预期该变量具有显著正效应;土地开发程度(uas),用城市建成区面积占行政区面积的比重来衡量,城市土地开发程度越高,则用于吸纳更多工业企业的可用土地就越有限,从而对城市工业部门的扩张不利;产业结构($ind2$),用第二产业占 GDP 的比重来衡量,第二产业比重反映了一个城市的工业集聚程度,根据新经济地理理论,工业的集聚会形成收益递增效应,工业比重越高的地方越有利于更多工业资本进入,因此,我们预期该变量的回归结果显著为正。

在变量数据来源方面,用于计算 CIr 和 HIr 的地价数据来自历年《中国国土资源统计年鉴》,其余变量数据全部来自历年《中国城市统计年鉴》。各变量的基本信息如表 1 所示。

表 2、图 1 对全国 105 个城市 2009—2013 年商业、住宅和工业用地价格进行了统计描述,从中可以看出,工业用地价格与商业、住宅用地价格之间存在着明显的差距,2009—2013 年全国 105 个城市商业用地价格均值为 4719.9 元/平方米,住宅用地价格均值为 3258.4 元/平方米,二者与工业用地价格的比值分别为 9.05 和 6.25。并且,随着时间的推移,这种地价差距在逐步扩大。2009 年全国 105 个城市商业与工业用地价格比值(CIr)为 8.12,住宅与工业用地价格的比值(HIr)为 5.68,到 2013 年分别上升为 9.81 和 6.82。这表明各地方政府在进行土地供应时确实存在前文所述的“两手”策略。

表 1

变量的基本信息

变量名	定义	来源	结果预期
$ggyzj$	工业增加值增长率	《中国城市统计年鉴》	
CIr	商业与工业地价比率	《中国国土资源统计年鉴》	显著为正
HIr	住宅与工业地价比率	《中国国土资源统计年鉴》	显著为正
$wage$	全市在岗职工平均工资	《中国城市统计年鉴》	显著为负
$ind2$	第二产业占比	《中国城市统计年鉴》	显著为正
fdi	对外直接投资额	《中国城市统计年鉴》	显著为正
$road$	年末实有城市道路面积	《中国城市统计年鉴》	显著为正
pop	年末总人口	《中国城市统计年鉴》	显著为正
uas	建成区面积占比	《中国城市统计年鉴》	显著为负
$czzc$	财政支出占 GDP 比重	《中国城市统计年鉴》	显著为正
$colls$	高校学生占比	《中国城市统计年鉴》	显著为正

注:变量 $wage$ 、 $colls$ 、 $road$ 、 pop 、 fdi 、 $czzc$ 和 uas 在计算时均取对数值。

表 2 全国 105 个城市 2009—2013 年商业、住宅和工业用地价格描述 单位:元/平方米

	城市数量 (个)	2009	2010	2011	2012	2013	2009—2013 均值
商业用地价格	105	3912.8	4427.5	4740.1	5029.4	5489.8	4719.9
住宅用地价格	105	2734.3	3112.6	3201.1	3429.7	3814.2	3258.4
工业用地价格	105	481.6	504.3	523.7	539.0	559.6	521.6
商业与工业用地价格比值	105	8.12	8.78	9.05	9.33	9.81	9.05
住宅与工业用地价格比值	105	5.68	6.17	6.11	6.36	6.82	6.25

注:作者整理计算而得。

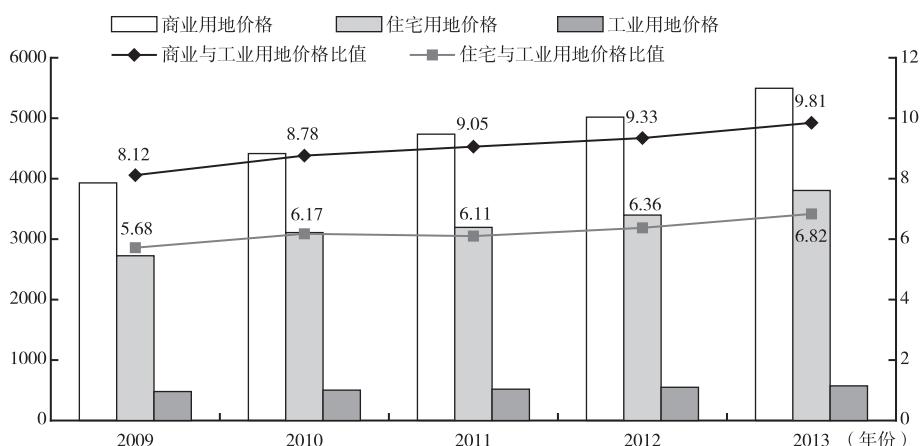


图 1 全国 105 个城市 2009—2013 年商业、住宅和工业用地价格变动趋势

本文设定的实证分析模型是动态面板数据,对于动态面板数据一般有差分 GMM 和系统 GMM 这两种估计方法,通常来说系统 GMM 估计比差分 GMM 估计更有效,因为可利用的样本信息更多。为得到一致的估计量,本文采用了 Arellano 和 Bover(1995)和 Blundell 和 Bond(1998)提出的系统广义矩估计法(SYS-GMM),该方法可以较好地解决工具变量的选择问题,进而提高估计的效率。本研究使用的数据为 105 个城市、时间跨度为 5 年(2009—2013 年)的面板数据,^①数据类型为“大 N 小 T”,因此也适用于该模型。

(二)计量检验结果

在前文理论分析和数据描述的基础上,下面将实证检验地方政府土地供应的“两手”策略对城市工业部门发展的影响,表 3 报告了计量分析结果。其中,第 1 列和第 2 列报告的是商业与工业地价比率(CIr)对工业增加值增长率($ggyzj$)的回归结果,第 3 和第 4 列报告的是住宅与工业地价比率(CIr)对工业增加值增长率($ggyzj$)的回归结果,第 2 列和第 4 列使用的是稳健性标准差的估计结果。对于 CIr 进行扰动项的自相关性检验,发现扰动项的差分存在一阶自相关,但不存在二阶自相关,P 值为 0.279,故接受原假设“扰动项无自相关”,可以使用系统 GMM 方法。过度识别检验的结果显示,无法拒绝“所有工具变量均有效”的原假设,因为 P 值 = 0.174 > 0.05。同理,对于 HIr 进行扰动项的自相关性检验,发现扰动项的差分存在一阶自相关,但不存在二阶自相关,故接受原假设“扰动项无自相关”,P 值为 0.264,可以使用系统 GMM 方法。过度识别检验的结果显示,无法拒绝“所有工具变量均有效”的原假设,因为 P 值 = 0.176 > 0.05。以上检验表明,实证分析的结果可靠且有效。

表 3 计量检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$L_{\cdot} \ln ggyzj$	-0.017 (0.078)	-0.017 (0.129)	-0.014 (0.078)	-0.014 (0.128)
$ind2$	0.510*** (0.075)	0.510*** (0.136)	0.511*** (0.075)	0.511*** (0.134)
$L_{\cdot} ind2$	-0.360*** (0.045)	-0.360*** (0.060)	-0.359*** (0.045)	-0.359*** (0.060)
$C Ir$	0.016** (0.008)	0.016* (0.008)		
$H Ir$			0.029* (0.016)	0.029* (0.016)
$\ln pop$	0.229 (0.463)	0.229 (0.751)	0.241 (0.468)	0.241 (0.763)
$\ln wage$	-1.250*** (0.398)	-1.250** (0.515)	-1.252*** (0.399)	-1.252** (0.518)
$\ln colls$	-0.159 (0.219)	-0.159 (0.391)	-0.159 (0.220)	-0.159 (0.393)
$\ln czzc$	0.142 (0.481)	0.142 (0.621)	0.140 (0.486)	0.140 (0.624)

^① 拉萨的部分关键变量信息不完整,在实证分析过程中,将该城市剔除。另外,考虑到实证分析结果的稳定性,我们将几个异常值剔除,比如杭州 2009 年和 2010 年的 $C Ir$ 和 $H Ir$ 值以及广州 2012 年和 2013 年的 $C Ir$,这些值都超过 40。

续表 3

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
lnfdi	0.0820** (0.130)	0.0820* (0.155)	0.0779* (0.130)	0.0779* (0.155)
lnroad	-0.481 (0.422)	-0.481 (0.674)	-0.500 (0.420)	-0.500 (0.663)
lnuas	0.344* (0.190)	0.344 (0.290)	0.335* (0.188)	0.335 (0.287)
_cons	9.441* (5.571)	9.441 (8.697)	9.280* (5.596)	9.280 (8.768)
N	366	366	366	366
Wald 检验	474.93	303.17	488.72	309.24
P 值	0.000	0.000	0.000	0.000

注: 符号 *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著; 括号内数字为标准误, _cons 表示截距项。下同。

根据表 3 第 1、2 列的结果, 商业与工业地价比率(CIr)对工业增加值增长率($ggyzj$)具有显著的正效应, 这符合我们的理论预期; 第 3、4 列的结果显示, 住宅与工业用地价格比值(HIr)对工业增加值增长率($ggyzj$)也具有显著的正效应, 这也符合我们的理论预期。这表明地方政府土地供给的“两手”策略有助于城市工业部门的扩张。在控制变量方面, 当期产业结构变量($ind2$)具有显著的正向效应, 但滞后一期的第二产业比重($ind2$)具有显著负效应, 这说明上一期工业比重较高的城市工业增长率相对较慢。劳动力价格变量($wage$)的回归结果显著为负, 表明工资水平上涨对城市工业部门的发展产生了非常不利的影响。对外开放度(fdi)的系数为正, 且通过了显著性检验, 说明 FDI 的进入促进了城市工业部门的扩张, 也符合我们的理论预期。土地开发程度(uas)变量在第 1、3 列中显著为正, 在第 2、4 列中系数虽然为正, 但未通过显著性检验, 与我们的理论预期不符。这可能是因为我国现有的城市建成区面积统计中包含了大量可用的存量建设用地, 因而城市建成区面积所占比重高并不表明可用建设用地面积就少。人力资本水平($cols$)的系数为负, 但不显著, 说明一个地区劳动力受教育程度并不直接与工业部门发展相关, 我国工业发展的优势主要体现在劳动力成本上, 而非劳动力质量上。政府财政支出($czzc$)的回归结果也不显著, 这说明地方政府扩大财政支出并不能直接影响工业部门的产出增长。类似地, 基础设施水平($road$)和市场规模(pop)的回归结果也不显著, 表明二者对城市工业部门不具有显著的促进作用。

为检验地方政府供地的“两手”策略是否存在区域效应, 我们把城市分为东部与非东部两类, 如果城市位于北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 11 个省(市), 就称其为东部城市, 否则称为非东部城市。虽然将样本细分为东中西三类更有助于了解其中的地区差异, 但是考虑到只有 105 个城市, 过度细分会造成子样本量变小, 同时对于计量模型来说, 分为两类要比分为三类更易处理。表 4 和 5 的第 2、3 列是分区域处理结果, 尽管地价比率的系数与预期相符, 但是没有通过显著性检验。换言之, 地方政府供地的“两手”策略似乎不存在区域性的差别。那么, 城市行政等级会不会产生影响呢? 地方政府供地的“两手”策略是否存在城市等级上的差别呢? 由于在我国行政级别高的城市不仅经济更发达, 地域面积更大, 而且还有更大的自主性, 因此, 我们推测这些差异有可能导致不同行政等级城市政府供地策略的实施效果存在差异。为了检

验城市行政等级的影响,我们把4个直辖市、26个省会城市以及5个非省会副省级城市(共计35个)归为高行政级别城市,其余为低行政级别城市。表4和5的第4、5列是对城市等级分类后的计算结果。我们发现,对于高级别城市,政府供地的“两手”策略的效果较为明显,而对于低级别城市,则未有很确凿的证据证明“两手”策略的存在。这可能是因为高级别城市的经济相对发达,商住地价水平较高,政府在土地供给上实施“两手”策略的潜力较大;而低级别城市的经济水平相对较低,商住地价水平也较低,导致政府实施供地“两手”策略的空间较小。

表4 分区域和分等级的城市回归结果

	(1) 东部	(2) 非东部	(3) 高等级	(4) 低等级	(5) 东部	(6) 非东部	(7) 高等级	(8) 低等级
<i>L. lnggyzj</i>	0.039 (0.049)	0.078 (0.124)	0.344*** (0.087)	0.029 (0.078)	0.041 (0.049)	0.084 (0.124)	0.334*** (0.087)	0.020 (0.079)
<i>ind2</i>	0.650*** (0.088)	0.353*** (0.092)	0.272*** (0.044)	0.437*** (0.067)	0.630*** (0.084)	0.345*** (0.092)	0.279*** (0.044)	0.445*** (0.068)
<i>L. ind2</i>	-0.545*** (0.064)	-0.293*** (0.050)	-0.350*** (0.037)	-0.321*** (0.046)	-0.532*** (0.066)	-0.287*** (0.049)	-0.351*** (0.037)	-0.326*** (0.045)
<i>C Ir</i>	-0.008 (0.036)	0.018** (0.008)	0.022*** (0.007)	0.002 (0.028)				
<i>H Ir</i>					0.003 (0.064)	0.039** (0.017)	0.049*** (0.013)	-0.009 (0.047)
<i>lnpop</i>	-0.074 (0.342)	1.350** (0.585)	-0.477 (0.571)	-0.657 (0.547)	-0.034 (0.307)	1.341** (0.579)	-0.287 (0.539)	-0.692 (0.536)
<i>lnwage</i>	-0.944** (0.454)	-1.042* (0.533)	-2.315*** (0.378)	-1.285*** (0.436)	-0.989** (0.441)	-1.057* (0.540)	-2.308*** (0.343)	-1.262*** (0.437)
<i>lncolls</i>	0.314** (0.152)	-0.345* (0.188)	4.181*** (1.117)	-0.156 (0.201)	0.305** (0.148)	-0.340* (0.190)	4.098*** (1.041)	-0.137 (0.201)
<i>lnczzc</i>	-0.423 (0.498)	-0.770 (0.619)	0.331 (0.587)	-0.253 (0.432)	-0.515 (0.463)	-0.873 (0.616)	0.215 (0.557)	-0.239 (0.434)
<i>lnfdi</i>	-0.002 (0.170)	-0.041 (0.122)	-0.033 (0.109)	0.238 (0.169)	-0.005 (0.168)	-0.049 (0.126)	-0.046 (0.102)	0.235 (0.171)
<i>lnroad</i>	-0.459 (0.307)	0.019 (0.390)	-0.114 (0.190)	-0.585 (0.410)	-0.485 (0.320)	0.006 (0.388)	-0.076 (0.206)	-0.581 (0.401)
<i>lnuas</i>	0.329 (0.243)	0.133 (0.146)	0.126 (0.133)	0.169 (0.257)	0.318 (0.211)	0.131 (0.145)	0.133 (0.125)	0.182 (0.248)
<i>_cons</i>	7.724 (7.779)	3.077 (6.614)	9.841 (6.057)	13.54** (6.277)	8.075 (7.592)	3.255 (6.673)	8.607 (6.019)	13.45** (6.122)
N	175	191	117	249	175	191	117	249
Wald 检验	328.52	467.27	1245.68	369.21	328.13	484.75	827.67	360.45
P 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

(三)稳健性检验

本文还选择了城市规模以上工业企业数量(*firm*)和城市工业总产值(*itv*)作为被解释变量,采用系统GMM估计方法重新对以上模型进行估计,估计结果在表5中显示,从中可以看出,核心解释变量的回归结果较为稳定,表明我们的计量分析具有较强的稳健性。

表5 采用规模以上企业数量和工业总产值作为被解释变量后的估计结果

被解释变量	规模以上企业数量(lnfirm)		工业总产值(lnitv)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L.</i> lnfirm	0.037 (0.045)	0.041 (0.044)		
<i>L.</i> lnitv			0.807*** (0.141)	0.810*** (0.143)
CIr	0.011** (0.006)		0.004* (0.002)	
HIr		0.026*** (0.010)		0.005 (0.006)
lnpop	0.476*** (0.157)	0.478*** (0.155)	0.360** (0.182)	0.373** (0.178)
lnwage	-0.222* (0.122)	-0.216* (0.121)	0.058 (0.198)	0.053 (0.200)
ind2	-0.042*** (0.007)	-0.044*** (0.007)	0.040*** (0.012)	0.039*** (0.012)
<i>L.</i> ind2			-0.052*** (0.018)	-0.051*** (0.018)
lncolls	0.122 (0.100)	0.101 (0.097)	-0.026 (0.032)	-0.027 (0.032)
lnczzc	-1.029*** (0.247)	-1.057*** (0.244)	-0.048 (0.154)	-0.041 (0.150)
lnfdi	0.073* (0.039)	0.075* (0.039)	0.004* (0.017)	0.003* (0.017)
lnroad	0.175* (0.098)	0.157 (0.096)	0.045 (0.046)	0.040 (0.046)
lnuas	0.150 (0.110)	0.137 (0.105)	0.002 (0.048)	-0.001 (0.050)
_cons	4.975*** (1.872)	4.897*** (1.847)	-0.675 (2.251)	-0.693 (2.249)
N	404	404	404	404
Wald 检验	90.50	103.08	2366.64	2424.92
P 值	0.000	0.000	0.000	0.000

根据回归结果(1)和(2),商业与工业地价比值(CIR)以及住宅与工业用地价格比值(HIR)的系数均显著为正,表明两者对城市规模以上工业企业数量增长具有正向效应。在控制变量方面,当期产业结构变量($ind2$)的系数显著为负,对城市规上工业企业数量呈显著负效应。劳动力价格变量($wage$)的回归结果依然显著为负,表明工资水平上涨不利于城市规模以上工业企业数量增加。市场规模(pop)的系数显著为正,对城市规模以上工业企业数量具有显著正效应。对外开放度(fdi)的系数为正,且通过了显著性检验,说明FDI的进入推动了城市规模以上工业企业数量的增加。政府财政支出($czzc$)的回归结果显著为负,而人力资本水平($colls$)和土地开发程度(uas)均未通过显著性检验。基础设施水平($road$)在结果(1)中显著为正,在结果(2)中则不显著。此外,根据回归结果(3)和(4),商业与工业地价比值(CIR)的系数显著为正,对城市规上工业总产值具有正向效应;而住宅与工业用地价格比值(HIR)的系数虽然为正,但不显著。在其他控制变量方面,回归结果的变化不大,最明显的变化是劳动力价格变量($wage$)的回归结果变得不显著了。

以上我们使用动态面板模型对105市在2009—2013年的地价比率与工业化的关系进行了探讨。我们从中找到了地方政府供地“两手”策略存在的证据。具体来说,在控制其他变量的情况下,商业地价(或住宅地价)与工业地价的差距越大,城市的工业增加值增长率越高。其中的机制在于:城市商住地价水平越高,当地政府就越有意愿和能力压低工业地价,以吸引工业企业入驻、促进工业产出增长;而伴随着工业产出增长,城市的经济集聚力增强,商业活动和居住需求上升,这反过来又为当地政府抬高商住地价创造了条件。因此,在数据上就会表现为,在地价比率扩大的同时,城市的工业产出并不会受到负面影响。我们还发现,地方政府“两手”供地策略的效果在高行政等级城市中更为明显,这可能是由于行政级别越高,城市的经济越发达,城市商住地价也越高,地方政府就更有条件压低工业地价。同时,高行政等级城市政府掌握的各种经济资源较为丰富,制定相关政策的自由度较大,这些优势都会配合低工业地价吸引更多企业到当地生产。按照前述机制,商住地价会被提升到一个更高的水平,使得地价比率与工业发展的正向关系在这些城市表现得更明显。

四、结论与政策含义

我国地方政府在以土地为政策工具推动本地发展的过程中普遍采取“两手”供地策略,即一方面抬高城市中心区商住地价,尽可能扩大土地财政收入规模;另一方面尽量压低工业地价以在工业引资竞争中胜出,实现经济增长目标,而土地财政收入规模的扩大为各地压低工业地价提供了条件和可能。本文的实证分析结果证实了这种“两手”供地策略对城市工业部门的影响,即城市商住地价上涨有利于地方政府压低工业地价,保持两种地价之间较大的差距,控制了工业部门土地成本的上升速度,对工业部门发展具有正向促进作用。本文的研究表明,地价上涨对城市产业结构变动的影响是较为复杂的。地价的变动,特别是工业用地价格的变化更容易受到政府行为的影响,而这种影响的方向和力度有时与市场力量并不一致,可能导致低端的制造业撤不出,基于市场驱动的城市产业结构转换升级进程受阻。

本文研究结论有较强的政策含义,地方政府以土地作为政策工具追求地方财政最大化和经济增长目标的行为有可能造成对城市产业结构的扭曲,阻碍了城市产业结构升级的进程,为此,有必要从以下几个方面推进地方政府治理体系改革。(1)推进各级地方政府由发展型政府向服务型政

府转变。随着向中高收入阶段迈进,我国应建立以提高人民群众真实福利水平为导向的地方政府绩效考评体系,促使各级政府从重视经济的增长转向重视人的生活质量提升,实现包容性增长,扭转地方政府基于财政利益和GDP目标而形成的“经营城市”和“经营土地”的冲动。(2)建立事权与财权相匹配的公共财政体制。进一步完善多级财政分权体制,省、市、县(区、市)各级政府应分别有税基稳定的税种作为其主要财政来源,并通过转移支付体系,确保地方政府的财力与支出责任处于均衡状态。(3)推进农村集体土地制度改革。进一步明确农民土地财产权,允许集体建设用地直接入市交易,推进城乡建设用地“同权、同价、同责”。同时,限制地方政府征地的权力范围,重新制订征地补偿标准,将土地使用权补偿标准与土地用途转变所产生的级差收益挂钩,削弱地方政府对土地经营者的经济激励。(4)推进和完善我国地方发展规划立法工作,以法治化手段强化地方发展规划的严肃性,严格限定地方发展规划更改的条件。成立由政府部门代表、专家和公众代表组成,并且专家和公众代表委员人数应占大多数的城市规划委员会,地方任何规划决策应由其进行审议决定,防止出现“一届政府、一个规划”的现象,杜绝地方政府以行政力量干预和调整城市边界的行为。

参考文献:

1. 范剑勇、邵挺:《房价水平、差异化产品区位分布与城市体系》,《经济研究》2011年第2期。
2. 范言慧、席丹、殷琳:《繁荣与衰落:中国房地产业扩张与“荷兰病”》,《世界经济》2013年第11期。
3. 高波、陈健、邹琳华:《区域房价差异、劳动力流动与产业升级》,《经济研究》2012年第1期。
4. 高玲玲:《中国房价上涨是否引发工业衰退》,《现代财经》2015年第9期。
5. 黄少安、陈斌开、刘姿彤:《“租税替代”、财政收入与政府的房地产政策》,《经济研究》2012年第8期。
6. 谭锐、赵祥:《高房价下的制造业转移:城市间还是城市内?》,《经济学报》2015年第6期。
7. 汤玉刚、陈强:《分权:土地财政与城市基础设施》,《经济社会体制比较》,2012年第6期。
8. 王珺、万陆、杨本建:《城市地价与产业结构的适应性调整》,《学术研究》2013年第10期。
9. 王文春、荣昭:《房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究》,《经济学(季刊)》2014年第13期。
10. 王贤彬:《土地出让与产业发展》,《经济管理》2014年第1期。
11. 杨亚平、周泳宏:《成本上升、产业转移与结构升级——基于全国大中城市的实证研究》,《中国工业经济》2013年第7期。
12. 赵祥:《地方政府竞争与FDI区位分布》,《经济学家》2009年第8期。
13. 赵祥:《建设和谐社会过程中地方政府代理行为偏差的分析》,《中国行政管理》2006年第5期。
14. 中国经济增长前沿课题组:《城市化、产业效率与经济增长》,《经济研究》2011年第11期。
15. 周飞舟:《分税制十年:制度及其影响》,《中国社会科学》2006年第6期。
16. 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。
17. 左翔、殷醒民:《“土地财政”模式与地方公共品供给》,《世界经济文汇》2014年第4期。
18. Arellano, M., & Bond, S., Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2, 1991, pp. 277—297.
19. Arellano, M., & Bover, O., Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error—Component Models, *Journal of Econometrics*, Vol. 68, 1995, pp. 29—51.
20. Blundell, R. W., & Bond, S. R., Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models, *Journal of Econometrics*, Vol. 87, 1998, pp. 115—143.
21. Duranton, G. & Puga, D., Microfoundations of urban agglomeration economies. In Henderson, J. V. and Thisse, J. F. (eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*. Vol. 4. Amsterdam: Elsevier, 2004, pp. 2063—2117.
22. Hanson, G., Market Potential, Increasing Returns and Geographic Concentration. *Journal of International Economics*, Vol. 67, No. 1, 2005, pp. 1—24.
23. Helpman, E., The Size of Regions. In Pines, D, Sadka, E and Zilcha, E (eds), *Topics in Public Economics: Theoretical and Applied Analysis*. Cambridge University Press, 1998, pp. 33—54.

Dose Local Government's "Two-way" Land Supply Strategy Help Urban Industrial Structure Upgrade: An Empirical Study Based on Panel Data of 105 Cities in China

ZHAO Xiang (Guangdong Party School of CCP, 510053)

CAO Jiabin (Guangdong Academy of Social Sciences, 510635)

Abstract: By employing the panel data of 105 cities 2009? 2013, this paper conducted an empirical research on the effect of local government's land supply strategy on urban industry structure and we found that the higher the ratio of commercial/housing land price to industrial land price was the faster the industry grows in city. We explained this phenomenon as "two-way" land supply strategy, which was used by local governments to promote local development. On one hand, they decreased industrial land price to attract more industrial firms; on the other hand, due to the industrial agglomeration effect, the demand for commercial and housing land grows up, and then local government increased these kinds of land prices to maximize their land revenue. We also found that "two-way" land supply strategy was much more obvious in higher administration level cities. We argued that this strategy may hamper the market-driven transformation of urban industrial structure.

Keywords: Local Government, Land Supply Strategy, Industrial Structure; Land Price

JEL: R11, R58

责任编辑:汀 兰

(上接第 63 页)

A Study on Relationships among PPP Actors: An Analysis Framework Based on Social Network Theory

MA Entao, LI Xin (Shandong University of Finance and Economics, 250014)

Abstract: With the urgent needs for infrastructure financing by large-scale urbanization in our country, the role of PPP has become increasingly prominent in infrastructure development. This article focuses on the use of social network analysis (SNA) method for complex network relationships of many actors involved in PPP projects. With the use of Degree Centrality Index, Closeness Centrality Index and Betweenness Centrality Index, we quantificationally describe the actors' position and role in PPP project. On this basis, we establish a universally systematic analysis framework for contractual relations by using SAN method in PPP model. We also believe that the different degree of public and private sector participation under the PPP model creates different actors and contractual agreements between them, and then determines the different position and role in the network of PPP project.

Keywords: PPP Model, SNA Method, Contractual Relationship, Responsibility Allocation

JEL: C45, E44, H54

责任编辑:鲁 洲