

# 商事制度改革与产业专业化

刘 诚, 杨继东

**[摘要]** 商事制度改革是全面深化改革的关键领域,也是优化营商环境的核心内容,必将对中国经济发展产生深远影响。本文考察了商事制度改革对产业专业化的推动作用。首先通过构建地方政府和企业的项目市场上的博弈模型,证明了商事制度改革能够限制政府的干预行为,促进地区产业专业化;然后使用2007—2015年261个地级及以上城市设立市场监管局的时序变量测度商事制度改革程度,利用各城市工业用地出让数据构建供地基尼系数来衡量产业专业化水平,据此做实证检验。结果发现:商事制度改革显著提升了产业专业化水平,设立市场监管局可使专业化水平提高0.031,是其均值的6%、标准差的31%。作用机制上,商事制度改革抑制了政府对行业规模和税收的偏好性投资,促进了企业自由进入市场,降低了投资向部分行业的同质化集中。国有企业对商事制度改革的作用不敏感,仅使用国家资本占比较高行业的样本时以上结论变得不显著。商事制度改革对高技术行业和高契约强度行业的作用更强。使用行政审批中心设立情况、开办企业成本等变量作IV处理内生性问题后,基本结论保持稳健。未来,应进一步加快商事制度改革,并结合地方政府偏好、行业技术和契约强度、企业所有权性质等因素,针对性地提升产业专业化水平,促进中国经济高质量发展。

**[关键词]** 商事制度改革; 产业专业化; 工业用地出让; 契约强度

**[中图分类号]**F203 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2020)04-0135-19

## 一、引言

商事制度改革历来是中国市场化改革的重要内容,是理顺政府与市场关系的突破口(艾琳和王刚,2014)。党的十八大以来,商事制度改革进入加速发展阶段。2013年中共十八届二中全会和三中全会决定放宽工商登记条件,推进工商注册制度便利化;2014年工商登记制度改革在全国范围启动;2015年全面实施“三证合一”和“一照一码”制度;2016年推行企业信用信息公示系统建设等改革举措;2018年中共十九届三中全会决定设立国家市场监督管理总局,统筹工商登记和监管相关工作;2019年国务院颁布《优化营商环境条例》明确规定切实降低制度性交易成本,最大限度减少政府对市场活动的直接干预,最大限度激发和保护各类市场主体创新创业创造活力。

**[收稿日期]** 2019-11-15

**[基金项目]** 教育部重大专项课题“党的创新理论引领贯穿理论经济学知识体系研究”(批准号19JZDZ002);北京市社会科学基金青年项目“北京市土地供给侧结构性改革与产业转型升级研究”(批准号18LJC007)。

**[作者简介]** 刘诚,中国社会科学院财经战略研究院副研究员,经济学博士;杨继东,中国人民大学经济学院副教授,经济学博士。通讯作者:杨继东,电子邮箱:yangjidong2001@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

商事制度的概念较为宽泛,但从中国改革实践看,商事制度改革主要包括事前准入的便利化和事后监管的公平化两方面,致力于为各类企业的市场准入和事后监管提供平等、便捷的制度环境。一方面,降低企业登记门槛,向各类市场主体提供更多准入机会,主要涉及改注册资本实缴制为认缴制、取消公司注册资本最低限额制度、放宽住所登记条件,等等;另一方面,简化市场主体准入管理模式(黄亮雄等,2020),主要涉及修订企业登记前置审批项目目录,大量前置审批改为后置审批,简化办证程序,推进营业执照、税务登记证、组织机构代码证等证照的“先证后照”“多证合一”,等等。同时,市场监督管理局(简称市场监管局)或工商行政管理局等相关部门加强事后监管,优化政府服务,不断落实公平竞争审查制度,减少行政性垄断、地区保护和行业垄断等问题,例如,取消针对钢铁、船舶等行业的“白名单”制度,维护公平竞争的市场秩序。毫无疑问,这些改革措施对中国经济增长和产业发展都带来了积极影响,而且也获得了国际社会的高度认可。世界银行每年对全球大约190个经济体的营商便利度进行全面调查和排名,商事制度改革数量和强度是其中重要考量因素,统计显示,2013年以来,中国商事制度改革数量明显增多,推动了营商环境持续改善,如表1所示。截至2019年,中国位列世界银行“全球营商环境排名”第31位,比2013年跃升65位,已超越法国、瑞士和荷兰等发达国家。仅2019年,中国就做出了将公司印章发放纳入企业注册登记一站式服务、提高办理破产便利度等8项重大改革措施。

表1 2009—2019年中国营商环境变化

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
营商环境排名	89	87	91	91	96	90	84	78	78	46	31
重大改革数量	1	1	0	2	2	2	1	3	2	7	8

资料来源:世界银行《全球营商环境报告》(2010—2020)。

优化营商环境就是解放生产力、提高综合竞争力,商事制度改革对中国经济的影响将是深远的,有必要做细致的分析和检验。然而,目前鲜有关于中国商事制度改革的直接研究,一些学者从行政审批的视角做了相关分析,发现行政审批改革显著促进了经济增长(Zhu and Zhang,2016;夏杰长和刘诚,2017),有助于抑制政府的产能扩张冲动(刘诚和钟春平,2018),有利于创新创业(毕青苗等,2018;王永进和冯笑,2018)。虽然行政审批改革和商事制度改革具有相似性,核心要义都是简政放权,但在改革出发点和改革内容上仍有较大差异,前者更侧重政府对经济社会活动的管制行为,后者则更关注企业的事前准入和事后监管,后者的范畴相对较小,内容指向性也相对明确。因此,有必要在汲取行政审批改革相关文献的基础上,对商事制度改革开展深入的研究。Aghion et al.(2008)发现,印度废除许可证制度后,经济自由化程度高的地区发展优势被放大,加剧了地区增长差距。Branstetter et al.(2014)发现,葡萄牙设立的一站式服务机构“On the Spot Firm”减少了企业等待时间和成本,促使更多企业进入市场。黄亮雄等(2020)的研究发现,商事制度改革降低了市场进入成本,提高了约2%的地区的创业活动。本文与之不同,将研究重点落脚到产业结构上,并做了较为细致的机制分析。

产业结构转型升级是中国实现高质量发展的关键。随着中国达到中等收入水平,未来的经济持续增长更依靠产业结构调整,而这又特别依赖于政府能否进一步完善包容性经济制度(Acemoglu and Robinson,2012)。为此,2013年以来中央及地方政府大力推动商事制度改革,降低市场准入门槛,维护公平竞争环境,激发市场主体投资创业积极性,促进企业自主探寻符合当下及未来产业发展规律的投资项目。因此,本文试图考察商事制度改革对产业结构调整的影响,并着重分析商事制度改革是否提高了产业专业化水平。国际经验表明,实现产业专业化是产业结构升级和跨越“中等

收入陷阱”的必经阶段(Imbs and Wacziarg, 2003)。张建华和程文(2012)发现,产业专业化已成为中国各地经济发展转入较高阶段的必然趋势。

在理论方面,本文构建了地方政府和企业的项目市场上的博弈模型,假定企业投资以项目的形式落地,而项目需经政府批准。项目质量有高低之分,其中,高质量项目表现为与本地比较优势的匹配度较高,而这类项目在本地的集中将提升该地区的产业专业化。企业以利润最大化为目标选择均衡的项目数量,进而决定项目质量和产业专业化水平。通过比较静态分析发现,商事制度改革能够限制政府投资偏好,扩大企业自主权力,从而促进地区产业专业化。

经验研究方面,使用土地交易数据构造反映产业专业化的指标。工业用地使用方向在一定程度上反映了地方政府的新增投资方向,工业用地结构成为各地投资结构和产业结构的映射。因此,以城市行业层面的土地出让面积衡量城市各行业的新增投资,并借鉴 Hoover 指数的计算方法构造供地基尼系数,以此度量各地的产业专业化程度。同时,使用各城市是否设立市场监管局的虚拟变量测度各地商事制度改革的进展(Zhu and Zhang, 2016; 夏杰长和刘诚, 2017; 毕青苗等, 2018), 基于 2007—2015 年中国 261 城市数据的实证研究发现,商事制度改革显著推动了产业专业化,设立市场监管局可将专业化水平提高 0.031,是其均值的 6%、标准差的 31%。商事制度改革的作用机制是抑制了政府对投资的规模偏好,降低了政府供地向部分行业同质化集中的程度,使得土地配置更加趋向于满足市场自身的专业化发展需要。

本文的边际贡献体现在以下三点:①检验了商事制度改革对产业专业化的影响。虽然社会各界早已认识到改革始终是推动中国经济增长的重要力量,但改革的具体影响未能得到充分的实证检验。①目前对商事制度改革(或行政审批改革)的研究,主要关注经济增长、生产率、企业进入等方面(夏杰长和刘诚, 2017; 毕青苗等, 2018; 黄亮雄等, 2020),但这些研究并未探讨经济和产业的结构性问题。另外,陈刚(2015)、夏后学等(2019)分别使用世界银行对中国部分城市 2005 年和 2012 年的调查数据测度了营商环境,但因采用的是较早时期的截面数据,未能充分体现近年来商事制度改革的动态情况。②从政府规模偏好角度探究了改革影响专业化的作用机制。大量文献关注了地方政府对中国产业结构的特殊作用,从地方保护、市场分割等方面对二者关系做了解释(Young, 2000; 马光荣等, 2010; 吴意云和朱希伟, 2015)。但本文选择商事制度改革这一全新视角,分析了政府偏好如何影响地方产业专业化,并将其作为商事制度改革影响产业结构的作用机制。③对高技术和高契约强度行业做了深入检验。产业发展离不开专业化分工、专用性投资以及技术创新(Hart, 1995; Nunn, 2007),本文研究发现,越是高技术和高契约强度的部门,对制度环境的依赖性越强,提高制度质量带来的收益越大。

余下部分安排如下:第二部分构建理论分析框架,探讨商事制度改革对产业专业化的影响及其作用机制;第三部分是实证设计,介绍识别策略、样本选择和主要变量,并给出描述性统计;第四部分依次检验商事制度改革是否加强了产业专业化,是否抑制了政府的规模偏好,是否扩大了企业自主进入市场的权力,并做内生性讨论;第五部分从国有企业、技术和契约强度的角度,分别检验商事制度改革对产业专业化作用的异质性;第六部分是结论与政策建议。

## 二、理论分析

目前中国产业专业化水平低于理论值。Imbs and Wacziarg(2003)对全球主要经济体 30 多年的

① 例如,在最近的一个研究中, Tombe and Zhu(2019)发现,对内改革而非出口扩张,是 2001 年以来中国高速增长的主要动力,生产率增长中的 20%可由改革来解释。

产业结构变化进行统计研究,发现一个国家在工业化初期,产业结构会趋向于多样化;而当人均年收入增长到 8000 美元后,产业结构会趋于专业化。事实上,中国人均收入在 2016 年已超过 8000 美元,东部沿海地区早已超过 10000 美元,但产业专业化程度尚未出现拐点式上升。冼国明和文东伟(2006)发现,20 世纪 80 年代产业专业化程度较低,但从 90 年代开始东部地区专业化水平有提升迹象。吴意云和朱希伟(2015)得出了相反的结论,认为中国工业的地理集中度过低,地区间分工明显不足,产业专业化水平有所下降。本文使用工业用地出让数据测算了供地基尼系数,发现近年来各地区产业专业化在较小区间内波动,并略有下滑。那么,是什么限制了中国产业专业化呢?

对于产业专业化的解释,经典理论主要包括以下三个:①比较优势理论,强调要素禀赋差异对地区专业化分工的作用(Ohlin, 1952);②新经济地理学,侧重研究规模经济、运输成本、对外贸易、市场规模以及关联效应对产业非均衡分布的影响(Krugman, 1991);③城市和空间经济理论,强调知识外溢、经济外部性、劳动力市场和公共产品等因素对产业结构的决定作用(Krugman and Venables, 1995)。大量文献都是基于这些经典理论开展,例如,郭凯明等(2017)综合评估了产品相对价格、劳动力在不同部门间转移成本、国际贸易等因素对中国产业升级的影响。然而,除了上述经济地理因素外,中国产业专业化还受到行政保护、市场分割等政府行为的钳制(Young, 2000; 马光荣等, 2010),呈现出产业分散、结构趋同等明显的“非市场化”特征(黄玖立和李坤望, 2006; 吴意云和朱希伟, 2015)。

本文认为,中国产业专业化很大程度上受到商事制度环境的制约,并试图讨论商事制度改革与产业专业化的关系。为此,本文构建一个理论模型,刻画地方政府和企业对项目市场的进入决策过程,探讨商事制度改革如何影响资源向高质量项目集中,提出相应理论命题。

### 1. 模型设定

商事制度改革的一个重要内容就是放开市场准入, 这为研究商事制度改革对产业专业化的影响提供了较好的切入点,因此,本文将模型设定在市场准入这一环节上,观察和分析政企博弈过程中改革对均衡解的影响。不失一般性,假定存在一个项目市场,企业选择是否向市场提供项目,政府选择如何规制,每个项目的成本相同(只取决于均衡产量),成功后的收益也相同,但项目质量(或者说与本地比较优势的匹配程度)不同,导致项目成功概率存在差异。产业专业化的一个本质内涵是,对于符合本地禀赋的高质量行业应集中更多资源,从而得到更快发展。因此,产业专业化可以体现为均衡的项目数量(即该行业的均衡产量)随着项目质量的提高而增多。

假定存在较多的潜在及在位企业,其能够提供的项目质量存在差异,假定为连续统  $a$ ,  $a$  越大表示企业可以提供的项目质量越高(或者说越适合本地高质量发展需求)。不同质量的项目,成功概率不同,取决于  $a$  的大小,为  $G(a) \in [0, 1]$ ,完全符合本地发展需求时则 100%成功,反之,完全不符合时成功率为 0,其他情况则处于中间状态。假定行业内每个项目的大小相同,项目落地后的产量标准化为  $k > 0$ ,  $k$  也可以表示该行业(相对其他行业)项目的规模(例如,钢铁项目一般比食品加工项目规模大得多)。假设企业提供的项目数量为  $q$ ,则最终行业内落地的项目数量为  $qG$ 。所有项目的成本为  $C(qk)$ 。当  $a$  外生给定时,企业的主要决策机制是选择项目数量  $q$  以实现利润最大化。

### 2. 无政府管制的基准模型

为简化分析,先计算没有政府行政管制时的基准模型,此时,企业利润最大化的问题为:

$$\max_q [qkG(a) - C(qk)] \quad (1)$$

(1)式的一阶条件如(2)式所示,表示项目的边际收益等于边际成本,这较易理解。

$$G(a) - C'(kq) = 0 \quad (2)$$



对一阶条件求导,可以得到:

$$\frac{\partial q}{\partial a} \Big|_{F.O.C} = \frac{g'(a)}{kC''} > 0 \tag{3}$$

其中,项目质量对项目取得成功的边际作用  $g(a)$  (即  $G(a)$  的导数) 大于 0; 根据边际成本递增原理,成本函数是凸函数,故  $C'' > 0$ 。因此,(3)式大于 0,表明在市场力量下,不论行业项目规模  $k$  的大小如何,市场均衡的项目数量都会依据项目质量(即项目与本地的匹配程度)而增多,说明市场中存在产业专业化的自发路径。为供下文参照比较使用,这里提出:

引理 1:产业专业化具有自我强化的市场规律,企业或项目会自发地集中到部分高质量行业。

### 3. 商事制度改革对产业专业化的作用

一个地区的商事制度可以影响企业生产决策。这里拓宽假设使其更加贴近现实:项目落地数量是企业 and 政府博弈的结果(Young, 2000; 马光荣等, 2010; 吴利学和刘诚, 2018), 例如,企业家与官员打交道的的时间占据其经营管理企业的较多精力。假定商事制度壁垒为  $\lambda, \lambda \in [0, 1]$ 。  $\lambda$  趋向于 1 时,经济体处于完全的规制状态,项目成功与否完全取决于制度环境,项目建设只是出于计划经济下达的指令;  $\lambda$  趋向于 0 时,接近于完全竞争的无政府状态,即上面分析的基准模型; 在 0—1 的中间状态下,项目成功概率有  $(1-\lambda)$  的可能由市场按照项目质量  $a$  来决定,以  $\lambda$  的可能由政府决定。由于商事制度改革是放宽准入条件,简化注册登记程序,所以  $\lambda$  越小表示改革强度越大。而且,从企业和市场角度看,  $\lambda$  越小,表示市场自发选择项目投资方向和数量的权力越大,即商事制度改革是对政府和市场权力的一种再分配过程。

同时,政府对企业表现出“规模偏好”。大量研究表明,地方政府官员追求 GDP、税收和就业,这些都与企业及产业的规模高度相关(Li and Zhou, 2005)。各类行政资源向大项目倾斜(王文甫等, 2014; 张莉等, 2017), 对大企业、大项目实施特惠制度(Bai et al., 2014), 甚至违规操作、越权审批(刘诚和钟春平, 2018)。当然,政府在决定是否让项目落地时也会考虑项目质量。此时,项目成功概率  $G$  依然是项目质量  $a$  的函数,但需要以规模为权重,即  $G(ka)$ 。这表示对于较大规模的项目 ( $k > 1$ ), 其成功进入市场的概率高于单纯市场机制下进入市场的概率,但对于绝大部分的中小规模的项目 ( $0 < k < 1$ ), 进入市场的概率被拉低,这一思路与 Bai et al. (2014) 的“特惠制”相似,也符合中国现实。例如,现实中一些地方通过“白名单”(Barwick et al., 2019)、产品质量免检(刘小鲁和李泓霖, 2015)等制度设计,保护了少数企业而限制了其他企业(或产品)的市场进入。

因此,在商事制度壁垒为  $\lambda$  时,项目成功概率有  $(1-\lambda)$  的可能由市场按照项目质量  $a$  来决定,有  $\lambda$  的可能由政府决定,此时,项目成功概率及项目决策分别为:

$$(1-\lambda)G(a) + \lambda G(ka) \tag{4}$$

$$\max_q \{qk[(1-\lambda)G(a) + \lambda G(ka)] - C(qk)\} \tag{5}$$

上式表明,项目成功的概率部分取决于项目质量  $a$ ,同时也取决于项目规模  $k$ ,规模越大的项目越容易在地方落地投产。(4)式的后半部分  $\lambda G(ka)$  是与基准模型最大的不同所在,对下文求解也产生了主要影响。

重复基准模型计算过程,先求出项目边际收益等于边际成本的一阶条件,再对其求导,得到:

$$\frac{\partial q}{\partial a} \Big|_{F.O.C} = \frac{(1-\lambda)g'(a) + \lambda k g'(ka)}{kC''} \tag{6}$$

可以发现,对于较大规模的项目 ( $k > 1$ ), (6)式大于(3)式,说明项目质量对产业专业化的作用被

放大。<sup>①</sup>而对于绝大部分的中小规模的项目( $0 < k < 1$ ), (6)式小于(3)式,说明项目质量对产业专业化的作用被压缩。这证明通过设置商事制度壁垒,政府获取了一些本属于市场的配置资源的权力,并运用这个权力帮扶一些大项目,压制一些小项目。据此,得出:

引理 2:商事制度壁垒的存在,限制了市场自身所具有的通往产业专业化的能力。

为了进一步判断商事制度改革在其中的作用,将(6)式对 $\lambda$ 求导,得到:

$$\frac{\partial^2 q}{\partial a \partial \lambda} \Big|_{\text{F.O.C}} = \frac{k g'(ka) - g(a)}{k C''} \quad (7)$$

可以发现,(7)式的符号依然与 $k$ 的大小相关。由于对大部分项目都有 $0 < k < 1$ ,这符合中国中小企业数量分布情况,也与地方政府偏袒少数企业的事实(Bai et al., 2014)相吻合。对于这些项目,(7)式小于0,致力于降低商事壁垒( $\lambda$ 变小)的商事制度改革对其作用是正向的。实际上,中国推行商事制度改革的出发点正是从保护广大中小企业入手,为各类企业提供更加公平的准入和监管环境,以达到整体经济高质量发展的目的。据此,得出:

命题 1:随着商事制度改革的推进, $\lambda$ 逐渐变小,尽管对少数大企业大项目不利,但是项目质量 $a$ 越大,则项目总体数量越多,即改革有利于产业专业化。

命题 1 是本文的基本观点,阐述了商事制度改革对产业结构转型的实践意义,这与以往主张以市场化改革推动经济发展的主流文献的观点相似。Olley and Pakes(1996)研究发现,减少政府规制使得资本流向更有效率的生产领域,提高资源配置效率和企业生产力。不同之处在于,本文将商事制度改革与项目规模、质量以及产业专业化等直接挂钩,对经济结构的分析相对更为细致。当然,毕竟有部分项目( $k > 1$ 的少数项目)在制度壁垒下受益,所以商事制度改革对产业专业化的总体效果仍待进一步考究,下文将做实证检验。

接下来,从政府规模偏好的角度论证商事制度改革对产业专业化的影响渠道。下面证明政府的规模偏好扭曲了项目市场,导致各地区普遍出现大项目集中发展的同质化现象。将(5)式的一阶条件对 $k$ 求导,得到:

$$\frac{\partial q}{\partial k} \Big|_{\text{F.O.C}} = \frac{\lambda a g'(ka)}{q C''} \quad (8)$$

显然,当 $\lambda > 0$ 时,(8)式大于0,说明当存在商事制度壁垒时,规模越大的项目最终落地数目越多。这也解释了为什么中国的钢铁、煤炭、石化等重工业产能过剩较为严重。这里给出:

引理 3:由于政府存在规模偏好,商事制度壁垒扭曲了企业及行业间的资源配置,大项目、大企业和重化工类行业的产能扩张相对更快。

需要进一步阐述,商事制度改革矫正了规模偏好的扭曲效应,起到促进产业专业化的效果。将(8)式对 $\lambda$ 求导,得到:

$$\frac{\partial^2 q}{\partial k \partial \lambda} \Big|_{\text{F.O.C}} = \frac{a g'(ka)}{k C''} > 0 \quad (9)$$

结合(8)式和(9)式可以发现,随着商事制度改革的推进, $\lambda$ 不断减小,规模偏好的扭曲效应随之递减。在此提出:

命题 2:商事制度改革可以有效抑制政府的规模偏好,激发市场活力,促进产业专业化。

命题 2 在命题 1 的基础上,进一步揭示了商事制度改革的作用机制或渠道。尽管只是证明了商事制度改革如何限制政府偏好进而推动产业专业化,但限制政府的同时也在向市场放权,为市场提

<sup>①</sup> Young(1928)提出知识、技术具有边际收益递增特征,目前这已被学术界普遍接受。所以,这里认为 $g(a)$ 是 $a$ 的增函数,即项目成功概率随着其质量提升而递增。

供公平平等的准入和监管环境,因此,上述推导同时证明了向市场放权、降低企业准入门槛可以促进产业专业化。与 Young(2000)、马光荣等(2010)、吴意云和朱希伟(2015)等文献相比,本文首次将商事制度改革纳入产业专业化的分析框架,并结合商事制度改革的现实情况,吸收了这些文献对地方保护、市场分割的相关分析,挖掘了促进企业市场进入、抑制政府规模偏好两个作用机制。

这里需要说明的是,当各地都依据规模偏好来决定项目的市场准入时,部分规模大、利税率高的行业就在各处“遍地开花”且结构趋同,虽然在本地相对于其他产业,其行业集中度高,但相对全国,其专业化程度较低。如此一来,严重阻碍了社会资源按照市场规律在符合本地比较优势的行业的集中,即制约了各地专业化分工格局的出现。所以,向大项目集中供给资源并不能提升这些行业的专业化,反而适得其反,导致各地产业结构同质化、重复建设和产能过剩等问题。这在以往的研究中得到了大量印证。沈立人和戴园晨(1990)提出,中央和地方之间的“条块”利益冲突诱使地方市场分割、自成体系,出现“诸侯经济”格局。张莉等(2017)发现,地方政府会优先向大企业和大项目以及政府规划认定的重点产业供给更多土地。白重恩等(2004)、Lu and Tao(2009)发现税收高、规模大及国有化率高的行业更趋向于地理分散而非集中。当然,这不能否认政府宏观调控对于抑制市场失灵的作用,也不能否认当各地政府因地制宜规划、发展特色产业时将有利于产业专业化,但这种政府调控或规划不能基于规模偏好作出,需要基于自身禀赋和市场规律。实际上,各地规划的实践表现差强人意,Wu et al.(2019)发现各省份“五年规划”与国家规划较为一致,但自身特色不足。

总之,项目落地是企业与政府博弈的结果。政府出于晋升激励、GDP、财税等动机往往偏向规模大、税收高的项目,这将导致大量资源过度集中于部分产业,出现结构趋同、重复建设问题,阻碍各地根据自身禀赋决定专业化选择的市场机制。反之,致力于放松市场准入、打造公平平等市场秩序的商事制度改革则起到了限制政府规模偏好、为市场松绑的效果,激发了产业专业化发展。

### 三、实证设计

#### 1. 变量识别

(1)商事制度改革。由于中国商事制度改革存在制度设计复杂多样、实际落实千差万别、数据公开和可得性较差等问题,如何准确衡量商事制度改革是一大难点。行政审批改革的一些研究为本文提供了启发。已有文献(Zhu and Zhang, 2016; 夏杰长和刘诚, 2017; 毕青苗等, 2018)从各地是否设立行政审批中心来表示行政审批改革程度,认为设立行政审批中心体现了当地政府在集中、简化审批方面的进展。借鉴现有文献做法,本文使用是否设立市场监管局(*authority*)表示商事制度改革。

与行政审批中心一样,市场监管局是对审批事项的集中和精简,尤其注重减少事前审批,加强事后监管。同时,市场监管局相比行政审批中心在本文中具有如下三个优势:①市场监管局是商事制度改革的主要负责部门,更能体现商事制度改革的情况。行政审批中心在各地往往是政府直属机构、办事机构甚至只是跨部门的综合性服务窗口,而市场监管局则是政府组成部门,后者的实体性更强,实际权力更大。②市场监管局对改革的实际落实情况相对更好。行政审批中心不一定是为了推行改革而设立,也可能仅仅出于中央部署和法律要求而敷衍(夏杰长和刘诚, 2017)。相比而言,市场监管局的设立在样本期间并无中央强制要求,更能反映各地实际改革决心,排除了为完成上级要求而可能存在的形式主义。③市场监管局的时间分布更符合准自然实验。行政审批中心设立时间集中在 2001—2005 年,截至本文样本开始年份的 2007 年,绝大部分城市早已设立了行政审批中心,所以行政审批中心只能反映设立中心的时间长短差异,不能反映是否设立中心的地区差异。而市场监管局在 2009 年开始陆续设立,可以较好地反映地区间和时间上的差异。

市场监管局数据来自历年《中国工商行政管理年鉴》,并以各城市官方网站、百度百科等途径作为补充。全国首个市场监管局于2009年在深圳设立,之后各地陆续涌现,截至2015年共45个城市设立了市场监管局。可见,市场监管局的分布在样本前后期有明显变化,可以较好地比较设立城市、非设立城市在设立市场监管局前后的差异。

(2)产业专业化。借鉴 Hoover(1936)、Ellison and Glaeser(1997)、Bai et al.(2008)的做法,通过计算 Hoover 指数测度产业专业化水平。但不同在于,已有研究使用行业产出、就业等计算省份层面的产业专业化,本文则使用工业用地出让数据测算城市层面的产业专业化。实际上,土地是绝大多数企业的空间载体及融资抵押工具,工业用地结构是地方投资结构和产业结构的有效映射。通常每一宗土地出让表示地方政府一个引资项目,而给定单位土地出让面积的投资强度<sup>①</sup>,土地出让面积能够反映行业新增投资情况。

本文从中国土地市场网(<http://www.landchina.com>)搜集了2007—2015年中国地方政府每一宗工业用地出让结果公告数据,从中不仅可获知每宗工业用地的出让主体、面积等信息,还可获知其行业用途。由此可获得地级市各行业的工业用地出让面积,测算 Hoover 指数。首先,计算出各城市在各行业的相对比重,定义为:

$$land_{ij}=(landarea_{ij}/landarea_j)/(landarea_i/landarea) \quad (10)$$

其中, $landarea$ 是全国土地出让总面积, $landarea_i$ 是行业*i*在全国土地出让面积, $landarea_j$ 是城市*j*的土地出让面积, $landarea_{ij}$ 是行业*i*在城市*j*的出让面积。然后,计算行业*i*供地在各城市的累计百分比(*y*轴)和所有行业供地在各城市的累计百分比(*x*轴),由此构建城市*j*的地方化曲线。若行业*i*在城市间均匀分布,地方化曲线应为45度直线。行业越集中,地方化曲线则越弯曲。Hoover指数与 Gini 系数类似,为由45度直线和地方化曲线所围成的面积,这里记为  $landgini$ 。 $landgini$ 取值越大,行业地区集中程度越高,即专业化程度越高。

参照白重恩等(2004)、马光荣等(2010)、吴意云和朱希伟(2015)的做法,以工业行业衡量地区产业专业化。考虑到采矿业、木材及竹材采运业、自来水的生产和供应业等行业严重依赖本地自然资源或本地需求,这里集中研究制造业行业(马光荣等,2010),共包括20个2位数行业。<sup>②</sup>本文绘制了中国产业专业化走势图,发现2007—2015年全国供地基尼系数的均值在[0.51,0.56]区间内小幅波动,且在2012—2015年出现下滑<sup>③</sup>,表明中国产业专业化水平与西方国家不同,并未如 Imbs and Wacziarg(2003)所预期的那样出现拐点式上升,故需要对中国产业专业化做深入分析。

## 2. 计量方程

利用双重差分法识别商事制度改革对产业专业化的影响,计量方程如下:

$$landgini_{it}=\beta_0+\beta_1 authority_{it}+\lambda X_{it}+\alpha_i+year_t+\varepsilon_{it} \quad (11)$$

① 投资强度是指项目用地范围内单位面积固定资产投资额。计算公式为:投资强度=项目固定资产总投资/项目总用地面积。《工业项目建设用地控制指标》(国土资发[2008]24号)中规定,一类土地每公顷投资一般不低于1935万元,最低等级的行业和地区不应低于440万元每公顷。

② 20个细分行业为:有色金属冶炼及压延加工业,黑色金属冶炼及压延加工业,烟草制品业,农副食品加工业,食品制造业,造纸及纸制品业,纺织业,石油加工、炼焦及核燃料加工业,非金属矿物制品业,金属制品业,化学原料及化学制品制造业,化学纤维制造业,医药制造业,通用设备制造业,饮料制造业,电气机械及器材制造业,纺织服装、鞋帽制造业,通信设备、计算机及其他电子设备制造业,专用设备制造业,交通运输设备制造业。

③ 具体内容请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。



其中,  $landgini_{it}$  表示城市  $i$  在年份  $t$  基于土地出让行业分布计算的基尼系数, 取值越大表示行业土地出让越集中于少数行业, 即产业专业化水平越高。  $authority_{it}$  表示  $t$  年城市  $i$  的商事制度改革。  $\alpha_i$  和  $year_t$  表示城市和年份的固定效应。  $X_1$  表示城市层面的一系列控制变量, 参照白重恩等(2004)、马光荣等(2010)、郭凯明等(2017)等已有研究, 包括: 地区生产总值(单位: 十亿元)的自然对数( $gdp$ )、服务业占  $GDP$  比重( $tgdp$ )、城市常住人口(单位: 万人)的自然对数( $pop$ )、公共财政收入(单位: 万元)的自然对数( $fisinc$ )、公共财政支出(单位: 万元)的自然对数( $fisexp$ )、年末金融机构人民币各项贷款余额(单位: 万元)的自然对数( $loan$ )、固定资产投资(单位: 万元)的自然对数( $invest$ )、实际使用外资(单位: 万美元)的自然对数( $fdi$ )。

对于作用机制的分析, 即商事制度改革是否通过抑制政府偏好而提高产业专业化的问题, 需要具体到行业层面做检验, 使用城市行业年份三维数据, 并包括省份控制变量, 有如下方程:

$$landarea_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 authority_{it} + \beta_2 Z_{jkt} + \beta_3 authority_{it} \times Z_{jkt} + \lambda X_2 + \alpha_i + \alpha_k + year_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (12)$$

其中,  $landarea_{ijkt}$  表示省份  $j$  城市  $i$  行业  $k$  在年份  $t$  的土地出让面积。  $Z_{jkt}$  表示省份  $j$  行业  $k$  在年份  $t$  的规模和税收。具体地, 使用分省分行业总资产的自然对数( $lnasset$ )和主营业务收入的自然对数( $lnincome$ )两个指标度量规模变量。由于增值税数据可得性较好且在各地税收构成中占比较高, 使用分省份分行业的应交增值税的自然对数( $ln tax$ )作为税收代理变量。交互项的系数  $\beta_3$  反映商事制度改革是否抑制了“政府偏向于给规模大的行业供地”这一非市场化行为, 从而各行业可以更加平等地在市场指引下获取所需土地。

由于方程(12)涉及省份行业层面的样本检验, 与方程(11)仅在城市层面不同, 这里的控制变量  $X_2$  除包括  $X_1$  外, 还包括一些省份行业层面的变量: 销售产值(单位: 亿元)的自然对数( $output$ )、出口交货值(单位: 亿元)的自然对数( $export$ )、负债合计(单位: 亿元)的自然对数( $debt$ )、管理费用(单位: 亿元)的自然对数( $overhead$ )、利息支出(单位: 百亿元)( $interest$ )、总利润(单位: 百亿元)( $profit$ )。

同时, 与限制政府的干预行为相对应, 本文还从企业角度做了机制分析, 检验商事制度改革是否促进了企业的市场进入, 方程如下:

$$entry_{it} = \beta_0 + \beta_1 authority_{it} + \lambda X_1 + \alpha_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中,  $entry_{it}$  表示城市  $i$  在年份  $t$  的企业市场进入率, 参照 Brandt et al.(2012)、毛其淋和盛斌(2013)、毕青苗等(2018)的做法, 使用当年新进入企业数量与企业总数量的占比来度量, 并使用企业的成立年份对数据做一定的修正, 使市场进入率这一指标尽可能准确。

本文所用样本的时间跨度是 2007—2015 年, 涉及 30 个省份 261 个地级及以上城市, 不含西藏和中国港澳台地区, 并删除个别样本严重缺失的地市。城市数据、省份行业数据、企业市场进入率数据分别来自历年《中国城市统计年鉴》《中国工业统计年鉴》和中国工业企业数据库。

### 3. 描述性统计

一般而言, 基尼系数介于 0—1 之间, 越靠近 1 表示分布越集中。表 2 用供地基尼系数衡量的产业专业化( $landgini$ )的均值为 0.55, 说明土地在行业间的供给并不是特别集中, 产业专业化水平总体不高。市场监管局虚拟变量( $authority$ )的均值较小, 仅为 0.029, 原因是, 在样本前半段极少的城市设立了市场监管局, 即  $authority=0$  的对照组较多, 导致  $authority$  的均值被拉低, 实际上, 在样本后半段已有数十个城市设立了市场监管局,  $authority=1$  的实验组并不少。这也表明, 数据形态比较符合双重差分实验组和对照组在实验前后做对照的需要。其他变量的描述性统计结果见表 2。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	观察值	均值	最小值	最大值	变量	观察值	均值	最小值	最大值
<i>landgini</i>	25410	0.5535	0.0381	0.8652	<i>interest</i>	25157	0.1416	-0.0443	1.7694
<i>landarea</i>	25458	8.2151	5.3292	9.6562	<i>profit</i>	25202	0.9851	-3.3680	12.7215
<i>authority</i>	25458	0.0287	0.0000	1.0000	<i>gdp</i>	25458	4.8754	2.2660	7.7655
<i>lnasset</i>	25434	6.2643	0.1484	9.9021	<i>tgdp</i>	25440	0.3654	0.0858	0.7795
<i>lnincome</i>	25210	6.5482	0.0862	10.1946	<i>pop</i>	25381	5.9375	2.9237	7.9967
<i>lntax</i>	25190	3.0996	0.0100	6.5823	<i>fisinc</i>	25458	13.6372	10.3065	17.6420
<i>output</i>	25434	6.5557	0.0862	11.1528	<i>fisexp</i>	25458	14.3516	10.9619	17.7114
<i>export</i>	24761	3.6568	0.0100	9.6797	<i>loan</i>	25440	16.0401	13.0707	19.9872
<i>debt</i>	25434	5.6544	0.0100	9.4364	<i>invest</i>	25458	15.8857	12.7090	18.6907
<i>overhead</i>	25434	3.3554	0.0100	7.4359	<i>fdi</i>	24987	10.2979	3.1781	14.4503

## 四、计量结果分析

## 1. 基本结果

供地基尼系数(*landgini*)反映了各地区各行业土地使用的集中程度,取值越大表示产业专业化水平越高。使用*landgini*作为被解释变量,对是否设立市场监管局(*authority*)作回归,结果如表3所示。可以发现,*authority*都显著为正,证明在同等条件下,商事制度改革落实好的地区,产业专业化发展相对较好。这表明,仅需改善商事制度,令产业发展重回市场化“正轨”,就可以显著提升产业专业化水平,验证了命题1。

商事制度改革对产业专业化作用的经济显著性也较大。表3中*authority*的系数值都大于0.03,表明成立市场监管局所提高的供地基尼系数达3%以上。以第(4)列为例,设立市场监管局将提高产业专业化0.031,约在其均值0.55上提高6%,占其标准差0.10的31%。虽然商事制度改革对产业专业化提升的数值不是很大,但由于各城市产业专业化程度差别较小,改革对造成城市间专业化差异的实际作用较大。

表 3 商事制度改革对产业专业化的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>landgini</i>	<i>landgini</i>	<i>landgini</i>	<i>landgini</i>
<i>authority</i>	0.0418*** (0.0149)	0.0364** (0.0147)	0.0468*** (0.0153)	0.0308* (0.0178)
控制变量	否	是	是	是
年份	否	否	是	是
城市	否	否	否	是
N	2301	2215	2215	2215
R <sup>2</sup>	0.0038	0.0656	0.0792	0.3626

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误;\*,\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。以下各表同。

2. 机制分析

商事制度改革如何影响产业专业化呢?改革本质上是减少政府干预,让市场在资源配置中起决定性作用,提供便捷的市场准入条件,维护公平有序的竞争环境。根据前文的理论框架,对政府规模偏好的限制和对企业自由进入的加强,是商事制度改革影响产业专业化的两个机制,分别是政府放权、企业扩权相对应的两方面。这里,分别对两个机制做实证检验。

(1)政府放权:抑制规模偏好。商事制度改革对产业专业化起作用的一个现实途径,可能是抑制了政府的规模偏好,使得产业发展更加依靠市场机制。与上面不同的是,这里从行业层面做检验,主要解释变量为商事制度改革与行业规模或利税的交互项,判断改革是否降低了对规模大、税收高行业的供地面积。

使用城市行业层面的供地面积(*landarea*)作为被解释变量,对是否设立市场监管局(*authority*)作混合最小二乘(POLS)以及固定效应(FE)回归,结果如表4所示。可见,不论采用资产还是收入来度量规模,市场监管局的设立都显著抑制了地方政府在供地上的规模偏好,其与*authority*的交互项都显著为负,基本都在1%的显著性水平上。税收偏好与市场监管局的交互项也显著为负。可见,改革城市比其他城市在规模大、税收高行业的供地要少,即商事制度改革可以有效抑制政府对规模、税收的偏好。

表4 商事制度改革对政府偏好的抑制性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>landarea</i>	<i>landarea</i>	<i>landarea</i>	<i>landarea</i>	<i>landarea</i>	<i>landarea</i>
<i>authority</i>	0.5505*** (0.1765)	0.4790*** (0.1677)	0.1895** (0.0846)	0.1290*** (0.0460)	0.0976** (0.0494)	0.0254 (0.0235)
<i>lnasset</i>	0.1277*** (0.0087)			0.0135 (0.0129)		
<i>lnincome</i>		0.1244*** (0.0093)			-0.0113 (0.0189)	
<i>lnntax</i>			0.0990*** (0.0094)			-0.0054 (0.0042)
<i>authority</i> × <i>lnasset</i>	-0.1132*** (0.0250)			-0.0190*** (0.0066)		
<i>authority</i> × <i>lnincome</i>		-0.0959*** (0.0229)			-0.0141** (0.0070)	
<i>authority</i> × <i>lnntax</i>			-0.1057*** (0.0221)			-0.0079 (0.0067)
控制变量	否	否	否	是	是	是
年份	否	否	否	是	是	是
城市	否	否	否	是	是	是
行业	否	否	否	是	是	是
N	25434	25210	25190	24027	24027	24027
R <sup>2</sup>	0.0415	0.0465	0.0229	0.9528	0.9528	0.9527

(2)企业扩权:市场自由进入。以上机制分析着眼于政府与市场的关系,是政府放权。从微观企业直接感知角度看,观察市场是否扩权,与政府放权是同一个机制的正反两个方面,以此做交叉验证。商事制度改革的一个核心内容是改善市场准入环境,而政府管制的放松和制度性交易成本的减少可以提高潜在企业进入市场可能性(Klapper et al.,2006;Branstetter et al.,2014)。毕青苗等(2018)研究发现,行政审批改革通过简化政府行政审批流程,促进更多企业进入。袁靖波等(2019)发现,行政管制的放松,使得企业竞争行动所受到的制度化压力和社会限制逐渐消除,企业之间的竞争范围与市场边界也将出现深刻变化。

这里使用2007—2013年中国工业企业数据库,参照毛其淋和盛斌(2013)、毕青苗等(2018)、Brandt et al.(2012)的做法,使用当年新进入企业数量与企业总数的占比来计算每个城市在每年的市场进入率(*entry*),检验商事制度改革是否提高了市场自由进入水平。计量结果如表5所示,不论是否控制城市或年份固定效应,商事制度改革虚拟变量*authority*的系数都显著为正,系数大小在0.008—0.028之间,说明设立市场监管局显著提高企业进入率0.8—2.8个百分点。

表5 商事制度改革与企业市场进入

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>entry</i>	<i>entry</i>	<i>entry</i>	<i>entry</i>
<i>authority</i>	0.0081*	0.0142***	0.0143**	0.0276***
	(0.0041)	(0.0032)	(0.0055)	(0.0073)
控制变量	是	是	是	是
年份	否	是	否	是
城市	否	否	是	是
N	1734	1734	1734	1734
R <sup>2</sup>	0.1584	0.4146	0.3830	0.5911

### 3. 内生性讨论

市场监管局的设立很大程度上是政治体制改革的范畴,对于行业供地的计量检验而言外生性较强,但仍可能面临内生性问题。一方面,设立市场监管局只是商事制度改革的一个“缩影”,未必真实反映各地区改革情况,因而存在测量误差;另一方面,各行业的企业家群体可能对地方甚至中央政府在商事制度改革的政策制定、时间选择、政策强度等方面施加一定的政治影响,即存在反向因果的可能。为此,这里采用工具变量方法处理内生性。

本文选择了三个工具变量(IV):一是行政审批改革文献常用的行政审批中心设立情况,用各城市行政审批中心设立时长(*center*)表示。相比行政审批改革,商事制度改革内容相对更具体,主要指向企业工商登记、市场准入和市场秩序等方面。但不可否认的是,商事制度改革和行政审批改革是一脉相承的,都属于行政体制改革的内容,改革开放以来,其主要内容都是简政放权和优化政府服务。2001年行政审批改革在全国范围内启动,截至2005年绝大多数地级及以上城市都设立了行政审批中心,这为进一步的行政审批改革以及商事制度改革奠定了制度基础。此轮商事制度改革于2012年在广东深圳等地试点,并于2013年在全国范围内启动,这是以往行政改革的延续和深化。



因此,行政审批中心设立的时间长度可以反映商事制度改革的进展情况。另一个工具变量是2007年各地开办企业成本(*start*)。世界银行(2008)对中国各省份2007年营商环境做了测度,包括“开办企业成本”(start=开办成本/省域人均GDP)指标,可以较好地体现当地的商事制度情况。此外,为了体现时间上的差异性,将 *center×start* 作为第三个工具变量。

表6结果显示,使用三个工具变量后,前三列市场监管局虚拟变量 *authority* 依然显著为正,系数值明显增大,表明商事制度改革可以提高产业专业化。第(4)列引入市场监管局与政府偏好变量的交互项。不难发现,交互项显著降低部分行业供地面积,而提高地区产业专业化。这与上文结果一致,再次印证了商事制度改革可通过抑制政府偏好而提升专业化。而且,第一阶段回归结果较为显著,确保了三个IV与市场监管局虚拟变量的相关性。

表6 工具变量2SLS回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>landgini</i>	<i>landgini</i>	<i>landgini</i>	<i>landarea</i>
<i>authority</i>	0.1805** (0.0711)	0.4013*** (0.1501)	0.4577*** (0.1731)	9.1143*** (1.3333)
<i>lntax</i>				-0.0959*** (0.0189)
<i>authority×lntax</i>				-1.7861*** (0.2869)
第一阶段结果( <i>authority</i> 为被解释变量)				
<i>center</i>	0.0143*** (0.0033)	0.0118*** (0.0032)	0.0116*** (0.0033)	0.0074*** (0.0019)
<i>start</i>	0.0027* (0.0015)	0.0060*** (0.0017)	0.0054*** (0.0017)	0.0040*** (0.0010)
<i>center×start</i>	-0.0007** (0.0002)	-0.0008*** (0.0002)	-0.0008*** (0.0002)	-0.0005*** (0.0001)
控制变量	否	是	是	是
年份	否	否	是	是
N	2301	2215	2215	24027

注:由于 *start* 不随时间变化,未控制城市固定效应。第(4)列中 *authority×lntax* 也是内生变量,本文将 *center*、*start*、*center×start* 分别与 *lntax* 交互项,作为 *authority×lntax* 的工具变量。

### 五、进一步讨论

上文理论和实证均证明了商事制度改革可以促进产业专业化。一般而言,产业专业化意味着产业结构的优化。但实际上,结构优化可能存在企业和产业的异质性。国有企业是否对改革不敏感,从而影响商事制度改革的整体效果?那些对中国经济高质量发展有重要意义的高技术、高契约行业是

否受到商事制度改革的推动作用?

### 1. 国有企业是否对商事制度改革不敏感

国有企业在市场准入上具有优势,各方面管制相对宽松,所以商事制度改革可能对其影响不大。国有企业市场势力可以转为政治权力,影响政府政策(杨瑞龙等,2013;Zingales,2017)。薛爽等(2013)发现,为完成“十一五”规划的能耗指标,一些地方政府对部分行业实行了限电措施,其中,国有企业被拉闸限电时间要显著少于民营企业。刘斌等(2018)发现,在中央“去库存”要求下,国有房地产企业更不愿意去库存,其去库存的程度更小。

本文度量了分省份分行业的国家资本占比变量(*state*),等于行业的国家资本除以实收资本,并将 *state* 按照是否大于其均值 0.11 分为国家资本占比高、低两组,然后做分样本回归,结果如表 7 所示。可以发现,国家资本占比高的行业并未受到商事制度改革的影响。也就是说,国有企业依然按照规模、税收偏好来投资,国家资本占比高的行业开放度仍不够,商事制度改革未能充分放开这些行业的市场准入条件。而现实中,国有企业较集中的行业,普遍是资金或技术密集型行业,且国有企业往往占据上游产业链,故国有企业对改革不敏感将极大削弱改革的整体效果。因此,商事制度改革应与国有企业改革相结合,更多放开国家资本集中的领域。

表 7 国有企业对改革敏感性的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>landarea</i>	<i>landarea</i>	<i>landarea</i>	<i>landarea</i>	<i>landarea</i>	<i>landarea</i>
	国家资本占比高			国家资本占比低		
<i>authority</i>	-0.0504 (0.1287)	-0.1369 (0.0913)	-0.0715 (0.0501)	0.2102*** (0.0482)	0.1934*** (0.0571)	0.0608*** (0.0193)
<i>lnasset</i>	0.0788*** (0.0222)			-0.0072 (0.0144)		
<i>lnincome</i>		-0.0882*** (0.0280)			0.0726* (0.0371)	
<i>lnntax</i>			0.0031 (0.0096)			-0.0067 (0.0057)
<i>authority×lnasset</i>	0.0039 (0.0201)			-0.0302*** (0.0070)		
<i>authority×lnincome</i>		0.0167 (0.0133)			-0.0270*** (0.0081)	
<i>authority×lnntax</i>			0.0149 (0.0159)			-0.0172*** (0.0056)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
城市	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是
N	7162	7162	7162	16865	16865	16865
R <sup>2</sup>	0.9617	0.9616	0.9616	0.9520	0.9520	0.9520

2. 商事制度改革是否促进高技术、高契约行业发展

从城市的行业供地集中度判断,专业化虽然符合产业的一般发展规律,但也存在漏洞,专业化不仅是在某些行业的集中,其深层次的含义应该是在高水平行业的集中。而旧产能的扩张和集中发展也能带来产业专业化和经济增长,但这与高质量发展的长期要求不一致。因此,感兴趣的是,商事制度改革是否促进了一些高水平行业的专业化发展。

对这一问题,本文从技术强度和契约强度两方面检验。毋庸置疑的是,高科技行业是中国经济高质量发展的关键领域。同时,由于契约不可能在事前充分完备,契约密集度高的行业资产专用性更强、产业链的中间环节更多、技术层次也更高(Hart, 1995; Nunn, 2007),对提升中国产业链水平至关重要。Nunn(2007)、Ciccone and Papaioannou(2009)基于行业所需中间品投入的专用性强度测度了制造业行业的契约强度( $z_1$ 和 $z_2$ )以及技术强度( $tech$ ),本文直接采用这些数据做计量检验。<sup>①</sup>

前文已经证明  $authority \times \ln asset$  对行业供地面积的作用为负,其含义是商事制度改革限制了政府供地的规模偏好,表8则进一步显示,其分别与  $tech$ 、 $z_1$ 和 $z_2$ 交互项的系数依然为负,且大都在

表 8 商事制度改革与行业技术及契约强度

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>landarea</i>	<i>landarea</i>	<i>landarea</i>	<i>landarea</i>	<i>landarea</i>	<i>landarea</i>
$z_1$	-1.0620*** (0.0229)			-1.3263*** (0.0487)		
$z_2$		-0.0990* (0.0554)			-0.0719 (0.0813)	
$tech$			1.2527*** (0.0810)			1.3181*** (0.1263)
$authority \times \ln asset$	-0.0139 (0.0117)	0.0890*** (0.0236)	-0.0202*** (0.0076)	0.0268** (0.0126)	0.1676*** (0.0256)	0.0174** (0.0077)
$authority \times \ln asset \times z_1$	-0.0078 (0.0156)			-0.0492** (0.0232)		
$authority \times \ln asset \times z_2$		-0.1229*** (0.0256)			-0.1874*** (0.0286)	
$authority \times \ln asset \times tech$			-0.0260 (0.0442)			-0.1056** (0.0466)
控制变量	否	否	否	是	是	是
年份	否	否	否	是	是	是
城市	否	否	否	是	是	是
N	25434	24527	23840	24027	23134	22487
R <sup>2</sup>	0.0605	0.0015	0.0086	0.2933	0.2455	0.2353

① Nunn 在其个人主页对相关数据作了披露(<https://scholar.harvard.edu/nunn/pages/data-0>),其中, $z_1$ 和 $z_2$ 的差别在于那些存在市场参考价格的中间投入品是否被视为专用性投资品。

5%水平以下显著,表明对于技术和契约强度越高的行业,商事制度改革对政府供地偏好的限制作用越强,改革的效果越大。这与现实情况是十分吻合的,现实中契约强度高的行业专用性投资更多,契约更复杂,审批程序更多,制度性交易成本更高,因此,更需要商事制度改革。这也与已有文献结论相一致,Levehenko(2007)发现,高契约强度行业对于投资目的地的产权保护水平和司法体系质量更为敏感。

## 六、结论与政策建议

商事环境是产业专业化形成过程中的重要制度因素。通过构建地方政府和企业的项目市场上的决策博弈模型,研究发现,地方政府官员偏好规模大和税收高的行业,扭曲了市场本身所具有的分工和专业化路径。商事制度改革有助于抑制这一扭曲行为,抑制政府对规模和税收的过度偏好,使产业发展回归市场化。也就是说,商事制度改革有利于产业专业化,其作用机制是限制政府的规模偏好、提高企业的市场进入。

本文使用2007—2015年中国261个地级及以上城市数据做实证检验。借鉴Hoover指数的计算方法,通过各行业供地数据构造了供地基尼系数,度量各城市产业专业化。同时,参考已有文献的做法,使用各城市是否设立市场监管局虚拟变量测度商事制度改革进展。实证结果表明:商事制度改革显著提升了产业专业化,设立市场监管局可以将专业化水平提高0.031,是其均值的6%、标准差的31%。其作用机制在于,商事制度改革抑制了政府对行业规模和税收的偏好性投资,降低了供地向部分行业的同质化集中,并提高了企业市场进入率。采用工具变量方法处理内生性后,结论保持稳健。而且,针对国有企业、高技术和高契约行业的进一步检验,得出了更有趣和丰富的结论。根据各行业国家资本占比进行分样本回归发现,占比高的行业改革效果不佳,说明国有企业对商事制度改革不敏感,这限制了商事制度改革总体效果的充分发挥。使用Nunn(2007)、Ciccone and Papaioannou(2009)有关数据测算行业技术和契约强度,实证发现商事制度改革对技术强度较高行业(高技术行业)、契约强度较高行业的作用更强,这些行业在商事制度改革后专业化势头更显著。这表明,商事制度改革可以推动高质量行业更快发展。

本文的研究结论为合理设计和推进商事制度改革、加快产业专业化、促进经济高质量发展等方面提供了如下政策启示:

(1)深化商事制度改革,释放经济增长潜力,跨越“中等收入陷阱”。制度对增长的重要性不言而喻,关于制度改革的理论分析和实践做法非常多,但商事制度改革无疑是近年来中国改革最成功的领域之一,得到了国内外商界、学术界的高度认可。因此,应将商事制度改革相关举措“深耕”下去,做足做细,以此持续推动中国经济增长。尤其是在中国经济增速下滑、新型冠状病毒肺炎疫情拉低增长动力的背景下,释放经济长期增长潜力至关重要。正如Acemoglu and Robinson(2012)所认为的,中国在达到中等收入水平之后,能否持续增长主要取决于政府向着包容性制度改革的决心。

(2)细化商事制度改革,加快推动高技术和高契约行业的专业化,促进经济高质量发展。商事制度改革可以推动产业专业化,并可加快高科技和高契约行业的发展,对于中国自身发展以及应对国际挑战具有重要意义。当前国际经贸环境恶化,贸易摩擦和逆全球化加剧了对外贸易和科技引进的复杂性和困难性。商事制度改革应为中国自主创新和产业链升级提供精准服务,瞄准特定技术(如5G)、特定产品(如芯片)、特定行业(如信息技术等生产性服务业)为其提供更便捷的准入条件以及更宽松的监管环境。

(3)加强权力清单制度等改革的互补性,抑制地方政府的规模偏好,更好发挥政府作用。地方政



府在经济发展中起到重要作用,是中国经济“腾飞”的关键因素之一,但其中也存在规模偏好、保护主义等问题,为此中央政府大力倡导简政放权为核心的“放管服”改革,商事制度改革也在这个范畴之内。究其本质,就是要正确处理政府与市场的关系,既是为了使市场在资源配置中起决定性作用,也是为了更好发挥政府作用。只有切实推进政府改革,经济改革的效果才能事半功倍,所以商事制度改革的过程中需与政府权力清单、信用体系构建等改革相互协调、相得益彰。

(4)增强国有企业的市场化改革,为商事制度改革发挥作用腾出更多空间,为产业专业化的全面推进提供机会。国有企业数量、产出、就业等方面远低于民营企业,但在一些资金密集型、技术密集型、能源密集型行业占据主导地位,甚至是垄断地位。国有企业对商事制度改革以及其他一些市场化改革不敏感,拉低了改革效果,使各类市场资源不能有效配置到高效率领域,导致产业专业化水平较低。所以,应加快国有企业的混合所有制改革、分类改革等市场化改革,为中国产业专业化和经济高质量发展提供更多机遇。

#### [参考文献]

- [1]艾琳,王刚. 商事登记制度改革的行政审批视角解析——兼评广东省及深圳市商事登记制度改革的实践[J]. 中国行政管理, 2014,(1):19-25.
- [2]白重恩,杜颖娟,陶志刚,全月婷. 地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势[J]. 经济研究, 2004,(4): 29-40.
- [3]毕青苗,陈希路,徐现祥,李书娟. 行政审批改革与企业进入[J]. 经济研究, 2018,(2):140-155.
- [4]陈刚. 管制与创业——来自中国的微观证据[J]. 管理世界, 2015,(5):89-99.
- [5]郭凯明,杭静,颜色. 中国改革开放以来产业结构转型的影响因素[J]. 经济研究, 2017,(3):32-46.
- [6]黄玖立,李坤望. 对外贸易、地方保护和中国的产业布局[J]. 经济学(季刊), 2006,(3):733-760.
- [7]黄亮雄,孙湘湘,王贤彬. 商事制度改革有效激发创业了吗?——来自地级市的证据[J]. 财经研究, 2020,(2): 142-155.
- [8]刘斌,黄坤,王雷. 谁更愿意去库存: 国有还是非国有房地产企业[J]. 经济研究, 2018,(6):112-126.
- [9]刘诚,钟春平. 产能扩张中的行政审批: 成也萧何,败也萧何[J]. 财贸经济, 2018,(3):50-64.
- [10]刘小鲁,李泓霖. 产品质量监管中的所有制偏向[J]. 经济研究, 2015,(7):146-159.
- [11]马光荣,杨恩艳,周敏倩. 财政分权、地方保护与中国的地区专业化[J]. 南方经济, 2010,(1):15-27.
- [12]毛其淋,盛斌. 中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化[J]. 经济研究, 2013,(4):16-29.
- [13]沈立人,戴园晨. 我国“诸侯经济”的形成及其弊端和根源[J]. 经济研究, 1990,(3):12-19.
- [14]世界银行. 2008 中国营商环境报告[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2008.
- [15]王文甫,明娟,岳超云. 企业规模、地方政府干预与产能过剩[J]. 管理世界, 2014,(10):17-36.
- [16]王永进,冯笑. 行政审批制度改革与企业创新[J]. 中国工业经济, 2018,(2):24-42.
- [17]吴利学,刘诚. 项目匹配与中国产能过剩[J]. 经济研究, 2018,(10):67-81.
- [18]吴意云,朱希伟. 中国为何过早进入再分散: 产业政策与经济地理[J]. 世界经济, 2015,(2):140-166.
- [19]夏后学,谭清美,白俊红. 营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据[J]. 经济研究, 2019,(4):84-98.
- [20]夏杰长,刘诚. 行政审批改革、交易费用与中国经济增长[J]. 管理世界, 2017,(4):47-59.
- [21]冼国明,文东伟. FDI、地区专业化与产业集聚[J]. 管理世界, 2006,(12):18-31.
- [22]薛爽,洪昀,陈昕. 股权性质、政治关系与地方政府拉闸限电——来自有色金属行业的经验证据[J]. 金融研究, 2013,(3):130-142.
- [23]杨瑞龙,王元,聂辉华. “准官员”的晋升机制: 来自中国央企的证据[J]. 管理世界, 2013,(3):23-33.
- [24]袁靖波,周志民,周南,周晨. 管制放松后的企业竞争行动、竞争对手分类与销售绩效[J]. 管理世界, 2019,(6): 179-192.

- [25]张建华,程文. 中国地区产业专业化演变的U型规律[J]. 中国社会科学, 2012,(1):76-97.
- [26]张莉,朱光顺,李夏洋,王贤彬. 重点产业政策与地方政府的资源配置[J]. 中国工业经济, 2017,(8):63-80.
- [27]Acemoglu, D., and J. A. Robinson. *Why Nations Fail: The Origins of Power, Prosperity, and Poverty*[M]. New York: Crown Business, 2012.
- [28]Aghion, P., R. Burgess, S. J. Redding, and F. Zilibotti. The Unequal Effects of Liberalization: Evidence from Dismantling the License Raj in India[J]. *American Economic Review*, 2008,98(4):1397-1412.
- [29]Bai, C., C. Hsieh, and Z. Song. Crony Capitalism with Chinese Characteristics [EB/OL]. [https://china.ucsd.edu/\\_files/pe-2014/10062014\\_Paper\\_Bai\\_Chong.pdf](https://china.ucsd.edu/_files/pe-2014/10062014_Paper_Bai_Chong.pdf), 2014.
- [30]Bai, C., Z. Tao, and Y. S. Tong. Bureaucratic Integration and Regional Specialization in China [J]. *China Economic Review*, 2008,19(2):308-319.
- [31]Barwick, P. J., M. Kalouptsi, and N. Zahur. China's Industrial Policy: An Empirical Evaluation [J]. NBER Working Paper, 2019.
- [32]Brandt, L., J. V. Biesebroeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012,97(2):339-351.
- [33]Branstetter, L., F. Lima, L. J. Taylor, and A. Venancio. Do Entry Regulations Deter Entrepreneurship and Job Creation? Evidence from Recent Reforms in Portugal[J]. *Economic Journal*, 2014,124(577):805-832.
- [34]Ciccone, A., and E. Papaioannou. Human Capital, the Structure of Production, and Growth [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2009,91(2):66-82.
- [35]Ellison, G., and E. L. Glaeser. Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach[J]. *Journal of Political Economy*, 1997,105(5):889-927.
- [36]Hart, O. *Firm, Contracts and Financial Structure*[M]. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- [37]Hoover, E. M. The Measurement of Industrial Localization [J]. *Review of Economic Statistics*, 1936,18(4):162-171.
- [38]Imbs, J., and R. Wacziarg. Stages of Diversification[J]. *American Economic Review*, 2003,93(1):63-86.
- [39]Klapper, L., L. Laeven, and R. Rajan. Entry Regulation as a Barrier to Entrepreneurship [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006,82(3):591-629.
- [40]Krugman, P. Increasing Returns and Economic Geography[J]. *Journal of Political Economy*, 1991,99(3):483-499.
- [41]Krugman, P., and A. J. Venables. Globalization and the Inequality of Nations [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1995,110(4):857-880.
- [42]Levchenko, A. A. Institutional Quality and International Trade [J]. *Review of Economic Studies*, 2007,74(3):791-819.
- [43]Li, H., and L. A. Zhou. Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China[J]. *Journal of Public Economics*, 2005,89(9-10):1743-1762.
- [44]Lu, J., and Z. Tao. Trends and Determinants of China's Industrial Agglomeration [J]. *Journal of Urban Economics*, 2009,65(2):167-180.
- [45]Nunn, N. Relationship-Specificity, Incomplete Contracts, and the Pattern of Trade [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2007,122(2):569-600.
- [46]Ohlin, B. *International and Interregional Trade*[M]. Cambridge: Harvard University Press, 1952.
- [47]Olley, G. S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. *Econometrica*, 1996,64(6):1263-1297.
- [48]Tombe, T., and X. Zhu. Trade, Migration and Productivity: A Quantitative Analysis of China [J]. *American Economic Review*, 2019,109(5):1843-1872.

- [49]Wu, Y., X. Zhu, and N. Groenewold. The Determinants and Effectiveness of Industrial Policy in China: A Study Based on Five-Year Plans[J]. *China Economic Review*, 2019, (53):225–242.
- [50]Young, A. Increasing Returns and Economic Progress[J]. *Economic Journal*, 1928, 38(152):527–542.
- [51]Young, A. The Razor’s Edge: Distortions and Incremental Reform in the People’s Republic of China[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115(4):1091–1135.
- [52]Zhu, X., and Y. Zhang. Political Mobility and Dynamic Diffusion of Innovation: The Spread of Municipal Pro-business Administrative Reform in China [J]. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 2016, 26(3):535–551.
- [53]Zingales, L. Towards a Political Theory of the Firm[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2017, 31(3):113–30.

## Commercial System Reform and Industrial Specialization

LIU Cheng<sup>1</sup>, YANG Ji-dong<sup>2</sup>

(1. National Academy of Economic Strategy CASS, Beijing 100028, China;

2. School of Economics, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

**Abstract:** The commercial system reform is a key area of China’s comprehensive deepening reform, and also the core content of optimizing the business environment. It will surely have a far-reaching impact on China’s economic development. This paper investigates the role of commercial system reform in promoting industrial specialization. By constructing the game model of local government and enterprises in the project market, it is proved that the commercial system reform can restrict the government’s behavior and promote the specialization of regional industry. Using dummy variables of whether established a market authority to measure the degree of commercial system reform in 261 cities in 2007–2015, and the transfer data of industrial land to construct gini coefficient to measure the level of industrial specialization, the empirical results show that: The commercial system reform significantly increases specialization level, and the establishment of a market authority can improve the level of specialization by 0.031, which is 6% of its mean value and 31% of its standard deviation. From the perspective of action mechanism, commercial system reform restrains the government’s preferential investment in industry scale and tax, promotes the free entry of enterprises into the market, and reduces the homogenization and concentration of investment in some industries. The SOEs are not sensitive to the role of commercial system reform, and the above conclusions become insignificant when only the samples of industries with high proportion of state-owned assets are used. The commercial system reform plays a stronger role in high-contract industries and high-tech industries. When variables such as the establishment of administrative examination and approval center and the cost of starting an enterprise are used as instrumental variables to deal with the endogeneity problem, the basic conclusion remains stable. These results indicate that the commercial system reform should be further accelerated, and industrial specialization should be promoted in accordance with the preferences of local governments, the technology and contract intensity of the industry, and the ownership nature of enterprises, so as to promote the high-quality development of China’s economy.

**Key Words:** commercial system reform; industrial specialization; industrial land transfer; contract intensity

**JEL Classification:** H11 L16 P21

[责任编辑:覃毅]