

# 资本要素市场扭曲对企业技术创新影响： 机制、异质性与持续性<sup>\*①</sup>

陈经伟 姜能鹏

**摘要：**资本要素市场扭曲作为外部摩擦因子将对企业自主创新能力产生干扰，本文在借鉴相关文献基础上构建了一个“新兴加转轨”中国资本要素市场扭曲影响企业技术创新作用机制分析框架，综合运用系统GMM和工具变量法对这一问题进行验证，并针对中国存在的企业规模、所有制形式和要素密集度之差异性状况进行异质性和动态进一步分析。研究说明：

(1) 转型时期中国一些基础性制度因素所造成的资本要素市场扭曲形成一种外部摩擦因子，主要通过企业要素密集度转变、管理效率与生产效率三个机制及其渠道对企业研发投入和研发人才有效配置产生干扰或误置，对企业的研发活动和研发效率产生影响并最终抑制企业技术创新能力提升。(2) 基于企业异质性，中国资本要素市场扭曲对国有企业技术创新能力抑制作用小于非国有企业，且对资本密集型企业技术创新能力的抑制作用比较显著，对劳动密集型企业并未表现出抑制作用。(3) 基于动态视角，中国资本要素市场扭曲程度的提升不仅会抑制企业技术创新，而且对企业创新机制具有一定的持续性负向影响。为提升企业自主创新能力并实现“技术追赶”，加快中国资本要素市场化改革步伐和优化资本要素配置效率，并使资本要素在企业技术创新领域发挥其激励作用，已成迫切之举。

**关键词：**资本要素市场扭曲 技术创新 机制 异质性 持续性

JEL: F124. 3; F125

## The Influence of Distortion of Capital Factor Market on Enterprise Technological Innovation: Mechanism, Heterogeneity and Sustainability

Chen Jingwei<sup>1</sup> Jiang Nengpeng<sup>2</sup>

(1. Institute of Finance, Chinese Academy of Social Sciences;

2. Ministry of Commerce of the People's Republic of China, Policy Research Office )

**Abstract:** As an external friction factor, the distortion of the capital factor market will interfere with the independent innovation capability of enterprises. Based on relevant literature, this paper constructs a "emerging and transition" China's capital factor market distortions affecting corporate technological innovation mechanism analysis framework. This article comprehensively uses the system GMM and the instrumental variable method to verify this issue, and further analyzes the heterogeneity and dynamics of the differences in the size of enterprises, ownership forms and factor intensity in China. The research explains: (1) The distortion of the capital factor market caused by some basic institutional factors in China during the transition period forms an external friction factor. Through the transformation of enterprise factor intensity, management efficiency and production efficiency mechanisms and channels, they interfere with or misplace the enterprise's R&D investment and the effective allocation of R&D talents, which will affect the R&D activities and R&D efficiency of the enterprise and ultimately inhibit the improvement of enterprise technological innovation capabilities. (2) Based on the heterogeneity of enterprises, the

<sup>①</sup> 陈经伟，中国社会科学院金融研究所，邮政编码：100710，电子邮箱：chenjw1112@126.com。姜能鹏，商务部政策研究室，邮政编码：100731，电子邮箱：jiangnengpeng@163.com。作者感谢匿名评审人的宝贵意见，文责自负。

distortion of China's capital factor market has less restraining effect on the technological innovation capacity of state-owned enterprises than non-state-owned enterprises. The restraining effect on the technological innovation ability of capital-intensive enterprises is more significant. It does not affect labor-intensive enterprises. (3) Based on a dynamic perspective, the increase in the degree of distortion of China's capital factor market will not only inhibit corporate technological innovation, but also have a certain continuous negative impact on corporate innovation mechanisms. In order to enhance the independent innovation capability of enterprises and achieve "technical catch-up", it has become an urgent move to speed up China's capital factor market reform and optimize the efficiency of capital factor allocation, and to enable capital factors to play their role in the field of corporate technological innovation.

**Keywords:** Distortion of capital factor market; Technological innovation; Mechanism; Heterogeneity; Sustainability

## 一、引言

中国改革开放以来，一般消费品市场和生产资料市场通过市场化改革取得了显著成效，而更为基础、更为重要的诸如资本、劳动力、土地以及技术等在内的生产要素的市场化改革进程却明显滞后，仍存在较为明显的价格扭曲和市场分割等问题，理论界称之为“要素市场扭曲”经济现象。资本要素市场扭曲作为该现象当中重要组成部分，它一般是指资本要素的配置状态偏离帕累托最优，或者资本要素在市场运行过程中因受到如政府干预、市场机制不完善以及信息不对称等机制影响，导致资本要素在市场自由流动中产生障碍或者摩擦；或是因金融抑制下分割的市场阻碍了资本要素的自由流动，效率较低的经济部门占有大量资本要素，资本配置效率受到抑制。为配合党的十九大和十九届五中全会提出的创新驱动发展国家战略有效实施，相关政策措施除了关注知识产权保护或者税收优惠等激励性手段支持企业开展技术创新以外，还要充分考虑资本要素市场扭曲这一干扰性因素会阻碍 R&D，其结果是对企业自主创新能力产生直接或间接影响。为此，深度分析资本要素市场扭曲影响企业技术创新内在机制，为推进金融支持企业技术创新实施具体有效的政策措施而提供理论支持，无疑具有相应的现实意义。

技术创新是一个涵盖多方面的复杂范畴，学术界已从技术、市场、组织、创新政策等多个维度，以及从宏观和微观等层面开展了相应的研究且成果丰硕，金融市场激励或约束机制与创新系统之间关系受到越来越多学者关注，研究成果为国家创新科技政策体系的顶层设计开阔了视野，但基于发展中国家背景的在系统性、协同性、动态性等研究视角及其内容与方法等方面仍需要加强，特别是立足于转型期中国的一些特质与现象及其机理问题更应深入。鉴于近十多年来中国企业在申请和被授权的发明、实用新型和外观设计三种类型的专利技术数量均呈现迅猛发展态势，从 2004 年的 27.89 万项增长到 2019 年的 432.3 万项，年平均增长率超过 80%，2019 年中国受理专利申请数量全球排名第一，达 140 万件<sup>①</sup>。专利技术作为一种标志性的具有法律效力的创新行为，它既是衡量企业、行业乃至国家技术创新产出和知识产品创造的有效且重要指标之一，又是企业资本要素和企业人力资本以及企业技术（潜在生产力）转化为现实的生产力（知识形态转化为物质形态）衔接载体。为此，本文试图在借鉴 Hsieh & Klenow（2009）生产率误置分析和有关资本约束企业创新资源优化配置的思

---

<sup>①</sup> 据中国专利分类：发明专利突出创造性，技术含量最高；实用新型专利侧重新技术方案改进，创造性标准低于发明专利；外观设计专利着重产品外观改进，创造性更次之；《世界知识产权指标》2019 年度报告。

路和方法基础上,构建一个“新兴加转轨”中国资本要素市场扭曲影响企业技术创新形成机制的分析框架,并选用中国 1998-2013 年企业专利数据进行经验分析。本文侧重于资本资源约束效应和资本要素利用效率对企业研发及其结果影响路径的探讨,同时从企业异质性和持续性层面对这一影响状况进行深度刻画。

## 二、文献评述

资本是企业经营过程中不可或缺的要素,国内外学界探讨金融市场及其效率与技术创新的关系,一些学者侧重于从金融结构和金融市场发展水平等宏观层面分析制度因素如何影响企业投融资行为和创新绩效的发挥,进而促进一国技术创新(Beck et al., 2000; 李平、许家云, 2011; 林志帆、龙晓旋, 2015; 景光正等, 2017), 而更多的学者则从金融市场约束及各种负外部效应的存在而不利于企业创新资源的优化配置的角度,探讨影响创新体系建立和企业创新能力提升以及企业创新投入低于社会期望水平等具体内容。其基本逻辑是,企业创新活动得以顺畅运行的前提条件是资本和研发人才的配合,资本要素市场扭曲将对资本等生产要素正常流动产生干扰,并以此成为阻碍创新企业的 R&D 人员和 R&D 资本等创新资源有效配置的外部摩擦因子;简言之,如果资本要素不能基于市场机制实现有效配置,那么创新效率高的企业无法获取足够的低成本资本要素,企业的各项创新活动就不能正常推进(李欣泽、陈言, 2018)。

基于上述逻辑,资本要素市场扭曲影响企业技术创新效应的已有研究,不同的学者主要从如下几个层面展开:第一,通过构建异质性企业多部门理论模型直接测度资本要素市场扭曲造成全要素生产率损失的程度,进而形成以资本配置效率影响全要素生产率为代表的分析路径(Restuccia & Rogerson, 2008; Hsieh et al., 2009; Brand et al., 2013);第二,由于金融市场发展与技术看新之间存在一定关联性,一些学者将研究的视角转向关注金融市场发展与企业研发(R&D)投入之间的关系和作用机制的探讨,如 Kim & Weisbach (2008)、张璇等(2017)探讨融资约束和企业研发投入之间的内在传导机制;第三,有的学者关注于资本要素市场扭曲影响技术创新的主要路径,如罗德明等(2012)和毛其淋(2013)从资本错配机制(市场分割、资本要素价格信号失真)角度,探讨资本配置效率问题,说明资本要素市场扭曲引致的资源不合理配置阻碍企业创新效率和创新成果转化;第四,一些学者从政策性偏差角度探讨资本配置不合理影响企业研发活动的行为,如政府政策性垄断或偏向增加了企业寻租活动,其结果将抑制企业将所获资本投入到研发活动当中,企业将丧失通过提升技术水平赚取更多利润的动力(Claessens et al., 2008);再如政府行为使得企业无法在市场中获得相应的研发收益和补偿,企业出于投入产出考虑会选择将资本和人才从研发活动中转移到寻租或非生产性投机活动,而资本要素不同程度被低估也会刺激企业基于要素替代原理使用资本要素,其结果是减少了通过研发实现技术创新的动力或意愿(李永等, 2013)。

为了从微观层面探析要素市场扭曲对企业技术创新活动产生的影响,诸多学者利用现实数据和多种实证方法对生产要素价格扭曲和企业 R&D 投入之间的关系进行了实证检验。Hsieh & Klenow (2009)利用异质性企业的垄断竞争模型,分析了中国资本和劳动力的不合理配置所造成的要素市场扭曲对全要素生产率的影响,发现要素市场扭曲导致的分配无效率,致使中国在 1998-2005 年间的全要素生产率平均每年损失 2%;张杰等(2011)通过对中国工业要素价格扭曲与企业 R&D 投入之间的关系进行检验后发现,由于要素市场处于扭曲状态所引致的寻租机会,将诱使企业更多的通过寻租获取短期优势而忽视了通过技术创新获取长期优势,最终减少了创新研发活动和研发投入;杨洋等(2015)实证检验了企业补贴对其创新绩效的影响,发现在要素市场扭曲程度越低的地区,政府补贴促进企业创新绩效的

作用越强，且要素市场扭曲程度同样影响企业所有制对政府补贴和创新绩效的调节作用。Ljungwall & Tingvall（2015）的研究说明，由于中国存在较为严重的要素市场扭曲现象，因而 R&D 支出所带来的增长效应也要低于其他国家；白俊红、卞元超（2016）的研究发现，中国存在的要素市场扭曲情况会显著抑制创新生产活动的开展以及效率的提升。

既有研究已经说明，中国资本要素市场扭曲是影响企业技术创新的重要因素，不同扭曲状况对企业研发投入和研发活动会产生相应影响，进而抑制企业创新生产活动开展及企业创新效率提升。然而，已有研究主要以全要素生产率为代表来分析企业技术创新的影响机制，或者从金融发展和金融结构与企业研发（R&D）投入之间关系的视角探讨作用机制，或者通过研究融资约束和企业研发投入之间的内在传导机制来分析资本配置效率。这些研究偏向于宏观和中观层面的效应影响，仍然缺少资本要素与企业技术创新之间关系微观机制的系统性分析，很难对转型时期中国企业创新壁垒的形成机制、异质性原因以及企业和市场特征对企业创新影响机理做出合理解释，尤其是一些经验分析在技术层面看似合理，但所得出的研究结论并未能为中国下一步金融体系改革提供一条明晰的战略导向。实际上，与多数发展中国家一样，金融市场发展尚不完善和金融摩擦的问题并存且具有一定的制度依赖性，对于现阶段转型时期中国而言是一种共识，而准确剖析和刻画中国目前企业资本要素和人力资本以及潜在生产力转化为现实生产力（知识形态转化为物质形态）当中的资本市场约束机理，是解决资本要素效率与企业技术创新效应两者关系的衔接点和前提条件。

鉴于此，本文从“新兴加转轨”特定角度尝试构建一个综合性资本约束传导机理分析框架对现有文献进行拓展，可能的边际贡献在于：第一，与既有文献以全要素生产率为基准来分析资本要素市场扭曲与企业技术创新机制之间关系有所不同<sup>①</sup>，本文专注于企业技术创新的资本等要素投入阶段性的产出效应，以企业申请专利数量作为衡量企业技术创新的主要指标，配合以体现企业技术创新成果和效益的新产品产值进行稳健性检验，采用系统 GMM 和工具变量法等方法对内生性问题进行有效处理，从传导机制、企业异质性与持续性等视角探讨了资本要素市场扭曲对企业技术创新的影响。第二，针对中国“新兴加转轨”经济特征，从理论上系统阐释了资本要素市场扭曲影响企业技术创新的传导机理，综合运用基于垄断势力视角的测度方法和基于扭曲税视角的方法对企业面临的资本要素市场扭曲程度进行测度，并实证检验了资本要素市场扭曲影响企业技术创新的传导机理，为诠释资本要素市场改革进程中企业技术创新面临的约束问题提供了新的研究视角。本文对这两方面内容的深入探讨和刻画，不仅能够丰富既有研究对于企业技术创新微观机制的认识，而且可以为完善中国资本配置效率相关政策制定提供了相应的启示和理论支持。

### 三、资本要素市场扭曲影响企业技术创新的传导机理

资本要素市场扭曲源于金融摩擦是学术界一个基本共识，而金融摩擦一般是指金融市场中显著影响资本要素自由流动的诸多因素，包括政策性扭曲<sup>②</sup>、信息不对称<sup>③</sup>以及不完全契

---

<sup>①</sup> 实际上，我们在选取企业技术创新代理变量时，已考虑到学术界关于全要素生产率内涵一般界定，即技术水平、企业管理水平、要素配置结构、企业规模等多种因素的综合贡献，故本文讨论的“企业技术创新”在一定程度对应的是全要素生产率中可分解出来的“技术水平”。本文以专利数量作为衡量企业技术创新的主要指标，与传统全要素生产率测度方法比较，其意在分离出企业管理水平（对应“技术效率”）对全要素生产率的影响，而且采用新产品产值进行稳健性检验，在一定程度上也体现出对既有文献有益补充。

<sup>②</sup> 主要指政府面向某些企业发放优惠信贷，这就造成融资成本在企业间存在差异（Gilchrist 等，2013）。

<sup>③</sup> 主要指信贷活动中金融机构无法充分获取关于借款人相关信息，为避免贷款可能出现的损

约<sup>①</sup>等内容,造成金融市场供给不充分和市场交易受限等现象发生。由于中国处于经济金融转型过程中,受到多项基础性制度和诸多因素影响,资本要素市场的市场化进程滞后于产品市场的市场化进程,长期以来难以实现市场机制有效配置,资本要素配置除了受制于信息不对称和不完全契约等一般纯市场因素以外,还存在一些转型时期突出制度因素问题,诸如垄断与市场分割(戴魁早、刘友金,2016)、要素价格人为扭曲与价格刚性(毛其淋,2013)、资本市场行政性干预与流动障碍(张天华、张少华,2016)等等。在政府控制如资本等要素配置权和垄断条件下,若企业通过向政府部门或国有银行寻租获得低成本的资本要素或获得超额利润,企业对通过 R&D 投入和提升技术创新能力而获取更高收益的动机和意愿将被削弱(张杰等,2011;李政等,2018);若企业通过其他非研发活动可能获取比研发投入更高的直接收益,企业基于投入产出考虑极有可能倾向地挤出企业研发投入(林伯强、杜克锐,2013)。另外,政府部门往往通过国有银行等方式主导并在一定程度上垄断着资本要素的初始配置和价格制定,造成资本要素及其价格差异化(不同特质企业的融资成本存在差异),进而加剧了资本要素市场扭曲度,形成中国目前资本要素市场扭曲的主要表现形式。

为了进一步探讨这种经济现象影响企业技术创新的路径及其微观机制,本文借鉴 Hsieh & Klenow (2009) 分析资本要素市场扭曲对生产率误置的思路,构建一个“新兴加转轨”综合性概念框架下资本要素市场扭曲影响企业技术创新机制,其基本逻辑是:中国资本要素在一系列外部因素的干扰下可能会导致其实际价格与均衡价格的偏离等要素市场扭曲状态,而资本要素市场扭曲将进一步对于资本等生产要素正常流动进行干扰,形成一种阻碍企业的 R&D 人员和 R&D 资本等创新资源有效配置的外部摩擦因子,对创新企业内部的管理资源组合、技术转化以及创新投资结果产生误置或“被动偏离”,且主要通过“要素密集度转换、管理效率和生产效率”三个机制及其渠道<sup>②</sup>影响企业技术创新效应。

1. 要素密集度转换机制。产品质量是企业的生命,企业产品质量提升往往表现为企业产品实现从劳动密集型(资源密集型)向资本密集型(技术密集型)转变,而要实现这一转变则需要相应的研发资本投入和和研发型劳动力的参与,形成企业技术创新与企业研发投入之间一种逻辑对应关系<sup>③</sup>。如果资本要素价格信号失真,使得市场无法基于要素价格信号优化调整资源在不同主体间的配置状态,造成资本要素使用效率低下,这也意味着一些企业希望通过研发活动提升技术创新的投资决策在资本获得性方面产生偏差,基于要素替代原理企业进行研发活动的动力或意愿下降,其结果是企业研发投入减少(李永等,2013),企业技术创新能力和产品要素密集度转换机制得不到有效改善。以上分析说明,企业在推动技术创新前期往往要经历逐步从劳动密集型向资本密集型(技术密集型)转化的过程,当资本要素市场处于扭曲状态时,部分企业将面临资本约束,其向资本密集型转化的过程将无法实现,减少企业提升自主创新能力机会。

2. 管理效率机制。企业管理是对企业为了取得最大的投入产出效率而对企业的人力、物力、财力、信息等资源进行组织和协调等一系列活动的总称,它同时是一个包含经营、组织、协调和控制等多方面的复杂体系,而技术创新对于企业不仅仅是一项技术性活动,它往往需要先进的企业管理文化和创新激励方式及创新管理模式相互配套与协同(Bloom & Van Reenen, 2016)。企业若倾向于与政府官员建立寻租关系来获得低成本要素资源,寻租活动产生的超额收益会吸引更多的企业创新资源和人才管理转移到非生产的寻租活动中去的同

---

失,金融机构需要收取验证成本(costly state verification)。

<sup>①</sup> 主要指指借贷关系后的“受限执行”(limited enforcement),当借款人出现违约状况时,金融机构并无充分的手段和措施保证其完全收回款项。

<sup>②</sup> 这三个路径基本上代表了企业运营中“产品质量(技术含量)、管理水平和生产能力”三个重要环节。

<sup>③</sup> 为此学术界往往把企业技术创新定义为研发投入的函数。

时，企业还会减少通过对 R&D 投入和提升管理效率来提升企业竞争能力的组织与协调安排，从而对企业的研发活动和创新管理产生挤出效应（余明桂等，2010）。该机制逻辑是，企业创新是一项管理资源组合和先进技术的吸收转化过程，管理效率的提升有助于企业优化整合内部创新资源和创新体系，而资本要素市场扭曲因素会让企业选择非现代企业管理文化和管理模式，导致企业之间管理效率和全要素生产率具有异质性，阻碍企业技术创新体系整体功能充分发挥，资本要素市场扭曲所造成的融资约束往往会增加企业提升管理效率的难度，其结果是减弱了企业技术创新能力效果。

3. 生产效率机制。提升生产效率主要体现为企业为实现其预定目标而对企业存量资源进行组合或增量资源进行投入的经营活动。企业提升生产效率进而带动自身创新能力跃升一般需经历两个阶段：在第一阶段，竞争压力（如改善生产工具或提高人工生产效率等）和学习效应（如模仿、吸收和改进新技术应用于生产过程等）推动了企业生产效率的提高；在第二阶段，生产效率的提高将有效增强企业对新技术吸收能力，为其完成对获取新技术溢出或转化提供了支持。而资本要素市场扭曲影响企业生产效率情形主要体现为，企业为实现其预定目标需要对企业存量资源进行组合或增量资源进行投入改进的经营活动，而企业为获得国内外优质技术经验，往往需要改进自身生产流程和吸收并消化外部技术溢出，才能够实现其技术创新之目的，资本要素市场扭曲所造成的资金短缺将极大地限制企业生产效率的提升及其后续技术创新环节顺畅推进，使得企业技术创新最终结果可能产生被动偏离。

进一步地，在中国经济转型的背景下，因企业实施技术创新是一个系统和动态过程，企业技术创新体系整体功能要充分发挥往往需要资本和研发人才多维优化组合，而资本要素市场扭曲所导致的资金配置非效率，将对企业创新资源的形成、过程和最终结果均产生影响。在资本要素市场扭曲状态下，一些具有竞争力的技术创新企业因企业属性特征等问题在获得资本要素方面存在不确定性，使其“投资意愿”被动偏离或创新资源配置产生偏差，其最终结果是对企业创新产品实现要素密集度有效转换<sup>①</sup>产生影响。同时，企业要实现管理效率和生产效率的提升也需要一定“门槛效应”和持续资金投入，而资本要素市场扭曲所产生“三重偏离”<sup>②</sup>，会使得一些非技术创新潜质企业，凭借其“政治性主从次序”地位或其他优势（垄断地位或关系）获得相应资本要素配给，这种误置所产生的结果往往会得这些企业未能达到“学习效应”和技术创新能力提升，或者导致这些企业的管理组合、技术转化以及生产“预定目标”产生偏差，形成一种资本要素市场扭曲抑制企业技术创新效应，其具体传导机理如图 1 所示：

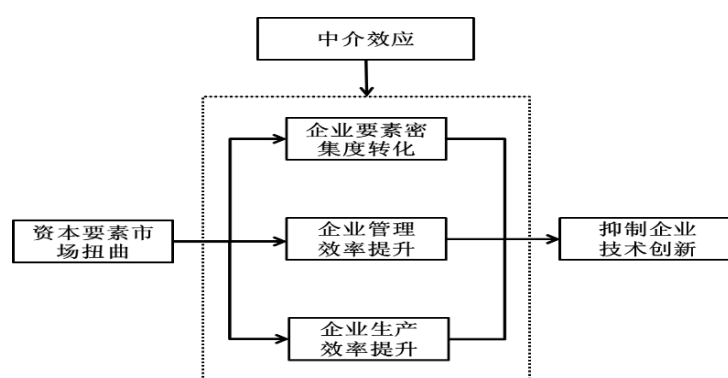


图 1 资本要素市场扭曲影响企业技术创新的传导机理

<sup>①</sup> 如资源密集型向技术密集型、劳动密集型向资本密集型等形式转换。

<sup>②</sup> 分别是：（1）较低的资本要素价格会诱使企业将其所掌握的资源投入到非生产性的寻租活动中，从而对企业的研发活动产生挤出效应；（2）政策性偏向使得企业丧失了通过提升技术水平赚取超额利润的动力；（3）对资本要素价格的低估会刺激企业选择并使用有形要素，而较少投资于管理创新活动。

由于企业创新活动在中国往往受到偏向性政策影响,不同企业在所有制等属性特征上获取资本能力方面也存在较大差异,因而进一步导致资本非市场化错配(张天华、张少华,2016),而且,“新兴加转轨”是中国这一经济体的制度特征,中国融资体系的典型特征是以间接融资为主,其中又以银行为主导。那么,基于企业所有制异质性的融资偏向的现实情况,非国有企业融资难度往往比较大,使其在生产经营过程中不可避免的面临着融资难和融资贵的问题,其结果是企业所有制异质性往往会造成企业在研发资本和研发型劳动力两方面的差异:

(1)从资本存量的视角来看,研发活动从资金投入研发成果产出是一个漫长的过程,不仅研发人员的培养需要长期付出与积累,而且研发资金的占用周期也较长,在外部融资不充分的情况下,企业异质性对于可持续性外部融资能力将决定其研发活动的可投入资金,对企业技术创新活动产生影响。(2)从研发型劳动力存量的视角来看,企业在研发型劳动力方面的积累决定了其知识积累的成效,企业所有制异质性会产生研发型人才集聚差异性,国有企业对人才吸引力强于非国有企业,研发型劳动力在不同所有制企业之间配置不均,在影响研发型人才配置效率的同时也决定了企业技术创新效应最终结果。

## 四、模型设定、数据说明与测度方法

### (一) 模型设定

为了考察中国资本要素市场扭曲对企业技术创新的影响,本文以企业专利申请数为因变量、资本要素市场扭曲作为自变量,构建相应的基础计量模型:

$$\ln INNO_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DISTK_{it} + \gamma_2 Con_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $v_i$ 和 $v_t$ 分别表示企业和年份固定效应; $i$ 和 $t$ 分别表示企业和年份; $\varepsilon_{it}$ 是误差项且服从正态分布; $DISTK_{it}$ 为主解释变量,代表企业所面临的资本要素市场扭曲情况; $\ln INNO_{it}$ 为被解释变量且代表企业技术创新,本文以当年企业专利申请数的对数作为指标来衡量企业技术创新; $Con_{it}$ 为一系列影响企业创新的控制变量,本文在借鉴周黎安、罗凯(2005)、Hirshleifer et al(2012)和张杰等(2011)研究成果基础上所选取的控制变量,包括:企业规模( $\ln\_size$ ),企业主营业务收入(即历年产品销售收入)取对数进行衡量,为消除通货膨胀的影响,本文以1998年价格水平为基准进行平减;企业年龄( $age$ ),以企业开业年份为基准;企业利润率( $profit$ ),通过计算企业营业利润与主营业务收入(产品销售收入)之比得出;融资约束( $cons$ ),用利息支出和固定资产比值来度量;资产负债率( $lr$ ),以企业年末总负债与总资产比值来衡量。

本文使用中介效应<sup>①</sup>模型实证分析中国资本要素市场扭曲影响企业技术创新的传导机理,选择企业要素密集度、管理效率和生产效率作为中介变量,同时借鉴Hayes(2009)的方法,构建如下三组计量模型:

$$INTEN_{it} = a_0 + a_1 DISTK_{it} + a_2 Con_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln INNO_{it} = b_0 + b_1 DISTK_{it} + b_2 INTEN_{it} + b_3 Con_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$MANA_{it} = c_0 + c_1 DISTK_{it} + c_2 Con_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln INNO_{it} = d_0 + d_1 DISTK_{it} + d_2 MANA_{it} + d_3 Con_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln EFF_{it} = e_0 + e_1 DISTK_{it} + e_2 Con_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\ln INNO_{it} = f_0 + f_1 DISTK_{it} + f_2 \ln EFF_{it} + f_3 Con_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

<sup>①</sup> 中介效应一般是指自变量首先影响中介变量,随后中介变量的变化导致因变量的变化。

式(2)~(7)中,  $INTEN_{it}$ 为企业要素密集度且设定劳动密集型和资本密集型取值分别为0和1,  $MANA_{it}$ 为企业管理效率且以管理费用的回归残差进行衡量<sup>①</sup>(Eisfeldt & Papanikolaou, 2013; Qiu & Yu, 2015; 孙浦阳等, 2018);  $lnEFF_{it}$ 为企业生产效率且以人均总产出进行评价(企业人均总产出越高则生产效率越高)。这三个指标构成本文拟考察的资本要素市场扭曲影响企业技术创新传导机理的核心指标。

其余变量的含义与式(1)相同。式(2)说明了资本要素市场扭曲对企业要素密集度的影响,式(3)说明了资本要素市场扭曲和要素密集度对企业技术创新的影响,式(2)和(3)共同说明了资本要素市场扭曲是否通过阻碍企业由劳动密集型向资本密集型的转化来抑制其技术创新能力。式(4)说明了资本要素市场扭曲对企业管理效率的影响,式(5)说明了资本要素市场扭曲和管理效率对企业技术创新的影响,式(4)和(5)共同说明了资本要素市场扭曲是否通过抑制企业管理效率进而阻碍其技术创新能力。式(6)说明了资本要素市场扭曲对企业生产效率的影响,式(7)说明了资本要素市场扭曲和生产效率对企业技术创新的影响,式(6)和(7)共同说明了资本要素市场扭曲是否通过降低企业生产效率进而抑制其技术创新能力的提升。

## (二) 数据说明和变量

本文所选择《中国工业企业数据库》(1998~2013年)中的制造业企业作为分析样本,且选择年销售额为500万元人民币以上的规模企业,并对企业相关财务指标等原始数据进行技术处理:(1)对缺失关键财务指标的企业进行剔除;(2)对小规模且从业人员数小于10人的企业进行剔除;(3)对同年重复财务数据的企业进行剔除;(4)对总资产值小于总固定资产值或总资产值小于固定资产净值等不符合通用会计准则(GAAP)及企业编码缺失的企业样本进行剔除<sup>②</sup>。其中,因2001年和2004年企业增加值数据缺失,这期间数值由相应基础公式<sup>③</sup>手工计算获得;对企业增加值和总产出指标使用GDP平减指数进行调整;对于资本存量指标采用永续盘存法进行计算。对该数据库进行筛选及技术处理结果如表1所示:

表1 1998~2013年工业企业数据库筛选及技术处理结果

年份	原始样本量	各年数据占比	筛选后样本量	占比
1998	165118	3.78%	145861	88.34%
1999	162033	3.71%	138415	85.42%
2000	162883	3.73%	153125	94.01%
2001	169031	3.87%	149784	88.61%
2002	181557	4.15%	161258	88.82%
2003	196222	4.49%	185469	94.52%
2004	276474	6.32%	252164	91.21%
2005	271835	6.22%	249145	91.65%
2006	301961	6.91%	278146	92.11%
2007	336768	7.70%	310847	92.30%
2008	412212	9.43%	385718	93.57%

<sup>①</sup> 本文参考 Qiu & Yu (2015) 的模型(包括企业资产规模、职工数量和价格加成等因素)进行回归处理:因残差项直接反映企业管理效率,故残差项越大则企业管理效率越低;我们将企业管理费用回归残差从小到大进行排序,前10%设定为高效率企业,并把这些企业回归残差的平均值作为基准,以每个企业管理费用的回归残差与该平均值进行比值来衡量企业管理效率,该变量数值越高则企业管理效率越高。

<sup>②</sup> 本文在实证过程中将使用企业的总产出和劳动力投入以及工业增加值等变量进行处理。

<sup>③</sup> 具体公式:企业当年增加值=当年工业总产值+增值税-中间品投入。



2009	320778	7.34%	305418	95.21%
2010	442539	10.12%	402738	91.01%
2011	302593	6.92%	267421	88.38%
2012	324604	7.43%	301627	92.92%
2013	344875	7.89%	329189	95.45%
总数	4371483	100.00%	4016325	91.88%

本文在选取企业技术创新的代理变量时,以专利申请数量作为衡量企业技术创新主要指标,其优势主要体现在:(1)专利申请量和专利授权量在数据统计上比较准确且在类型界定方面也比较清晰,提升数量指标体系明确性;(2)企业专利申请量和专利授权量主要体现的是企业创新产出,而全要素生产率所体现的是技术水平、企业管理水平、要素配置结构、企业规模等多种因素的综合贡献;(3)专利申请量和专利授权量体现为 R&D 投入的成果,与 R&D 投入相互比较,它作为技术创新指标体系,更能够反应出企业投入技术转化效率问题;(4)专利制度具有诱导企业创新作用,主要体现在其制度设计当中的专利权保障机制,既可以公开专利的部分细节有助于技术的扩散,又可以较好保障专利申请者免受抄袭、技术剽窃等而产生负面影响(李兵等,2016);(5)国内外大多数学者将“技术创新”定义为科技发明的商业应用,而新产品产值就是“科技发明”取得的经济或社会效益的直接体现,专利申请与新产品产值结合使用,既体现技术创新的数量,又体现技术创新产生的效益。简言之,从企业的资本投入与技术创新能力提升的角度来看,用企业专利申请数量搭配新产品产值来衡量企业微观技术创新效果,明显优于 R&D、全要素生产率等其他指标。

本文所选择的企业专利数据源于国家知识产权局公布的中国专利数据库,并对数据库原始数据进行相应的技术处理:(1)对于 1998~2013 年各企业专利申请数量,依据数据库中专利所属企业将专利数据按企业年份加总计算得出;(2)对企业专利类型,按照国际通用专利分类标准划分为发明专利、实用新型专利以及外观设计专利三种类型,并按照三种类型的专利在研发难度、价值以及保护期等方面存在显著创新价值差异进行排序:发明专利>实用新型专利>外观设计专利。

本文借鉴 Xie & Zhang (2015) 方法将上述两个数据库进行合并处理,本文以企业名称为桥梁,逐年匹配了 1998~2013 年专利数据和工业企业数据。为了尽可能降低匹配不足或过度匹配问题<sup>①</sup>,本文首先对企业名称进行处理,然后采用精确匹配方法进行匹配,具体处理过程如下:(1)依次剔除企业原始名称中异常符号、将各类括号转换成标准的英文括号、将 ASCII 编码的字母和数字转换成 UTF-8 编码、所有英文字母大写、所有汉语数字替换成阿拉伯数字(地名的数字不替换)、左右括号数量不相等的手动调整成相等,由此得到清洗后的“企业全称”。(2)依次剔除“企业全称”中的下列词汇:有限、责任、股份、公司、厂、省、市、区、县、回族自治区、壮族自治区、维吾尔自治区、自治区,接着剔除括号,由此得到“企业简称”。(3)对“企业全称”,先剔除“公司”这个词汇后的所有内容,然后依次剔除如下词汇:有限、责任、股份、集团、总公司、分公司、公司、总院、分院、总部、分部、总厂、厂、省、市、区、县、回族自治区、壮族自治区、维吾尔自治区、自治区,接着剔除括号与括号中的内容,最后剔除企业名称中所有的地名简称,由此得到“企业关键词”。

(4)将两个数据库的“企业全称”做精确匹配,由此得到基于“企业全称”的匹配结果。

(5)通过“企业简称”,将所有工业企业数据与步骤(4)中尚未匹配上的专利做精确匹配,由此得到基于“企业简称”的匹配结果。

本文检验了专利数据与工业企业数据的匹配质量,我们分年检验了两个数据库的匹配情况,发现能够匹配上的企业数占全部工业企业数据样本量的 12%-16%,这与大部分企业都

<sup>①</sup> 由于中文固有的表达和书写习惯,同一家企业可能在两个数据库中填写不同的名称,这给数据匹配造成一定困难。

没有申请专利的现状相符。而能够匹配上的企业数占专利数据库中样本数的比重在 73%—99% ，说明绝大部分的专利数据库中的企业都能够在工业企业数据库中找到，匹配结果比较理想。通过以上处理得出的主要变量统计性质如表 2 所示：

表 2 主要变量的描述性统计

变量符号	变量解释	均值	标准差	最小值	最大值
<i>zhuanli</i>	企业专利申请数（个）	0.121	1.230	0	762
<i>DISTK</i>	企业资本要素市场扭曲程度	1543	0.854	1.031	2.192
<i>INTERN</i>	企业要素密集类型	0.223	0.412	0	1
<i>MANA</i>	企业管理效率	1.312	8.762	0.002	655.212
<i>lnEFF</i>	企业生产效率	5.726	1.125	0.132	14.231
<i>ln_size</i>	企业规模	2.432	0.112	0.321	2.451
<i>age</i>	企业年龄（年）	7.861	5.231	0	52
<i>profit</i>	企业利润率	0.067	0.062	0	0.364
<i>cons</i>	融资约束	0.057	0.253	0	8
<i>lr</i>	企业资产负债率	0.587	0.225	0.281	0.967

### （三）资本要素市场扭曲测度方法说明

选择相应的资本要素市场扭曲测度方法与有效数据进行结合与衔接是经验分析基本前提条件。本文对相关研究文献进行梳理，表 3 汇总了已有研究中常采用的有关资本要素市场扭曲程度测度的五种主要方法。其中，生产函数法是目前相关研究中用于测度要素市场扭曲程度的主要方法；市场化指数法主要用于测度地区资本要素市场扭曲程度，其优点是区分了国内不同地区产品市场、要素市场以及市场化程度确实存在一定差异性的状况；影子价格法则是充分考虑了国内产业组合规模效率和产业结构在面临要素市场扭曲情况下效率损失或衡量指标有所不同。为了更为完整并系统地考察资本要素市场扭曲度对企业技术创新影响微观机制，本文将分别采用基于垄断势力视角的测度方法和基于扭曲税视角的测度方法，测度中国企业层面资本要素市场扭曲的程度。这是因为，此种方法综合考虑了资本要素市场扭曲存在差异化影响，并将资本要素市场扭曲从企业垄断势力中分离出来，能更为准确的测度企业层面的资本要素市场扭曲程度。同时，本文还将利用基于扭曲税视角的方法（Hsieh & Klenow, 2009）测度资本要素市场扭曲程度，并用于实证分析中的稳健性检验。

表 3 测度资本要素市场扭曲程度的方法汇总

测度方法	代表文献
生产函数法	史晋川和赵自芳（2007）；王宁和史晋川（2015）；施炳展和冼国明（2012）
市场化指数法	张杰等（2011）；谭洪波（2015）
影子价格法	Atkinson 和 Halvorsen（1980）；赵自芳和史晋川（2006）
基于垄断势力视角的测度方法	盖庆恩等（2015）
基于扭曲税视角的测度方法	Hsieh & Klenow（2009）；邵宜航等（2013）；王文珍和李平（2018）

1.基于垄断势力视角的测度方法。本文借鉴盖庆恩等（2015）将企业的垄断势力分解为企业生产效率的差异和生产效率的扭曲，并根据在位企业的最终价格等于潜在进入者的边际成本这一均衡条件计算出了企业对于资本和劳动的需求函数，最终得出的企业生产函数是：

$$y_i = q_{i,E} \frac{Y}{\mu(i,\tau)} \left[ \frac{\alpha Y}{(1+\tau_{k,i})r} \right]^\alpha \left[ \frac{(1-\alpha)Y}{(1+\tau_{l,i})w} \right]^\beta \quad (8)$$

进而计算出企业层面的资本要素市场扭曲为:

$$distk_i = 1 + \tau_{k,i} = \frac{1}{\mu(i,\tau)r} \frac{\alpha y_i p_i}{k(i,\tau)} \quad (9)$$

其中,  $y_i p_i$  为企业历年增加值且采用工业增加值作为总产出代理变量;  $k(i, \tau)$  为企业资本投入且由永续盘存法计算得出;  $\mu(i, \tau)$  表示企业的垄断势力<sup>①</sup>;  $r$  表示企业资本利率;  $\alpha$  为资本-产出弹性, 我们参照杨汝岱 (2015) LP 方法计算 29 个行业的资本-产出弹性分解到企业后得出。(9) 式也说明了企业利率  $r$  与资本要素市场扭曲程度之间一种对应关系。

2. 基于扭曲税视角的测度方法。本文借鉴邵宜航等 (2013) 以及王文珍、李平 (2018) 研究, 构建资本要素的扭曲税来衡量资本要素成本偏离市场价格的程度, 进而得出资本要素市场扭曲的程度, 具体计算公式如下:

$$distk_{ij} = 1 + \tau_{kij} = \frac{\alpha_j}{1-\alpha_j} * \frac{w_{ij} L_{ij}}{R_{ij} k_{ij}} \quad (10)$$

其中,  $i$  和  $j$  分别表示企业和行业,  $\tau_{kij}$  表示企业资本要素的扭曲情况;  $\alpha_j$  表示行业的劳动产出份额, 采用行业劳动报酬与工业增加值减去主营业务及税收差值之比作为衡量指标;  $w$  和  $R$  分别表示企业劳动和资本的市场价格。其中:  $w$  为企业当年应付工资总额与当年应付福利费总额之和来衡量;  $R$  为企业利息支出与企业负债总额的比值来衡量;  $L_{ij}$  和  $k_{ij}$  分别表示企业所使用的劳动和资本的数量。

## 五、实证检验与分析

### (一) 回归结果分析

为了检验中国资本要素市场扭曲对企业技术创新影响, 本文首先进行 OLS 混合回归, 被解释变量为国内企业专利申请数, 主解释变量为采用垄断势力视角的测度方法计算的资本要素市场扭曲程度, 在回归过程中使用聚类稳健标准误。根据表 4 第 (1) 列所示的实证结果可知,  $DISTK$  系数为 -0.005 且在 10% 水平上显著, 表明资本要素市场扭曲对企业提升技术创新能力具有显著抑制作用。在控制变量中, 企业规模、企业年龄及企业利润率回归系数均为正, 且均在 1% 水平上显著, 表明企业规模越大或存在时间越长且盈利能力越强的企业, 越能够提升自身技术创新能力, 同时说明了企业规模对技术创新能力有较大的影响。另外, 资产负债率与企业技术创新能力也显著正相关性, 说明了资产负债率较高的企业将面临着更大的生存和竞争压力, 其更有动机去提升自主创新能力。

为了检验回归结果准确性, 本文在对中国 1998~2013 年企业面板数据采用随机效应模型回归的基础上进行过度识别检验<sup>②</sup>, 检验结果为  $P=0.0017$ , 说明应拒绝“随机效应模型不存在过度识别”原假设, 为此, 本文选择双向固定效应模型进一步验证资本要素市场扭曲对企业创新能力的影响。表 4 第 (2) 列所示内容为固定效应模型的估计结果, 该结果与采用 OLS 方法所得的检验结果比较相似。表明基本回归结果具有一定的可靠性。

考虑到专利数据可能服从泊松分布回归模型 (Poisson Regression Model) 或者负二项分布回归模型 (Negative Binominal Regression Model), 本文借鉴 Cameron & Trivedi (2005) 做法, 对专利变量进行拟合优度偏差检验,  $\alpha$  的系数为 0.929, 但并不显著, 无法拒绝过度分散参数“ $\alpha=0$ ”的原假设 (对应于泊松回归), 结果表明专利数据并不存在过度分散问题, 故本文进一步使用泊松分布回归模型检验了资本要素市场扭曲对企业技术创新能力的

<sup>①</sup>本文参照 De Loecker & Warzynski (2012) 垄断势力改进算法, 选择要素投入的产出弹性与要素成本占增加值权重的比值进行评价。

<sup>②</sup>由于该回归使用企业层面的聚类标准误与普通标准误有一定差距, 传统豪斯曼检验不适用。

影响。表 4 第 (3) 列为泊松分布回归结果, 在 10% 的显著性水平上显著, 表明资本要素市场扭曲会显著抑制企业创新, 与采用 OLS 和固定效应所得结果相似, 进一步说明且夯实了上述研究结果可靠性。

表 4 资本要素市场扭曲影响企业技术创新的回归分析<sup>①</sup>

	(1)	(2)	(3)
	OLS	FE	poisson
VARs	<i>zhuanli</i>	<i>zhuanli</i>	<i>zhuanli</i>
<i>DISTK</i>	-0.005* (0.003)	-0.006*** (0.001)	-0.004** (0.002)
<i>ln_size</i>	0.786*** (0.043)	0.678*** (0.047)	0.723*** (0.043)
<i>age</i>	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
<i>profit</i>	0.125*** (0.001)	0.159*** (0.003)	0.126*** (0.003)
<i>cons</i>	-0.024*** (0.000)	-0.026*** (0.002)	-0.031*** (0.002)
<i>lr</i>	0.035*** (0.008)	0.042*** (0.006)	0.052*** (0.005)
常数项	-1.312*** (0.066)	-1.824*** (0.047)	-2.212*** (0.047)
企业固定效应	否	是	是
时间固定效应	否	是	是
<i>Observations</i>	2,971,756	2,971,756	2,971,756
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.445	0.421	0.465
<i>alpha</i>			0.929 (0.745)

注: 括号内即为聚类稳健标准误。

### (三) 机制分析

为阐释中国资本要素市场扭曲影响企业提升技术创新能力的传导机理, 本文通过基于中介效应基本原理构建的递归计量模型, 并分别采用 OLS 混合回归和双向固定效应方法, 对资本要素市场扭曲影响企业实现从劳动密集型向资本密集型的转型升级以及管理效率和生产效率提升这三个重要途径进行分析。

表 5 Panel A 为 OLS 混合回归的计量结果, Panel B 为基于固定效应模型的实证结果, 其与前者得出的研究结论基本相同。

表 5 中 Panel A 第 (1) ~ (2) 列报告了影响企业劳动密集型向资本密集型转变机制的实证结果。其中, 第 (1) 列中被解释变量为企业要素密集度, 企业越趋近于资本密集型则该变量系数越大, 资本要素市场扭曲系数为-0.332 且在 1% 的水平上显著, Sobel 检验的 Z

<sup>①</sup>除此之外, 本文还采用基于扭曲税视角的方法 (Hsieh & Klenow, 2009) 再次测度了中国资本要素市场扭曲程度, 并借此进行稳健性检验, OLS 混合回归中资本要素市场扭曲程度变量的系数为-0.008 且在 10% 水平上显著, 双向固定效应模型检验这一系数值为-0.01 且在 10% 水平上显著, 同样说明资本要素市场扭曲会抑制企业技术创新能力提升。

值也在 1%水平上显著,表明资本要素市场扭曲显著抑制了企业由劳动密集型向资本密集型的转型,企业产品无法实现其向知识型或高技术含量转变;第(2)列中资本要素市场扭曲和企业要素密集度的系数分别为-0.212和 0.078且都在 1%水平上显著,Sobel 检验的 Z 值也在 1%水平上显著,表明资本要素市场扭曲抑制技术创新能力提升,其影响逻辑是:资本要素市场扭曲状态下部分企业将面临资本约束,导致其无法从劳动密集型向资本密集型转化过程,最终失去增强自主创新能力的机会。

表 5 中 Panel A 的第(3)~(4)列报告了资本要素市场扭曲通过影响企业改进管理效率,进而抑制技术创新能力之结果。其中,第(3)列中被解释变量为管理效率,该变量数值越大意味着企业管理效率越高,而资本要素市场扭曲系数为-0.523且在 1%水平上显著,Sobel 检验的 Z 值也在 1%水平上显著,说明资本要素市场扭曲显著降低了企业管理效率;第(4)列中资本要素市场扭曲和人均管理成本的系数分别为-0.432和 0.005,且都在 1%的水平上显著,Sobel 检验的 Z 值也在 1%水平上显著,表明资本要素市场扭曲可以通过影响企业管理效率进而影响其技术创新活动有序开展;其基本逻辑是:企业管理是企业为了取得最大的投入产出效率而对企业的人力、物力、财力、信息等资源进行组织 和协调等一系列活动,而资本要素市场扭曲(特别是融资约束)在一定程度上弱化了企业管理效率提升,抑制了企业学习模仿外部先进技术的能力,进而阻碍企业技术创新能力的提升。

表 5 中 Panel A 第(5)~(6)列报告了资本要素市场扭曲通过影响企业生产效率进而抑制其自主创新这一传导机理的过程。其中,第(5)列中的被解释变量为生产效率,以人均总产出作为代理变量,企业生产效率越高则该变量数值越大,资本要素市场扭曲的回归系数为-0.271且在 1%的水平上显著,Sobel 检验的 Z 值也在 1%水平上显著,表明资本要素市场扭曲显著抑制企业生产效率;第(6)列中资本要素市场扭曲和人均总产出的系数分别为-0.642和 0.020且在 1%的水平上显著,Sobel 检验的 Z 值也在 1%水平上显著,表明资本要素市场扭曲可以通过影响企业生产效率提升进而阻碍其创新发展;其基本逻辑在于,提升生产效率主要体现为企业为实现其预定目标而对企业存量资源进行组合或增量资源进行投入改进的经营活动,而资金短缺将影响企业运用及其生产效率提升中的后续环节,企业无法获得改进自身生产流程和吸收外部技术溢出的能力,企业技术创新结果偏离目标。

表 5 资本要素市场扭曲影响企业技术创新的传导机理

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARs	INTERN	zhuanli	MANA	zhuanli	lnEFF	zhuanli
<b>Panel A</b>	<b>OLS</b>					
<i>DISTK</i>	-0.332*** (0.023)	-0.212*** (0.069)	-0.523*** (0.207)	-0.432*** (0.112)	-0.271*** (0.057)	-0.642*** (0.067)
<i>INTERN</i>		0.078*** (0.002)				
<i>MANA</i>				0.005*** (0.002)		
<i>lnEFF</i>						0.020*** (0.002)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定	否	否	否	否	否	否
时间固定	否	否	否	否	否	否
<i>Sobel Z</i>		-3.063***		-2.098***		-6.919***
<i>Observations</i>	2,971,756	2,971,756	2,971,756	2,971,756	2,971,756	2,971,756

<i>R</i> <sup>2</sup>	0.423	0.412	0.336	0.479	0.352	0.442
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<b>Panel B</b>	FE					
<i>DISTK</i>	-0.091* (0.052)	-0.052*** (0.014)	-0.132*** (0.042)	-0.105*** (0.032)	-0.232*** (0.022)	-0.171*** (0.049)
<i>INTERN</i>		0.053*** (0.002)				
<i>MANA</i>				0.016*** (0.003)		
<i>lnEFF</i>						0.042*** (0.002)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
Sobel Z		-3.678***		-2.795***		-3.443***
Observations	2,971,756	2,971,756	2,971,756	2,971,756	2,971,756	2,971,756
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.542	0.431	0.502	0.446	0.332	0.458

注：括号内即为聚类稳健标准误。

#### （四）稳健性检验

本文考虑到资本要素市场扭曲与企业技术创新能力之间可能存在双向因果关系，且所设定的计量模型也难免存在相应的遗漏变量，这两个问题的存在会使得本文实证分析产生潜在内生性问题和回归结果偏差。为获得更为稳健的研究结论，本文进一步采用系统 GMM 和工具变量法考察了资本要素市场扭曲对企业技术创新能力的影响机制。

表 6 第（1）列所示内容为采用系统 GMM 方法所得到的回归结果：资本要素市场扭曲系数为-0.003 且在 10% 水平上显著，说明资本要素市场扭曲对企业提升技术创新能力具有显著抑制作用，同时说明了企业申请专利数这一变量的滞后一期系数为 0.902 且在 1% 水平上显著，这也说明了企业技术创新能力具有一定的自相关性，即虽然企业技术创新能力较强，但与资本投入有差异，企业研发成果往往很难在短时间内形成，必须经过长期积累才能够产生效果。为了检验工具变量有效性，本文采用自回归检验（AR）检测扰动序列的相关性，以 Hansen 检验和 Sargan 检验来判断工具变量，检验结果中 AR（1）P 值小于 0.05，AR（2）P 值大于 0.1，表明模型扰动项之间不存在二阶或更高阶的序列自相关。Hansen 检验 P 值大于 0.1，模型通过了过度识别检验。Sargan 值为 18.652，不能拒绝原假设，可判定为工具变量有效。

在工具变量选择方面，本文借鉴 Card & Krueger（1996）集聚数据处理方法<sup>①</sup>，对样本企业按照城市和行业这两个维度进行分组（城市为企业注册地，行业类别参考国家统计局有关行业统一分类标准），并对样本企业所属区域和行业的编码进行检查与校正，以企业所面临的资本要素市场扭曲程度这个解释变量视为内生变量，将每个分组视为一个集合计算相应的工具变量，其具体公式为：

<sup>①</sup> 该方法在同侪效应的检验中经常使用，比如某个个体所取得的经济社会成果，通常受到其所处班级、社区、学校等特征的影响，为避免回归过程中的内生性问题，相关研究一般借助集聚数据作为相应的工具变量。该方法操作原理：将样本按照某个或某几个特征，比如性别、城市、毕业学校等进行分组，然后计算每组中所有样本内生变量的均值作为其相应的工具变量。

$$X_{ij} = \frac{1}{M-1} \sum_{\substack{n \in N \\ n \neq i}} Y_{nj} \quad (11)$$

其中， $x_{ij}$ 为企业*i*的内生变量*j*所对应工具变量， $Y_{nj}$ 为企业*n*的内生变量*j*，*M*为分组*N*元素个数。该方法的优势在于，地区及行业层面集聚数据的均值与单个样本企业的内生变量的数值密切相关，同一分组的企业所处行业及区域相同或相近，但企业所面临的融资约束及其进行的融资活动是相对独立的。本文经过上述处理，相应变量的工具变量不再是虚拟变量，并借助这些工具变量进行两阶段最小二乘回归，有效避免了内生性问题。

表6第(2)列内容为采用工具变量法的实证结果，DISTK的系数为-0.008且在10%水平上显著，表明资本要素市场扭曲对企业提升技术创新能力具有显著抑制作用。进一步检验工具变量有效性，Cragg-Donald Wald F统计量为167.351，大于10%水平下偏误值为16.38，且大于Staiger & Stock (1997)所提出的临界值10，可拒绝“存在弱工具变量”原假设；考虑本文选取的工具变量个数与内生变量数量相同，即不存在过度识别问题。因此，弱工具变量检验和过度识别检验共同表明本文所选工具变量是有效的。

表6 资本要素市场扭曲影响企业技术创新实证检验的内生性问题处理

	(1)	(2)
	系统GMM	2SLS+IV
VARS	zhuanli	zhuanli
<i>L. zhuanli</i>	0.902*** (0.044)	
<i>DISTK</i>	-0.003* (0.002)	-0.008* (0.005)
<i>ln_size</i>	0.682*** (0.014)	0.641*** (0.011)
<i>age</i>	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
<i>profit</i>	0.182*** (0.032)	0.152*** (0.052)
<i>cons</i>	-0.035*** (0.006)	-0.039*** (0.009)
<i>lr</i>	0.042*** (0.008)	0.025*** (0.004)
常数项	-1.935*** (0.035)	-1.842*** (0.045)
企业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
<i>Observations</i>	2,673,725	2,971,756
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.513	0.452
<i>Sargan</i>	18.652	
<i>Sargan-P</i>	0.247	
<i>Hansen Test-P</i>	0.235	
<i>AR (1) -P</i>	0.003	
<i>AR (2) -P</i>	0.534	

<i>Cragg-Donald Wald F</i>		167.351
----------------------------	--	---------

注：括号内即为聚类稳健标准误。

为进行稳健性检验，本文进一步使用企业新产品产值作为衡量企业技术创新能力的代理变量，再次检验资本要素市场扭曲对企业技术创新影响，其结果仍然体现出资本要素市场扭曲会显著抑制企业技术创新能力，这表明实证结果具有较强的可靠性，具体如表 7 第（1）-（3）列所示。

表 7 资本要素市场扭曲影响企业技术创新的稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)
	OLS	FE	poisson
<i>VARs</i>	<i>inven</i>	<i>inven</i>	<i>inven</i>
<i>DISTK</i>	-0.003* (0.002)	-0.001* (0.000)	-0.002* (0.001)
<i>ln_size</i>	0.316*** (0.049)	0.286*** (0.033)	0.526*** (0.032)
<i>age</i>	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
<i>profit</i>	0.042*** (0.002)	0.086*** (0.005)	0.096*** (0.003)
<i>cons</i>	-0.058* (0.030)	-0.042 (0.031)	-0.035* (0.020)
<i>lr</i>	0.011 (0.048)	0.017*** (0.005)	0.032*** (0.005)
常数项	-0.712*** (0.043)	-0.947*** (0.058)	-1.985*** (0.049)
企业固定效应	否	是	是
时间固定效应	否	是	是
Observations	2,971,756	2,971,756	2,971,756
R <sup>2</sup>	0.401	0.489	0.410

注：括号内即为聚类稳健标准误。

为避免研究过程中样本选择性偏差和混合性偏差或遗漏变量问题发生，本文进一步使用系统 GMM 和工具变量法对上述研究结果进行估计。本文选择 INTERN（企业要素密集度）、lnMANA（企业管理效率）、lnEFF（企业生产效率）作为内生解释变量。

表 8 中 Panel A 为采用两阶段最小二乘法和工具变量法对资本要素市场扭曲影响企业自主创新能力的传导机理进行稳健性检验，实证结果的可靠性主要取决于工具变量的有效性。参照 Stock & Yogo（2005）采用的方法，检验弱工具变量的 Cragg-Donald Wald F 统计量均大于 10% 水平下偏误值为 16.38，且大于 Staiger & Stock（1997）所提出的临界值 10，则可拒绝“存在弱工具变量”原假设。由于本文选取的工具变量个数与内生变量数量相同，故不存在过度识别问题，通过分析表 7 所示的实证结果可知，本文所研究的中国资本要素市场扭曲抑制企业技术创新传导机理的实证结果，与基本回归模型和固定效应模型的实证结果基本一致。本文所使用的企业新产品产值作为衡量企业技术创新能力的代理变量，其检验结果与系统 GMM 检验结果一致，表明资本要素市场扭曲影响企业技术创新的传导机理具有较强的可靠性，具体如表 8 第（7）-（12）列所示。



表 8 资本要素市场扭曲影响企业技术创新传导机理的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARS	INTERN	zhuanli	MANA	zhuanli	lnEFF	zhuanli
<b>Panel A</b>	系统 GMM					
<i>DISTK</i>	-0.287*** (0.032)	-0.248*** (0.076)	-0.223*** (0.042)	-0.203*** (0.073)	-0.329*** (0.032)	-0.325*** (0.074)
<i>INTERN</i>		0.142*** (0.003)				
<i>MANA</i>				0.006*** (0.001)		
<i>lnEFF</i>						0.051*** (0.004)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
<i>Observations</i>	2,971,756	2,971,756	2,971,756	2,971,756	2,971,756	2,971,756
$R^2$	0.431	0.404	0.329	0.421	0.352	0.388
<i>Sobel Z</i>		-2.596***		-1.377***		-5.357***
<i>Cragg-Donald Wald F</i>	783.382	616.354	648.501	403.576	773.322	482.624
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
VARS	INTERN	inven	MANA	inven	lnEFF	inven
<b>Panel B</b>	FE					
<i>DISTK</i>	-0.263*** (0.025)	-0.219*** (0.052)	-0.259*** (0.045)	-0.239*** (0.083)	-0.285*** (0.033)	-0.198*** (0.054)
<i>INTERN</i>		0.111*** (0.003)				
<i>MANA</i>				0.004*** (0.001)		
<i>lnEFF</i>						0.034*** (0.003)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
<i>Observations</i>	2,971,756	2,971,756	2,971,756	2,971,756	2,971,756	2,971,756
$R^2$	0.445	0.352	0.335	0.371	0.302	0.310
<i>Sobel Z</i>		-4.185***		-2.337***		-3.489***
<i>Cragg-Donald Wald F</i>	451.462	490.471	562.829	402.492	572.938	443.481

注：括号内即为聚类稳健标准误。

(五) 拓展性分析

1. 异质性分析

鉴于中国资本要素市场扭曲对于企业技术创新效应的影响可能因企业特征不同而表现出异质性，为此，本文在回归模型（1）的基础上分别引入企业所有制异质性和企业要素密集度这两种因素，对资本要素市场扭曲进行企业异质性影响探究。本文构建的拓展模型如下：

$$\ln INNO_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DISTK_{it} * het_{it} + \gamma_2 Con_{it} + \gamma_3 DISTK_{it} + \gamma_4 het_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

式（12）中， $het_{it}$ 为企业异质性虚拟变量，包括企业规模、企业要素密集度类型和企业所有制性质三个方面。其中，企业规模异质性的用 $size_i$ 表示，根据企业营业收入将全部企业分为规模较大的企业和规模较小的企业，当企业规模较小时 $scale_i=0$ ，当企业规模较大时 $scale_i=1$ ，则 $DISTK*scale_i$ 表示相比于规模较小的企业，要素市场扭曲程度对规模较大企业技术创新能力的影响；企业要素密集度类型用 $fi_i$ 衡量，当企业 $i$ 为劳动密集型时 $fi_i = 0$ ，当企业 $i$ 为资本密集型时 $fi_i = 1$ ，则 $DISTK*fi_i$ 表示相比于劳动密集型企业，要素市场扭曲程度对资本密集型企业技术创新能力的影响；企业所有制性质用 $os_i$ 表示， $os_i = 0$ 时表示企业 $i$ 是国有企业， $os_i = 1$ 则表示非国有企业，则 $DISTK*os_i$ 表示相比于国有企业，资本要素市场扭曲对非国有企业技术创新能力的影响。

### （1）企业规模异质性

表9第（1）列报告了资本要素市场扭曲影响不同规模企业技术创新能力的回归结果，其中 $scale$ 和 $DISTK*scale$ 的系数为0.014和-0.112，且在5%水平上显著。研究结果说明，一方面规模较大企业的技术创新能力更强一些，另一方面资本要素市场扭曲对规模较小企业技术创新能力提升的抑制作用要强一些。其逻辑是，技术创新活动需要一定的规模效应且企业规模与研发效率正相关，而银行等金融机构基于自身风险防控的考虑，往往会优先贷款给规模较大的企业，大企业面临的资本要素市场扭曲程度相对较弱，最终资本要素市场扭曲对规模较小企业技术提升的抑制作用更强。

### （2）企业所有制异质性

资本要素市场扭曲的主要表现之一是企业获取资本要素的能力存在差异，而企业所有制是影响企业获取资本要素能力的重要因素，由于偏向性政策等因素的影响，国有企业获取资本要素的能力强于非国有企业（张天华、张少华，2016）。同时，资本要素从根上决定着企业增加创新活动和创新投入的力度，那么，企业所有制异质性是否会影响资本要素市场扭曲对企业技术创新的作用？本文将全样本划分为国有企业和非国有企业开展分析。

表9第（2）列报告了资本要素市场扭曲影响不同所有制企业技术创新能力的回归结果，其中 $os$ 和 $DISTK*os$ 的系数为0.052和-0.006，且分别在1%和10%水平上显著，说明虽然非国有企业本身的技术创新能力更强，但与国有企业相比，资本要素市场扭曲对非国有企业技术创新能力提升的抑制作用要强一些。其原因在于，非国有企业获取低成本资本要素的能力较弱，普遍面临较为严重的融资约束，而技术创新需要较多的资本投入且难以在短时间内为企业创造利润。因此，非国有企业通常不会将有限的资本更多的投入到创新活动中，导致资本要素市场扭曲对非国有企业技术创新能力提升的抑制作用要强于国有企业。

### （3）企业要素密集度异质性

除了企业所有制性质之外，企业要素密集度也可能是影响企业创新投入和创新活动的重要决定因素。那么，企业要素密集度异质性是否会影响资本要素市场扭曲对企业技术创新的作用？本文将全样本分为资本密集型和劳动密集型企业并展开检验。

表9第（3）列报告了资本要素市场扭曲影响不同要素密集度的企业技术创新能力的回归结果，其中 $fi$ 的系数为0.034且在1%水平上显著，说明资本密集型企业有比较强的技术创新提升能力；而 $DISTK*fi$ 的系数为-0.005，且在10%的水平上显著，说明了相对于劳动密集型企业，资本要素市场扭曲对资本密集型企业技术创新能力的提升会有更强的抑制作用。这一结论从另一角度说明了，与劳动密集型企业相比，资本密集型企业提升自主创新能力的意愿更为强烈，也会将更多的资本要素投入于创新研发活动。反之，资本要素市场扭曲对资本密集型企业技术创新能力的抑制作用要强一些。

表 9 资本要素市场扭曲影响企业技术创新的异质性回归分析

	(1)	(2)	(3)
	企业规模异质性	所有制异质性	要素密集度类型异质性
VARs	<i>zhuanli</i>	<i>zhuanli</i>	<i>zhuanli</i>
<i>DISTK*scale</i>	-0.112** (0.054)		
<i>scale</i>	0.014** (0.007)		
<i>DISTK*os</i>		-0.006* (0.003)	
<i>os</i>		0.052*** (0.003)	
<i>DISTK*fi</i>			-0.005* (0.003)
<i>fi</i>			0.034*** (0.002)
<i>DISTK</i>	-0.032*** (0.001)	-0.014*** (0.001)	-0.006*** (0.001)
<i>ln_size</i>	0.302*** (0.018)	0.278*** (0.029)	0.342*** (0.012)
<i>age</i>	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)
<i>profit</i>	0.048*** (0.002)	0.031*** (0.002)	0.047*** (0.003)
<i>cons</i>	-0.126*** (0.002)	-0.072*** (0.002)	-0.057*** (0.005)
<i>lr</i>	0.042*** (0.005)	0.055*** (0.005)	0.019*** (0.004)
常数项	-1.258*** (0.019)	-2.034*** (0.037)	-1.94*** (0.048)
企业固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
<i>Observations</i>	2,971,756	2,971,756	2,971,756
$R^2$	0.432	0.336	0.362

注：括号内即为聚类稳健标准误。

## 2.持续性分析

上述研究基于静态视角考察了资本要素市场扭曲对企业当期技术创新能力的影响，然而，技术创新能力的提升是一个动态且持续性的过程，这就衍生出另外一个不可避免的问题，那就是资本要素市场扭曲是否会对企业技术创新持续时间产生影响？影响如何？本文将进一步从动态的视角考察这一问题。

本文采用 Kaplan-Meier 方法检验企业所面临的资本要素市场扭曲程度的高低对企业技术创新持续时间的影 响，通过构建生存函数，考察资本要素市场扭曲是否影响企业持续创新时间，具体设定如下：

$$\text{cox}(h_{it}) = \gamma_0 + \gamma_1 \text{DISTK}_{it} + \gamma_2 \text{Con}_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中,  $h$  为企业创新生存函数, 其他变量含义与公式(1)中相同。式(13)使用 COX 模型以 3 年和 11 年区间分别考察资本要素市场扭曲对企业技术创新持续时间的影响。

本文使用生存分析模型探讨资本要素市场扭曲对企业创新持续时间的影响。企业持续创新定义为存活, 考察期内连续存活的样本视为右侧归并样本, 使用 cox 模型分析资本要素市场扭曲对企业创新持续时间的影响。由于考察期内部分企业存在多次不连续创新行为, 故本文假设企业每一次从不创新到创新的时间相互独立, 重新定义企业创新的持续期为企业在考察期内的创新次数, 并进行稳健性分析。在考察期的选取方面, 由于 2004 年新产品产值数据缺失, 本文按照数据特点将 1998~2013 年(2004 年缺失)定义为长期考察期, 将 1998~2001 年、2002~2006 年、2007~2010、2011~2013 年四组时间区间定义为中期考察期。

首先, 本文采用 Kaplan-Meier 方法初步分析资本要素市场扭曲程度高低对企业创新持续时间的影响。根据幂律分布法则, 本文将各考察期资本要素市场扭曲程度 75% 分位点作为高资本要素市场扭曲程度的标准, 发现四组时间区间内面临较高程度资本要素市场扭曲企业的创新持续时间概率均更小。初步证实了资本要素市场扭曲会抑制企业持续创新。

其次, 本文通过引入企业规模、企业年龄、企业利润率、融资约束、资产负债率等变量, 并控制企业固定效应和时间固定效应, 使用 cox 模型分析资本要素市场扭曲对企业创新持续时间的影响。相关回归结果显示, 1998~2013 年、1998~2001 年、2002~2006 年、2007~2010 年、2011~2013 年企业面临的资本要素市场扭曲程度加大了企业退出创新风险(即降低了企业持续技术创新概率)。在 1998~2013 年、2002~2006 年和 2007~2010 年三个考察期内, 资本要素市场扭曲程度的提升显著抑制了企业持续技术创新概率。在 1998~2001 年、2011~2013 年两个考察期内, 资本要素市场扭曲程度的提升也抑制了企业持续技术创新, 但不显著。

综上所述, 本文运用 15 年区间数据分别考察资本要素市场扭曲对企业创新持续时间的影响, 进一步证明了中国资本要素市场扭曲程度的提升不仅会抑制企业技术创新, 而且对企业创新机制具有一定持续性负向影响。这也充分说明了, 加快中国资本要素市场化改革步伐和优化或完善资本要素配置效率机制, 并使资本要素在企业技术创新领域发挥其激励作用, 成为目前迫切之举。

## 六、结论与启示

本文将资本约束引入创新效率研究领域, 利用 1998~2013 年的企业数据考察了中国资本要素市场扭曲对企业技术创新的影响, 相关研究结果表明: (1) 中国资本要素市场扭曲主要通过错配效应、挤出效应以及寻租效应等方式影响企业要素密集度转变和管理效率与生产效率有效提升, 最终抑制企业技术创新能力提升。(2) 由于企业存在所有制和要素密集度等方面异质性, 中国资本要素市场扭曲对非国有企业技术创新能力的抑制作用大于国有企业, 且对资本密集型企业技术创新能力的提升具有显著抑制作用, 但对劳动密集型企业抑制作用不够明显。(3) 中国资本要素市场扭曲程度提升不仅会抑制企业技术创新, 而且对企业创新机制具有一定持续性负向影响。为提升企业自主创新能力并实现“技术追赶”, 加快中国资本要素市场化改革步伐和优化或完善资本要素配置效率机制, 并使资本要素在企业技术创新领域发挥其激励作用, 成为目前迫切之举。

鉴于中国经济转型时期的金融制度和资本结构具有路径依赖性, 要实现技术追赶和“后发优势”, 政府虽然已经出台一些知识产权保护、鼓励科研机构 and 科研人员成果转化以及税

收优惠等政策措施给以激励,但相应的金融机制及其配套的提升资本配置效率等措施仍然不足,尤其是技术与经济有效结合以及知识形态转化为物质形态(从潜在的生产力转化为现实的生产力)这一重要环节在中国资本要素市场化改革当中仍然是一项“短板”。本文对资本要素与企业技术创新之间关系的微观机制分析,为解决我国金融支持企业创新效率这一问题引入了一条新思路,而且有重要的政策启示:

第一,转型时期中国的金融市场发展尚不完善和金融摩擦的问题并存,资本要素市场扭曲问题将引致资源不合理配置并阻碍企业创新效率形成和创新成果转化,为缓解在现阶段这一不利影响,除了加快消除资本要素市场分割和资本要素流动障碍等约束机制以及减少偏向性政策等因素引致资本错配问题以外,还要有针对性的措施助力企业将资本要素投入于关键核心技术的创新研发活动中,在深化金融供给侧结构性改革过程中,可以尝试构建一个与资本要素市场化相互配套的“补短板”金融市场激励机制,该机制主要体现为一种把资本要素和人力资本进行有效配合的“诱导性”金融机制,对意愿增加研发投入的主体(企业和个人等)行为给予更多的经济性正向激励,进而为激发企业内生创新驱动注入新动能。

第二,为实现金融诱导功能机制而顶层设计的知识产权金融化支持方案,应包含知识产权股权化、知识产权证券化和知识产权流动性机制等主要内容。知识产权股权化是知识产权金融化终极目标。这是因为,资本关系决定了企业运行的基本机制,而知识产权股权化把研发人才的人力资本和企业其他资本要素有效结合和配置的同时也是对人力资本分享企业剩余的有效手段和激励方式。知识产权证券化是企业运行过程中知识产权金融化辅助手段,它具有促进知识产权市场化与产业化的功能,同时也具有促进知识产权研究开发和融资的功能。知识产权流动性机制是实现知识产权股权化和知识产权证券化基本前提,也是知识产权金融化有效保障机制。知识产权金融化方案将会诱导更多的金融资源和人力资源参与企业技术创新活动,在一定程度上实现中国资本要素配置效率的同时提升自主技术创新能力。

第三,资本要素作为参与社会经济活动的微观组成,其为经济活动提供基础性支持并对经济运行产生影响,而知识产权和专利技术作为一种标志性的具有法律效力的创新行为,体现了企业、行业乃至国家自主创新的整体竞争力,在中国现阶段要素市场化改革并不完全的情况下,通过建立科学的专利技术估值评价标准体系和规范化的知识产权交易所(知识产权流动性机制)作为知识产权金融化支持方案的切入点,在实现人力资本股权化激励机制和优化资本要素配置效率的同时,助力企业将资本要素投入于关键核心技术的创新研发活动中,提高创新产出质量,推动国家整体技术水平实现跃升。

## 文献综述

白俊红 卞元超, 2016:《要素市场扭曲与中国创新生产的效率损失》,《中国工业经济》第11期。

戴魁早 刘友金, 2016:《要素市场扭曲与创新效率——对中国高技术产业发展的经验分析》,《经济研究》第7期。

盖庆恩 朱喜 程名望 史清华, 2015:《要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率》,《经济研究》第5期。

景光正 李平 许家云, 2017:《金融结构、双向FDI与技术进步》,《金融研究》第10期。

李欣泽 陈言, 2018:《金融摩擦与资源错配研究新进展》,《经济学动态》第9期。

李永 王砚萍 孟祥月, 2013:《要素市场扭曲是否抑制了国际技术溢出》,《金融研究》第11期。

李兵 岳云 嵩陈婷, 2016:《出口与企业自主创新:来自企业专利数据的经验研究》,《世界经济》第12期。

李政 杨思莹, 2018:《财政分权、政府创新偏好与区域创新效率》,《管理世界》第12期。

李平 许家云, 2011:《金融市场发展、海归与技术扩散:基于中国海归创办新企业视角的分析》,《南开管理评论》第2期。

林志帆 龙晓旋, 2015:《金融结构与发展中国家的技术进步——基于新结构经济学视角的实证研究》,《经济学动态》第12期。

林伯强 杜克锐, 2013:《要素市场扭曲对能源效率的影响》,《经济研究》第9期。

罗德明 李晔 史晋川, 2012:《要素市场扭曲、资源错置与生产率》,《经济研究》第3期。

毛其淋, 2013:《要素市场扭曲与中国工业企业生产率——基于贸易自由化视角的分析》,《金融研究》第2期。

施炳展 冼国明, 2012:《要素价格扭曲与中国工业企业出口行为》,《中国工业经济》第2期。

邵宜航 步晓宁 张天华, 2013:《资源配置扭曲与中国工业全要素生产率——基于工业企业数据库再测算》,《中国工业经济》第12期。

史晋川 赵自芳, 2007:《所有制约束与要素价格扭曲——基于中国工业行业数据的实证分析》,《统计研究》第6期。

孙浦阳 侯欣裕 盛斌, 2018:《服务业开放、管理效率与企业出口》,《经济研究》第7期。

谭洪波, 2015:《中国要素市场扭曲存在工业偏向吗? ——基于中国省级面板数据的实证研究》,《管理世界》第12期。

王宁 史晋川, 2015:《中国要素价格扭曲程度的测度》,《数量经济技术经济研究》第9期。

王文珍 李平, 2018:《要素市场扭曲对企业对外直接投资的影响》,《世界经济研究》第9期。

杨洋 魏江 罗来军, 2015:《谁在利用政府补贴进行创新? ——所有制和要素市场扭曲的联合调节效应》,《管理世界》第1期。

杨汝岱, 2015:《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》第2期。

余明桂 回雅甫 潘红波, 2010:《政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性》,《经济研究》第3期。

张璇 刘贝贝 汪婷 李春涛, 2017:《信贷寻租、融资约束与企业创新》,《经济研究》第5期。

张天华 张少华, 2016:《偏向性政策、资源配置与国有企业效率》,《经济研究》第2期。

张杰 周晓艳 李勇, 2011:《要素市场扭曲抑制了中国企业R&D?》,《经济研究》第8期。

赵自芳 史晋川, 2006:《中国要素市场扭曲的产业效率损失——基于DEA方法的实证分析》,《中国工业经济》第10期。

周黎 安罗凯, 2005:《企业规模与创新:来自中国省级水平的经验证据》,《经济学(季刊)》第2期。

Atkinson, S. E. & Halvorsen, R. (1980), "A Test of Relative and Absolute Price Efficiency in Regulated Utilities", *The Review of Economics and Statistics* 62(1): 81-88.

Brandt, L. et al(2013), "Factor Market Distortions Across Time, Space, and Sectors in China", *Review of Economic Dynamics* 16(1): 39-58.

Beck, T et al(2000), "Financial Structure and Economic Development: Firm, Industry and Country Evidence", World Bank.

Bloom, N. et al(2016), "Management as a Technology?", NBER Working Paper, No. 22327.

- Card, D. & Krueger, A. B. (1996), "School Resources and Student Outcomes: An Overview of the Literature and New Evidence from North and South Carolina", *Journal of Economic Perspectives* 10(4): 31-50.
- Claessens, S. et al(2008), "Political connections and preferential access to finance: The role of campaign contributions", *Journal of Financial Economics* 88(3): 554-580.
- Cai, H. & Liu, Q.(2009), "Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms", *Economic Journal* 119 (537): 764-795.
- Cameron, A. C. & Trivedi, P. K.(2005), "*Microeconometrics: methods and applications*", Cambridge university press.
- Eisfeldt, A. L. & Papanikolaou.(2013), "Organization Capital and Cross-Section of Expected Return", *Journal of Finance* 68(4): 1365-1406.
- Gilchrist, S. et al(2013), "Misallocation and Financial Market Frictions: Some Direct Evidence from the Dispersion in Borrowing Costs", *Review of Economic Dynamics* 16(1): 159-176.
- Hayes, A. F. (2009), "Beyond Baron and Kenny: Statistical Mediation Analysis in the New Millennium". *Communication Monographs* 76( 4): 408-420.
- Hsieh, C. T. & Klenow, P. J.(2009), "Misallocation and Manufacturing TFP In China and India", *Quarterly Journal of Economics* 124 (4): 1403-1448.
- Hirshleifer, D. et al(2012), "Are Overconfident CEOs Better Innovators", *Journal of Finance* 67: 1457-1498.
- Kim, W. & Weisbach, M. S.(2008), "Motivation for Public Equity Offers: An International Perspective", *Journal of Financial Economics* 87(2): 281-307.
- Loecker, J. D. & Warzynski, F.(2012), "Markups and Firm-Level Export Status", *American Economic Review* 102(6): 2437-2471.
- Ljungwall, C. & Tingvall, P. G.(2015), "Is China Different? A Meta-Analysis of the Growth-Enhancing Effect from R&D Spending in China", *China Economic Review* 36: 272-278.
- Qiu, L. D. & Yu, M. (2015), "*Managerial Efficiency and Product Decision: Evidence from Chinese Firms*", mimeo, Peking University.
- Restuccia, D. & Rogerson, R.(2008), "Policy Distortions and Aggregate Productivity with Heterogeneous Establishments", *Review of Economic Dynamics* 11(4): 707-720.
- Staiger, D. & Stock, J. H.(1997), "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments", *Econometrica*, 65(3): 557-586.
- Stock, J. H. & Yogo, M.(2005), "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression", Working Paper, No.284.
- Xie, Z. & Zhang, X.(2015), "The patterns of patents in China", *China Economic Journal* 8(2):122-142.