

国有企业混合所有制改革的经济扩散效应

——基于地区产业动态的研究

陆 瑶 武家和 崔雨薇*

摘 要: 国有企业混合所有制改革是我国制度创新的重要举措,研究其经济外部性是高效评估国有经济改革和产业发展间联系的关键。本文以 2006—2019 年全国工商注册企业为样本,发现了国企混改的经济扩散效应。在竞争性行业中,首次国企混改后该地区同行业内的新注册企业数增加 9.39%,企业注销数减少 8.93%。在垄断性行业中,首次国企混改后新注册企业数则减少 32.42%。本文对深化推进国企改革、提升产业活力具有政策参考价值。

关键词: 国有企业混合所有制改革;经济外部性;产业动态

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2025.03.16

一、引 言

自改革开放以来,对国有企业混合所有制的探索实践就是我国经济发展中的核心议题之一。国有企业在我国经济转型发展中承担着政策疏导、商业整合、市场稳定与技术引导等重要的战略性作用(Che and Qian, 1998; 刘元春, 2001)。国有企业混合所有制改革(以下简称国企混改)能够有效促进市场经济与国有经济的高效融合,进一步强化国有企业的战略支撑作用。党的二十大报告明确提出,要深化国资国企改革,加快国有经济布局优化和结构调整,推动国有资本和国有企业的做强做优做大;同时还要统筹发展民营企业和中小微企业,优化民营企业的发展环境并促进民营经济的发展壮大。因此,国企混改的目标不仅在于推动国有企业自身的长期高质量发展,还在于发挥重要的经济扩散效应。

现有研究主要聚焦于国企混改对企业自身生产经营以及宏观经济增长所产生的积极效果,而对国企混改在产业层面上所产生的扩散性影响探析甚少。产业动态演化包含企业的进入、退出、周转与分布规律,是分析产业发展与结构变化的微观基础。其中,企业进入与退出是产业动态的核心话题。企业进入与退出对中国制造业的全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)增长有显著促进作用,企业净进入可解释三分之二的 TFP 增长(Brandt et al., 2012)。在我国的发展情景下,激活微观主体活力、有效调控企

* 陆瑶、武家和、崔雨薇,清华大学经济管理学院。通信作者及地址:陆瑶,北京市海淀区清华园街道双清路 30 号清华大学,100084;电话:13691288499;E-mail: luyao@sem.tsinghua.edu.cn。作者感谢本刊匿名审稿专家的建设性意见,以及教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(22JJD790047)、清华大学经济管理学院“影响力”提升计划项目(2022051006)、清华大学自主科研计划文科专项项目(2021THZWYY09)和 2024 年文科建设“双高”计划创新方向建设专项的资助。

业进入与退出,更是供给侧改革的重中之重。那么,国企混改将如何影响企业的进入与退出呢?其通过何种机制发挥作用,又产生了怎样的差异化影响?考虑到国企在地区性产业发展中具有独特的功能性定位与战略性作用(Che and Qian, 1998; 许召元和张文魁, 2015),而且国企混改在不同地区、不同行业间呈现出差异化推进、多层次发展的特点,本文将分析视角聚焦于地区性产业这一层面,回答“国企混改如何影响地区产业动态中的企业进入与退出”这一核心问题。

近年来,国企混改在吸引社会资本、做强做优做大国有经济方面已取得显著成效。^①更为重要的是,国企混改在地区产业层面上产生了重要的经济扩散效应。从实践经验来看,大唐电信在2016年初完成混改工作后,构建了区域内“一体两翼”的项目孵化模式,仅6个月内就围绕云计算、大数据等新兴产业成功孵化出十多个互联网创业项目,为区域内产业优化升级注入了新动能。由此可见,国企混改不仅会对国有企业产生微观的经验和业绩影响,更会产生显著的经济扩散效应。本文探究国企混改对地区产业内企业进入与退出的影响,具有重要的理论与实践意义。

本文以我国2006—2019年全国工商注册企业为样本,手工搜集并整理期间发生的国企混改事件,研究地区产业内的国企混改对产业动态所产生的影响。本文得到以下三个主要结论。第一,在竞争性行业中,地区产业内的国企混改能够促进新企业进入、抑制企业退出,但在垄断性行业中,国企混改对新企业进入则产生了一定的抑制作用。第二,政策壁垒、国企竞争和融资疏通在其中起到重要的机制作用。具体而言,竞争性行业中的国企混改使企业的规模分布趋于分散并整体向中小规模偏移,而垄断性行业中的国企混改使企业规模分布更加集中并整体向更大规模偏移。同时竞争性行业中首次国企混改对注册企业数的积极影响在基期国企占比较高的地区行业中明显更大。此外,只有竞争性行业中的国企混改显著增加了产业内的非国企股权融资活跃度。第三,国企混改造成的影响主要向同地区竞争性行业上游产业扩散,在上游产业中产生增加注册企业数、减少注销企业数的积极效果。

本文的核心贡献在于以下三点:第一,拓展了关于国有经济与产业发展之间联系的研究。以往学者对这一联系的分析大多比较宏观,对区域性产业的聚焦不足,也没有有效关注到国企所产生的产业外部性以及国企的制度性与所有权变化所带来的经济扩散效应;而现有研究更多从经济与产业增长等实际产出与效率指标出发,缺少对企业发展环境与产业内格局动态变化的分析。在我国的发展情景下,本文延伸了分析国企改革所产生经济扩散影响的研究,拓展了以往研究的范畴,在企业绩效、治理决策、投融资行为、经济增长、社会消费等广受探讨的因素之外,提供了产业层面的企业动态这一视角。^②第

① 2018年至2020年,我国央企通过混改引入社会资本共计5 000多亿元。2022年我国国有企业营业总收入已达到82.6万亿元,占全国GDP的68.25%。资料来源: https://www.ndrc.gov.cn/wsdwhfz/202112/t20211231_1311180.html, 访问时间:2025年5月10日。

② 既有文献分别从微观企业层面与宏观经济层面对国企混改的经济后果进行了广泛的讨论。在微观企业层面,国企混改不仅会直接提高企业经营业绩与生产效率(杨记军等,2010;孔东民等,2014),还会影响企业的治理和决策,如抑制国企的超额现金投资并促进研发投入(杨兴全和尹兴强,2018),促进企业的金融资产投资(叶永卫和李增福,2021),促进企业创新(曹春方和张超,2020),提高雇员效率(易阳等,2021)等。在宏观经济层面,国企混改会增加总产出并提高居民消费水平(陈小亮和陈伟泽,2017),同时还会通过积极的外部溢出效应影响其他企业的TFP,实现提振整体经济增速的效果(许召元和张文魁,2015)。

二,从制度与政策性变化的视角丰富了产业动态影响因素的研究。现有研究虽然从政策制度层面、市场层面与行业层面关注了产业动态演化的影响因素,但忽略了国有股权的动态变化和制度性调整对产业动态演化的影响。^① 本文通过对国企混改的分析,提供了基于国有企业制度与所有权改革的研究视角,从而在制度与政府市场关系的维度上拓展了产业动态领域的研究。第三,在实践上,本文有助于深化对国有经济定位和国企改制的理解。一方面,本文的分析有助于进一步厘清国有企业在产业中的结构性定位,深化对国有经济、产业市场以及微观企业经营环境之间互动关系的理解;另一方面,通过分析地区产业结构和其中微观企业发展迭代的变化,本文揭示了国企混改在地区和产业中形成的外部扩散影响,这将为有效提炼新一轮国企改革的思路并制定切实的方案提供更充分的支持。

二、理论分析与假说提出

(一) 国企混改的制度背景

国有企业在我国经济运行中发挥着重要的战略作用,深化混改是推动经济高质量发展的关键。国企在我国社会主义市场经济中起到弥补“市场失灵”和“政府失灵”的作用,在技术进步、高质量发展和经济稳定等方面发挥着关键职能(刘元春,2001)。同时,国企通过有效整合政府行为和商业活动,在我国的经济转型期承担了重要责任(Che and Qian, 1998)。然而,国企由于激励不足等问题,存在不可避免的效率损失(吴延兵,2012)。国企的不当资源垄断会抑制民营企业的发展,限制整体经济的增长(王永进和刘灿雷,2016)。因此,如何平衡国有经济与市场、私营经济的关系,发挥国企的积极作用,优化产业发展环境,成为我国发展中的核心议题。混改作为调节产权、所有权和经营权关系的路径之一,是解决这一问题的重要手段。国外早期研究表明,恰当推行所有权和经营权私有化能提升国企效率(Frydman et al., 1999; Brown et al., 2006)。聚焦我国经济发展情景的早期研究也积极关注了“如何更好地制定并优化混合所有制策略”这一问题,并提出了多项实质性建议(张军等,2003)。

自改革开放以来,我国经历了多轮国企改革,混改开始向纵深推进。我国的国企混改主要经历了四个阶段:与“形式”融合(1978—1992年)、与“资本”融合(1992—2003年)、与“产权”融合(2003—2013年)、与“机制”融合(2013年至今)(何瑛和杨琳,2021)。2013年后,随着“6+1试点”“双百行动”“三年行动”等政策^②推进,混改的顶层设计逐步

^① 产业动态领域的研究在建立了产业动态基准模型(Smith, 1974)后,对其多个维度的影响因素也进行了广泛的讨论。其中,政策层面的因素包括市场波动风险与产业政策(周开国等,2018)、契约执行效率(李俊青等,2017)、行政审批改革(毕青苗等,2018)、减税降费(田磊和陆雪琴,2021)等;市场层面的因素包括融资环境(Cooley and Quadrini, 2001)、信贷供给(Clementi and Hopenhayn, 2006)、消费者市场信息交流(Dinlersoz and Yorukoglu, 2012)等;行业层面的因素则包括企业生产率分布(Melitz, 2003)、产业技术与生产结构(Miao, 2005)、国有经济占比(杨天宇和张蕾,2009)等。

^② “6+1试点”中的“6”指东航集团、联通集团、南方电网、哈电集团、中国核建、中国船舶六大央企,“1”指浙江省。“双百行动”指选取百家中央企业子企业和百家地方国有骨干企业在2018—2020年间实施的混改计划。“三年行动”指《国企改革三年行动方案(2020—2022年)》。

完善,企业治理中开始引入外部战略投资者和员工深度参与。现有研究表明,国企混改在治理、经营、投资、薪酬等方面产生了积极经济影响。^①可见,国企混改作为一种兼容性的制度与形式安排,在促进市场机制的完善以及整体经济发展环境的优化上产生了重要的作用,这也是国企混改影响产业动态的重要基础。

(二) 国企混改影响产业动态的理论分析与假说提出

1. 模型基本设定

本文以 Mayer et al.(2014)产业动态模型为基础,建立国企混改影响企业进入与退出的理论分析框架。Melitz and Ottaviano(2008)与 Mayer et al.(2014)的模型基础设定相同,假设有 L 个消费者,每人可提供 1 单位劳动力,商品类型 i 为连续变量且消费者需求为:

$$U = q_0 + \alpha \int_{i \in \Omega} q_i di - \frac{1}{2} \gamma \int_{i \in \Omega} (q_i)^2 di - \frac{1}{2} \eta \left(\int_{i \in \Omega} q_i di \right)^2,$$

其中, q_0 和 q_i 表示消费者对计价物商品和差异化商品 i 的消费量, α 、 γ 、 η 均为正需求参数。 α 和 η 衡量不同商品和计价物商品间的替代关系, γ 则代表不同商品间的差异化参数^②。此时,以 Q 代表对所有商品的总需求量,商品 i 的逆需求和需求函数分别为:

$$p_i = \alpha - \gamma q_i - \eta Q \quad (q_i > 0 \text{ 时}),$$

$$q_i = \frac{\alpha L}{\eta M + \gamma} - \frac{L p_i}{\gamma} + \frac{\eta M}{\eta M + \gamma} \frac{L \bar{p}}{\gamma},$$

其中, M 为消费商品的类别数; $\bar{p} = (1/M) \int_{i \in \Omega} p_i di$, 代表平均商品价格; Ω 为满足以下条件的集合:

$$p_i \leq \frac{\gamma \alpha + \eta M \bar{p}}{\eta M + \gamma} \equiv p_{\max}.$$

在企业生产中,劳动力是唯一的投入要素,计价物商品在常数规模收益下以单位成本生产,同时市场是垄断竞争的。企业在进入市场时需支付 f_E 的固定进入成本,在进入市场后,企业生产的多种商品中有一种为“核心产品”,其生产边际成本为 c ,这一成本只有在进入市场后才可被观测到,其满足的分布为 $G(c)$, $c \in [0, c_m]$ 。在“核心产品”之外,企业可生产多个种类的商品但需付出更高的边际成本,企业在生产第 m 种商品时的边际成本为 $v(m, c) = \omega^{-m} c$, $\omega \in (0, 1)$ 。 ω 的存在使得企业在进行商品拓展时的成本有几何级的增长,这对应了递减的产品和质量吸引力,代表了企业在产品拓展中的市场摩擦。

根据 Melitz and Ottaviano(2008)和 Mayer et al.(2014)等文献所采用的经典做法,将生产成本的概率分布 $G(c)$ 设定为帕累托分布,即 $k \geq 1$ 且 c 服从的分布为:

$$G(c) = \left(\frac{c}{c_M} \right)^k, c \in [0, c_M].$$

① 具体包括降低代理成本(孔东民等,2014)、提升绩效(刘汉民等,2018)、促进研发投入(杨兴全和尹兴强,2018)、提高员工效率(易阳等,2021)等。此外,从宏观角度看,混改促进了地区企业生产效率(许召元和张文魁,2015),最终影响产业部门总产出和居民消费(陈小亮和陈伟泽,2017)。

② 当 $\gamma = 0$ 时,消费者仅关心对所有商品的总消费,即不同商品间可完全替代。

在垄断竞争模型下,企业是产品种类 M 和平均价格 $\bar{p}$ 的市场接受者,此时产业中的截断成本 c_D (即成本高于 c_D 的企业将选择不生产并退出市场)的表达式为^①:

$$c_D = \left[\frac{2\gamma(k+1)(k+2)(c_M)^k f_E}{L\Omega} \right]^{\frac{1}{k+2}}.$$

由 c_D 的表达式和模型推导结论可知,市场规模 L 、由企业的产品拓展成本所决定的产品灵活性 Ω 、市场进入成本 f_E 这三个因素会共同影响产业中的截断成本。截断成本、产业均衡企业数量和竞争程度是同时决定的,当截断成本越低时,产业中的存续和进入企业越多、市场竞争更为激烈。

2. 假说提出

国企混改会同时产生“降低政策壁垒”和“强化国企优势”两个效应。(1)降低政策壁垒。国企混改会减少产业内隐性的制度阻碍,从而降低企业进入的固定成本 f_E 。制度经济领域的研究指出,政府管制和干预行为会产生企业进入市场的壁垒,提高行业进入成本。国有经济控制会形成经济资源与政治关系网络,对新企业形成制度性的壁垒与阻碍(Mukoyama and Popov, 2014)。^② 然而,国企混改通过引入民营资本直接调整企业的所有权与产权,将在制度性意义上产生降低进入壁垒的效果。(2)强化国企优势。国企混改增大了国企的竞争力和市场影响力,使得同业企业产品吸引力下降且更难获得产品优势,相对削弱其他企业的产品拓展能力,从而降低产品拓展灵活性 Ω 。受混改影响的国企能够直接在行业中提升自身的竞争力并实现降本增效^③,这种竞争优势增强将导致更强的市场控制力和影响力,使得国企的产品较其他企业的吸引力、优势增强,从而增大了其他企业进行产品拓展的难度,减小模型中的 Ω 。

在竞争性行业与垄断性行业中,国企混改将对新企业进入与退出产生差异化的影响。在 Mayer et al.(2014)产业模型中,固定进入成本 f_E 和企业产品拓展的灵活性 Ω 是影响进入与存续企业数的两项核心因素。根据本文的理论分析,竞争性行业和垄断性行业两种情景的核心差异在于头部企业的市场控制力和市场影响力存在差异,这会改变 f_E/Ω 这一比例的相对变化。在竞争性行业中, f_E 的下降幅度将大于 Ω 的下降幅度, f_E/Ω 这一比例整体下降,均衡状态下的企业数更多;在垄断性行业中, f_E 的下降幅度将小于 Ω 的下降幅度, f_E/Ω 这一比例整体增加,均衡状态下的企业数将减少,行业垄断程度增加。^④ 据此,本文的核心假说为:

① 截断成本的求解和推导过程详见附录 I。限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

② 在我国的发展情景下,对产业中制度性与政策性因素的考虑更为重要。相对于其他经济体而言,我国产业内的企业进入与退出受到产业内可观测利润率等因素的影响明显更弱,对进入壁垒和政府行为则更为敏感(黄健柏等,2006)。以产业中国有经济占比衡量政策性壁垒与政府参与水平,已有研究发现政策壁垒对我国制造业行业中的企业进入产生了显著的阻碍作用(杨天宇和张蕾,2009)。就产业链视角而言,国有企业也会通过上游的资源 and 经济价值垄断建立优势,对整体经济增长和非国企进入市场产生显著的抑制作用(王永进和刘灿雷,2016)。

③ 已有研究表明,国企混改能够产生改善公司治理(杨兴全和尹兴强,2018;杨兴全等,2020)、提高雇员效率(易阳等,2021)、提升创新效率(王婧和蓝梦,2019)、提升国企 TFP 和绩效(孔东民等,2014;刘汉民等,2018)的积极影响。

④ 限于篇幅,垄断性行业与竞争性行业的情境下,截断成本以及均衡状态下的企业数量的求解和推导过程详见附录 I。

假说1 在竞争性行业中,地方产业中的国企混改会起到促进企业进入的效果。

假说2 在垄断性行业中,地方产业中的国企混改不会产生促进企业进入的效果。

“国企竞争”和“壁垒降低”两种效应的综合影响,将直接体现为企业分布特征的异质性变化。若国企混改通过改变进入壁垒和市场竞争格局来影响企业进入,那么产业内的企业分布特征将会在混改后发生显著的变化。在竞争性行业中,国企混改中的股权多样性、融合度与控制权转移等措施的引入代表了市场化机制的融通适配,此时降低行业进入制度性壁垒的正向效应将占主导,激励新企业进入市场。而由于存续的规模化企业一般是既有制度的受益者,制度性壁垒主要阻碍的正是中小规模的新进入企业(Mukoyama and Popov, 2014)。同时,中小规模企业对外部的市场融资、政府干预等环境因素会更加敏感(Havrylchyk, 2012)。因此,在进入壁垒降低的正向效应占主导时,行业整体的企业规模分布也将更加趋向于规模中小化和竞争离散化。在垄断性行业中,随着混改带来头部国有企业竞争优势和市场控制力的加强,“国企优势强化”的负向效应将占主导,抑制潜在企业的进入,此时行业格局会向规模更大的现有企业集中。因此本文进一步提出假说3和假说4:

假说3 在竞争性行业中,地方产业中的国企混改会降低平均企业规模,使企业分布向更小规模偏移。

假说4 在垄断性行业中,地方产业中的国企混改会使企业规模分布趋于集中,同时向更大规模偏移。

三、实证研究设计

(一) 数据来源

本文以2006—2019年实施混合所有制改革的国企和全国工商企业注册信息为基础,检验国企混改对地区产业动态的影响。工商企业注册数据由锐思(RESSET)数据库提供,包括1949年之后中国历史上注册过的超6 000万家企业,数据中包含企业名称、类型、注册时间、注册资本、注册地址与行业分类等信息。基于该数据,我们根据企业的省份、行业和注册年份对企业进行归类,统计出2006—2019年间省份-行业-年份层面的新注册企业数量、注销企业数量和注册资本金等其他相关变量。在数据处理中,我们删除以下样本:(1)分支机构和非独立企业法人,本文重点分析的企业是有独立经营资质的法人个体;(2)属于合作社等非企业类型的样本;(3)注册地址缺失而无法定位到归属省份的样本。

实施混合所有制改革的国有企业数据源于我们的手工搜集与处理,信息来源包括上市公司公告以及各级政府、国资委和企业的新闻、公告、官网。我们整理了国企混改的政策列表、混改企业名单以及分布特征。^① 在混改年份的确定上,我们根据对应国企的改制

^① 附录II给出了我们整理的国企混改的政策列表、混改企业名单以及分布特征。

进程,以其最早实施有关股权和所有权制度的关键措施所处时间点作为混改时点。在具体的混改企业定位上,由于集团层面的行业分类难以准确反映混改企业所处的具体行业,我们对集团类企业以人工检索的方式定位到实施混改措施的二级子公司并进行分析。^①此外,本文分析中所使用的股权融资事件数由锐思数据库提供,该股权融资数据库详细覆盖了全国在对应样本期时间段内发生的各类股权融资事件,包含 IPO 上市、定向增发、战略投资、中早期风险资本和私募股权投资等超过 18 万条市场化融资事件。

本文的数据集可以将企业精准定位到地级市或更精准的县级市层面,但是,考虑到国企混改战略的实施总体是自上而下的,同时国企的职能定位和经济扩散效应所涉及到的区域一般都较为广泛,而不仅仅局限在地级市、县级市的范畴内。因此,过于狭窄的地域划分可能会限制对国企经济扩散效应的分析,故本文在省份层面构建省份-行业-年份的三维面板开展分析。参考以往文献中的做法,考虑到行业自身的特殊性,本文删除农林牧渔、金融和社会组织这三大类特殊行业。在分析样本中,有少数超大型国有集团呈现全国化、多产业布局,而其混改也是自集团层面推行,难以准确定位到二级子公司,本文对这些企业集团所在行业样本进行剔除,具体包括中国石油、中国石化、中国联通等 10 家超大型混改央企集团。进一步,考虑到混改整体的时间分布特点,本文将分析样本期设定为 2006—2019 年。最终,本文所分析的样本中包括 28 548 905 家注册企业和 155 家混改国企,形成 2006—2019 年的省份-行业-年份三维面板数据。

(二) 变量构建与模型设定

1. 变量定义与构建

本文分析的核心变量是地区行业内的企业的进入与退出数量以及是否发生国企混改。在具体变量的构造上,本文首先定义地区行业内是否已经发生首次国企混改的哑变量,在地区行业发生首次国企混改的当年及之后年份均取 1,在尚未发生混改的年份间以及对样本期内从未发生过国企混改的地区行业则取 0。其次,我们将被解释变量定义为对数化处理后的地区行业内新注册或注销企业数。在行业分类上,本文以《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2011)中的 96 个大类作为行业划分依据。进一步,本文根据现有存续企业的最新注册资本金额,计算出地区行业内存续企业的平均规模、分布的偏度系数与峰度系数等分布特征变量。最后,本文使用锐思股权融资数据库,统计省份-行业-年份层面的私营企业与国有企业进入一年内发生股权融资事件数并进行对数化处理,本文所使用的变量具体定义与描述性统计如表 1 所示。

^① 在我们的整理与统计中,截至 2019 年有 167 家国企进行混改,其中最早的混改事件为 2009 年古井贡酒通过战略投资者的引入而实施的股权多样化。由于国家层面整体的国企混改战略于 2016 年开始集中推行,有 124 家国企都是在 2016 年及之后实施混改的。此外,在我们的统计中,标志混改事件实施时间点的关键举措包括引入战略投资者、引入社会民营资本参股、实施大规模的股权激励计划等。

表1 主要变量定义及描述性统计

变量名	变量定义	观测值	均值	标准差
<i>Reform</i>	地区行业是否已发生首次国企混改的0-1哑变量,在某省份某行业首次发生国企混改的当年及之后年份取1,在尚未发生混改的年份以及在样本期内从未发生过国企混改的样本则取0	32 116	0.0135	0.1155
<i>lnEntry</i>	地区行业内新注册企业数+1取对数,以年度频率衡量,其中地区划分依据为我国31个省(自治区、直辖市),行业划分依据为《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2011)中的96个行业大类	32 116	4.1377	2.3933
<i>lnExit</i>	地区行业内注销企业数+1取对数,以年度频率衡量,地区和行业定义同上	32 116	2.7238	2.0639
<i>lnExist</i>	地区行业在指定年份的上一年期末存续企业数+1取对数,地区和行业定义同上	32 116	6.0587	2.2601
<i>lnSkew</i>	地区行业在对应年份存续企业注册资本分布的偏度系数+1取对数	32 116	2.3927	0.9508
<i>lnKur</i>	地区行业在对应年份存续企业注册资本分布的峰度系数+1取对数	32 116	4.6906	2.1160
<i>lnFinancePri</i>	地区行业在对应年份的私营企业进入一年内发生的股权融资事件平均数+1取对数	32 116	0.1617	0.6312
<i>lnFinanceSOE</i>	地区行业在对应年份的国有企业进入一年内发生的股权融资事件平均数+1取对数	32 116	0.0026	0.0555
<i>lnUpEntry</i>	地区行业对应上游行业的新注册企业数+1取对数,时间频率和地区行业定义同上。上游行业变量根据2005年投入产出表中行业间投入产出占比加权计算: $UpStream_Var_i = \sum_{j \neq i} \omega_{ji} \times Var_j$,其中 ω_{ji} 代表行业 <i>j</i> 对行业 <i>i</i> 的投入占所有行业(除 <i>i</i> 外)对行业 <i>i</i> 投入的比例	32 116	6.1408	1.7273
<i>lnUpExit</i>	地区行业对应上游行业的注销企业数+1取对数,其他定义同上	32 116	4.4238	1.7446
<i>lnDownEntry</i>	地区行业对应下游行业的新注册企业数+1取对数,时间频率和地区行业定义同上。下游行业变量根据2005年投入产出表中行业间投入产出占比加权计算: $DownStream_Var_i = \sum_{j \neq i} \omega_{ij} \times Var_j$,其中 ω_{ij} 代表行业 <i>i</i> 对行业 <i>j</i> 的输出占行业 <i>i</i> 对所有行业(除 <i>i</i> 外)输出的比例	32 116	4.9795	2.2536
<i>lnDownExit</i>	地区行业对应下游行业的注销企业数+1取对数,其他定义同上	32 116	3.3754	1.9466

根据本文的理论分析,需要根据行业集中度对行业进行竞争性和垄断性的划分。参考产业经济相关的研究,本文基于行业内存续企业的规模计算赫芬达尔-赫希曼指数(Herfindahl-Hirschman Index, HHI),以得到各大类行业在2000—2008年间对应的产业集中度指标(2009年为我们所分析的国企混改事件发生的最早年份),并依据行业集中度中位数将样本中的大类行业划分为竞争性行业和垄断性行业。^①已有文献在计算产业集中度时使用的公司规模主要是基于上市公司或者工业企业数据,本文利用全样本

① 在附录Ⅲ中,我们详细地列出了竞争性行业和垄断性行业各自分类下的大类行业名单。

工商注册企业数据库的优势,根据不同行业内企业的更新后注册资本规模计算 HHI 指数。

2. 实证模型设定

考虑到本文分析地区行业的三维面板数据,我们参考 Cetorelli and Strahan(2006)的做法,主要构建如下基本回归模型检验地方产业内国企混改对企业进入与退出的影响:

$$Y_{i,j,t} = \alpha + \beta Reform_{i,j,t} + \eta \ln Exist_{i,j,t} + \mu_{i,j} + \delta_{i,t} + \eta_{j,t} + \xi_{i,j,t}, \quad (1)$$

其中, i, j, t 分别代表地区、行业和年份。 $Y_{i,j,t}$ 为核心被解释变量,在本文的研究中主要为地区 i 行业 j 在年份 t 所对应的注册或注销企业数(对数化后指标)变量。 $Reform_{i,j,t}$ 代表地区 i 行业 j 在年份 t 是否已发生过首次国企混改的哑变量。 $\ln Exist_{i,j,t}$ 为模型中的控制变量,通过对地区 i 行业 j 上一年年末企业存量的控制,在一定程度上控制了产业内企业发展环境的内生差异。 $\mu_{i,j}$ 、 $\delta_{i,t}$ 和 $\eta_{j,t}$ 分别代表地区 $\times$ 行业、地区 $\times$ 年份、行业 $\times$ 年份三组交互的固定效应。本文的分析中基于地区-行业-年份维度构建的三维面板数据可以帮助控制这三类交互固定效应,三类固定效应分别吸收了地区产业固定因素(地区产业的固有差异)、随时间变化的地区发展趋势(如省份的 GDP 等各类年度经济变量)、随时间变化的行业发展趋势(如不同行业整体的增长速度,以及行业政策实施)。三组交互项的引入较好地缓解了由变量遗漏与内生结构性差异所带来的内生性隐患,增强了本文分析的稳健性。考虑到同一地区-行业的样本在不同年份中可能存在的相关性,本文采用多维固定效应结合基于地区 $\times$ 年份的聚类标准误模型进行回归。

四、实证结果及讨论

(一) 国企混改对企业进入与退出的影响

本文首先考察地区产业中国企混改对企业进入与退出数量所产生的影响。表 2 报告了竞争性行业与垄断性行业中地区行业内发生首次国企混改(*Reform*)对同地区同行业新注册企业数与注销企业数的影响。由列(1)、(2)可见,竞争性行业中的首次国企混改显著增加了同地区同行业在之后年份中的新注册企业数量,平均而言,该地区同行业内的新注册企业数在首次国企混改后平均增加了 9.39%,经济意义较为显著。同时,竞争性行业中的国企混改对同地区同行业的企业退出有一定的抑制效应,减少了 8.93%的企业注销。列(3)、(4)中的结果则表明垄断性行业中的国企混改显著减小了同地区同行业之后的新注册企业数量,并一定程度上增加了同一产业内的注销企业数量,但对注销企业数的影响在统计意义上不显著。以上结果表明,地区产业内的国企混改在竞争性行业中产生了促进企业进入的效果,在垄断性行业中则不具有此影响。

表2 国企混改对地区行业内注册和注销企业数量的影响

	竞争性行业		垄断性行业	
	lnEntry	lnExit	lnEntry	lnExit
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Reform</i>	0.0939*** (0.023)	-0.0893*** (0.026)	-0.3242*** (0.094)	0.0109 (0.054)
<i>lnExist</i>	0.7429*** (0.041)	0.9956*** (0.031)	0.4456*** (0.034)	0.6488*** (0.027)
常数项	-0.1594 (0.284)	-3.4908*** (0.220)	0.8652*** (0.170)	-1.3778*** (0.132)
省份-行业固定效应	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是
行业-时间固定效应	是	是	是	是
样本量	17 360	17 360	14 756	14 756
调整后 R ²	0.972	0.962	0.942	0.917

注：***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，括号中为聚类到地区×年份层面的稳健标准误。如无特殊说明，后表同。

(二) 国企混改影响产业动态的制度性壁垒机制

国企混改会同时产生“强化国企竞争优势”和“降低进入政策壁垒”两个效应，共同影响产业中企业的进入与退出，而这一机制将反映在竞争性和垄断性两类行业中的企业分布上。根据本文的理论分析，在竞争性行业中，国企混改的“降低进入政策壁垒”效应占据主导地位，产业内的中小规模企业将有明显的增加，平均企业规模降低。在垄断性行业中，国企混改的“强化国企竞争优势”效应占据主导，压低了潜在进入企业的利润空间，新企业进入将受到一定程度的抑制，企业规模分布趋于集中，同时向更大规模偏移。

表3分析了地区行业内的首次国企混改对存续企业的企业规模分布偏度系数和峰度系数等分布特征指标的影响。企业规模分布的偏度系数与峰度系数均根据工商企业的最新注册资本规模计算得出。^① 列(1)、(2)的结果表明，竞争性行业中的国企混改显著提升了同地区行业内的企业规模分布的离散度，同时增大了企业规模分布的偏度系数与峰度系数。列(3)、(4)则表明，垄断性行业中的首次国企混改产生了与之相反的结果。地区行业内的首次国企混改显著减少了企业规模分布的偏度系数和峰度系数。以上结果表明，竞争性行业中的国企混改使得大部分企业的规模分布向中小规模方向偏移并在分布上趋于分散，厚尾企业增多；垄断性行业中的国企混改则显著增加了企业规模分布

^① 偏度越高代表企业规模分布趋于右偏，大部分企业的规模分布整体向更小的规模偏移；峰度越高则代表企业的规模分布趋于厚尾，企业在分布度上趋于离散。

集中度并使分布向更大的企业规模方向偏移,支持国企混改影响企业进入与退出的制度性壁垒机制。

表 3 国企混改与地区产业内企业分布特征

	竞争性行业		垄断性行业	
	lnSkew	lnKur	lnSkew	lnKur
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Reform</i>	0.0560*** (0.013)	0.1027*** (0.026)	-0.0637*** (0.023)	-0.1208*** (0.043)
lnExist	0.3240*** (0.013)	0.7450*** (0.027)	0.3673*** (0.009)	0.7776*** (0.020)
常数项	0.4639*** (0.091)	0.2538 (0.187)	0.1746*** (0.044)	-0.0768 (0.097)
省份-行业固定效应	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是
行业-时间固定效应	是	是	是	是
样本量	17 360	17 360	14 756	14 756
调整后 R ²	0.942	0.947	0.937	0.941

本文还通过对市场中国企占比的分析检验影响新企业进入的制度性壁垒机制。首先,考虑到已有学者指出国有经济的占比可作为国有体系下制度性壁垒的衡量指标(杨天宇和张蕾,2009),本文以基期时点地区行业中国有企业的数量占比作为该地区行业制度性壁垒的衡量,将这一变量与 *Reform* 交乘后加入回归进行分析。由表 4 列(1)中的结果可见,在期初制度性壁垒更高的地区行业中,国企混改对新企业进入带来的积极影响明显更强,支持本文提出的制度性壁垒机制。其次,本文计算地区行业中每一年的私营存量企业占比,研究这一占比在国企混改发生后的变化。由表 4 列(2)和列(4)中的结果可见,在竞争性行业中,国企混改的发生显著提升了同地区同行业私营企业的数量占比,但国企混改在垄断性行业中却显著降低了同地区同行业私营企业的数量占比,这同样与本文的理论预测相一致。

表 4 国企混改影响地区行业内企业进入与退出的制度性壁垒机制

	竞争性行业		垄断性行业	
	lnEntry	私营存续企业占比	lnEntry	私营存续企业占比
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Reform</i>	0.0468* (0.025)	0.0008** (0.000)	-0.2692*** (0.094)	-0.0060** (0.003)
<i>Reform</i> × 基期国企占比	8.7131*** (1.257)		-41.7759** (19.069)	

(续表)

	竞争性行业		垄断性行业	
	lnEntry	私营存续企业占比	lnEntry	私营存续企业占比
	(1)	(2)	(3)	(4)
lnExist	0.7396*** (0.041)	0.0058*** (0.001)	0.4461*** (0.034)	0.0615*** (0.004)
常数项	-0.1362 (0.284)	0.9413*** (0.006)	0.8630*** (0.170)	0.6216*** (0.020)
省份-行业固定效应	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是
行业-时间固定效应	是	是	是	是
样本量	17 360	17 360	14 756	14 756
调整后 R ²	0.972	0.916	0.942	0.903

(三) 国企混改影响产业动态的市场融资机制

本文同时研究国企混改影响产业动态的市场融资机制,检验国企混改对地区产业内市场化融资活跃度的影响。一方面,国企在融资可得性上具有预算软约束,并且这一特征是国企相对于非国企的重要资源优势之一(林毅夫和刘培林,2001;郑志刚等,2020)。另一方面,市场化融资特别是股权融资事件的活跃度,是产业内市场化水平提升与市场机制进一步完善的重要表现之一。因此,我们以地区行业内发生的新进入企业的股权融资事件数作为核心被解释变量分析国企混改对市场化融资的影响。^①表5结果表明:(1)在竞争性行业中,地区行业内的首次国企混改显著提升了新进入的私营企业获得的市场融资项目数,但对新进入国有企业的影响并不显著;(2)在垄断性行业中,地区行业内的首次国企混改对新进入私营企业与国有企业融资数的影响并不显著。以上结果表明,竞争性行业的国企混改提升了同地区同行业内国企的市场化水平,提高了产业内私营企业的融资规模,验证了市场融资机制。

表5 国企混改与企业股权融资

	竞争性行业		垄断性行业	
	lnFinancePri	lnFinanceSOE	lnFinancePri	lnFinanceSOE
	(1)	(2)	(3)	(4)
Reform	0.0916** (0.039)	0.0001 (0.008)	-0.0884 (0.073)	-0.0102 (0.008)

① 我们将企业进入一年内发生的融资事件定义为新进入企业的融资事件,并计算新进入的私营企业和国有企业获得的市场融资项目数作为被解释变量。

（续表）

	竞争性行业		垄断性行业	
	lnFinancePri	lnFinanceSOE	lnFinancePri	lnFinanceSOE
	(1)	(2)	(3)	(4)
lnExist	0.1576*** (0.023)	0.0038 (0.003)	0.0583*** (0.010)	0.0023 (0.002)
常数项	-0.8749*** (0.164)	-0.0229 (0.022)	-0.2081*** (0.051)	-0.0097 (0.008)
省份-行业固定效应	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是
行业-时间固定效应	是	是	是	是
样本量	17 360	17 360	14 756	14 756
调整后 R ²	0.794	0.073	0.541	0.021

五、稳健性检验

（一）平行趋势检验

实验组和对照组在处理前满足平行趋势是双重差分模型的重要前提。本文首先将地区行业内发生首次国企混改的当年设置为第 0 期，引入一系列的首次国企混改前后的年份虚拟变量，检验地区行业内注册和注销企业数在混改发生前的平行趋势。由图 1 可见，在地区行业内的首次国企混改发生前，对竞争性行业与垄断性行业而言，实验组与对照组之间的注册和注销企业数均不存在系统性的差异。而在地区行业内的首次国企混改发生后，竞争性行业中的注册企业数出现了明显的增加，注销企业数则显著减少；而在垄断性行业中，首次国企混改后的注册企业数不仅并未出现增加，反而出现了较为显著的下降。综上，我们不能拒绝平行趋势假设成立的可能性。

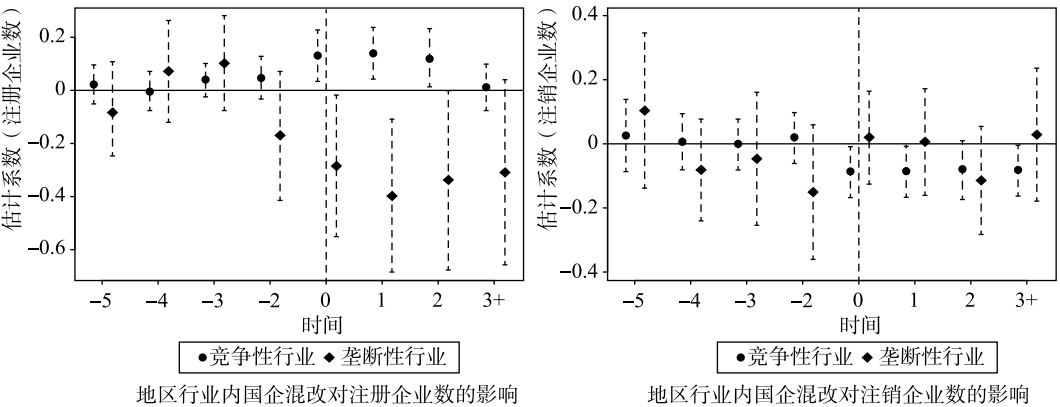


图 1 平行趋势检验

（二）其他稳健性分析

为了进一步验证结果的可靠性,本文从如下多个角度进行了稳健性检验^①:(1)安慰剂检验。我们随机构造发生首次国企混改的样本并使用虚构样本重新估计基准回归模型中政策冲击因子的回归系数,重复进行500次,对国企混改所产生的影响进行安慰剂检验。(2)排除潜在的反向因果关系。我们检验地区行业内新注册与注销企业的两年滚动平均值对之后发生混改的国企数量的影响,回归系数并不显著。(3)重新划分竞争性和垄断性行业。参考蔡贵龙等(2018)的研究中对垄断性行业的归类,并进一步参考经济合作与发展组织(Organization for Economic Co-operation and Development, OECD)对垄断性行业的定义与区分,改变竞争性行业和垄断性行业的划分依据,以验证主要结论的稳健性。(4)改变因变量测量方法。Cohn et al.(2022)指出,对离散的计数型指标采用加1取对数的方法可能造成有偏的估计,本文使用企业进入率和退出率^②作为因变量衡量企业进入与退出的相对水平,重新估计基准回归模型。(5)解决多时点DID的异质性处理效应。借鉴Cengiz et al.(2019),本文使用堆叠型DID(Stacked DID)重新评估国企混改的经济扩散效果,已解决多时点DID模型可能导致的估计偏误问题。在上述稳健性检验中,国企混改的经济扩散效应的基本结论仍然成立。

六、进一步分析

作为延伸,本文还检验了国企混改在同一地区内对上下游行业中的企业进入与退出所产生的影响。国有企业在产业链上具有重要的功能性作用,而战略与职能性定位则使得国企对上游具有较强的控制力和影响力(赵晶等,2022)。同时,国企在产业中形成的政策性壁垒有一部分正是来自对上游的控制(王永进和刘灿雷,2016)。因此,本文从上下游产业动态的视角,进一步考察国企混改在产业链可能造成的产业溢出效应。根据样本区间前的2005年投入产出表按投入产出值占比进行加权的方式,本文计算出同地区某行业对应上下游行业中的注册与注销企业数量,以分析地区产业内国企混改在产业链上产生的扩散性影响。表6结果表明,在竞争性行业中,国企混改显著增加了同地区上游行业中的注册企业数,同时减少了同地区上游行业中的注销企业数,带来上游产业整体的扩容。另一方面,垄断性行业中的国企混改则未对上游产业产生显著的影响。除此之外,国企混改在竞争性行业中对下游产业的注册企业数与注销企业数均产生了一定程度的负面影响,在垄断性行业中则减少了同地区下游行业中的注销企业数。总体而言,在企业进入与退出的意义上,地区产业内的国企混改主要影响竞争性行业的上游环节。本部分基于产业链扩散的研究表明,国企混改产生的影响会在一定程度上向上游产业扩散,增加同地区上游行业中的企业进入并减少企业退出。同时地区产业内的国企混改也会向垄断性行业的同地区下游产业扩散并减小同地区下游行业的注销企业数。

① 限于篇幅,稳健性检验结果汇报在附录IV中。

② 企业进入率(退出率)为地区行业当年注册(注销)的企业数占上一年年末存续企业数的比例。

表 6 国企混改对上下游行业中企业进入与退出的影响

	上游行业		下游行业	
	<i>lnUpEntry</i>	<i>lnUpExit</i>	<i>lnDownEntry</i>	<i>lnDownExit</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 竞争性行业				
<i>Reform</i>	0.0176*** (0.004)	-0.0124* (0.007)	-0.0328*** (0.012)	-0.0350*** (0.013)
<i>lnExist</i>	-0.0001 (0.004)	0.0001 (0.004)	-0.0066 (0.012)	0.0331* (0.019)
<i>lnUpExist</i>	0.6655*** (0.067)	0.7960*** (0.063)	-0.3039*** (0.098)	-0.2887*** (0.076)
<i>lnDownExist</i>	0.0009 (0.007)	0.0003 (0.007)	0.8030*** (0.056)	1.0395*** (0.054)
常数项	1.0435** (0.523)	-1.7688*** (0.484)	2.3297*** (0.743)	-1.3071*** (0.477)
省份-行业固定效应	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是
行业-时间固定效应	是	是	是	是
样本量	17 360	17 360	17 360	17 360
调整后 R ²	0.998	0.998	0.994	0.986
Panel B: 垄断性行业				
<i>Reform</i>	-0.0002 (0.007)	-0.0003 (0.011)	0.0093 (0.017)	-0.0630** (0.026)
<i>lnExist</i>	-0.0037 (0.004)	-0.0178** (0.008)	-0.0181** (0.008)	-0.0091 (0.013)
<i>lnUpExist</i>	0.7134*** (0.100)	1.1234*** (0.147)	-0.1073 (0.074)	0.0319 (0.086)
<i>lnDownExist</i>	0.0116 (0.013)	0.0023 (0.015)	0.9630*** (0.068)	1.0608*** (0.066)
常数项	0.5341 (0.771)	-4.0270*** (1.109)	-0.3436 (0.764)	-3.5588*** (0.892)
省份-行业固定效应	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是
行业-时间固定效应	是	是	是	是
样本量	14 756	14 756	14 756	14 756
调整后 R ²	0.999	0.992	0.995	0.985

七、政策含义和研究局限

本文对于国企混改的经济扩散效应的研究结论具有明确的政策含义。本文发现了国企混改在产业动态维度所产生的经济溢出效应。国有企业在产业中具有重要的结构性定位,其所有权与经营权制度变化也会对同产业其他企业的经营与发展产生重要的影响。就本文的结论而言,在竞争性行业中推动国企混改会提高整个产业的发展活力,促进新企业的进入、加快产业的动态周转并推动整个产业的扩容。国企混改对微观企业经营环境具有重要的塑造作用,国有企业的制度性调整是推动产业转型发展和“双创”的重要抓手。从更广泛的意义上说,我国的国有经济制度变迁对产业微观动态有着不可忽视的影响,制度优化和结构调整是经济高质量发展的重要驱动。

本文重在分析国企混改和产业微观动态间的联系。虽然实证分析囿于可得数据限制仍然存在一定的局限,但也为未来的研究方向提供了较为有益的参考。未来研究或可进一步从多个维度考察国有经济的结构性变化与调整对产业发展格局的影响,如评估其对地区产业企业产出特征等因素的影响,以实现有益的补充。

参考文献

- [1] 毕青苗、陈希路、徐现祥、李书娟,“行政审批改革与企业进入”,《经济研究》,2018年第2期,第140—155页。
- [2] Brandt, L., J. van Biesebroeck, and Y. Zhang, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2), 339-351.
- [3] Brown, J. D., J. S. Earle, and A. Telegdy, “The Productivity Effects of Privatization: Longitudinal Estimates from Hungary, Romania, Russia, and Ukraine”, *Journal of Political Economy*, 2006, 114(1), 61-99.
- [4] 蔡贵龙、郑国坚、马新啸、卢锐,“国有企业的政府放权意愿与混合所有制改革”,《经济研究》,2018年第9期,第99—115页。
- [5] 曹春方、张超,“产权权利束分割与国企创新——基于中央企业分红权激励改革的证据”,《管理世界》,2020年第9期,第155—168页。
- [6] Cengiz, D., A. Dube, A. Lindner, and B. Zipperer, “The Effect of Minimum Wages on Low-Wage Jobs”, *Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134(3), 1405-1454.
- [7] Cetorelli, N., and P. E. Strahan, “Finance as a Barrier to Entry: Bank Competition and Industry Structure in Local US Markets”, *The Journal of Finance*, 2006, 61(1), 437-461.
- [8] Che, J. H., and Y. Y. Qian, “Insecure Property Rights and Government Ownership of Firms”, *Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113(2), 467-496.
- [9] 陈小亮、陈伟泽,“垂直生产结构、利率管制和资本错配”,《经济研究》,2017年第10期,第98—112页。
- [10] Clementi, G. L., and H. A. Hopenhayn, “A Theory of Financing Constraints and Firm Dynamics”, *Quarterly Journal of Economics*, 2006, 121(1), 229-265.
- [11] Cohn, J. B., Z. Liu, and M. I. Wardlaw, “Count (and Count-like) Data in Finance”, *Journal of Financial Economics*, 2022, 146(2), 529-551.
- [12] Cooley, T. F., and V. Quadrini, “Financial Markets and Firm Dynamics”, *American Economic Review*, 2001, 91(5), 1286-1310.
- [13] Dinlersoz, E. M., and M. Yorukoglu, “Information and Industry Dynamics”, *American Economic Review*,

- 2012, 102(2), 884-913.
- [14] Frydman, R., C. Gray, M. Hessel, and A. Rapaczynski, "When Does Privatization Work? The Impact of Private Ownership on Corporate Performance in the Transition Economies", *Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114(4), 1153-1191.
- [15] Havrylchyk, O., "The Effect of Foreign Bank Presence on Firm Entry and Exit in Transition Economies", *Journal of Banking & Finance*, 2012, 36(6), 1710-1721.
- [16] 何瑛、杨琳, "改革开放以来国有企业混合所有制改革: 历程、成效与展望", 《管理世界》, 2021 年第 7 期, 第 44—60+4 页。
- [17] 黄健柏、陈伟刚、江飞涛, "企业进入与行业利润率——对中国钢铁产业的实证研究", 《中国工业经济》, 2006 年第 8 期, 第 13—21 页。
- [18] 孔东民、代昀昊、李阳, "政策冲击、市场环境与国企生产效率: 现状、趋势与发展", 《管理世界》, 2014 年第 8 期, 第 4—17+187 页。
- [19] 李俊青、刘帅光、刘鹏飞, "金融契约执行效率、企业进入与产品市场竞争", 《经济研究》, 2017 年第 3 期, 第 136—150 页。
- [20] 林毅夫、刘培林, "自生能力和国企改革", 《经济研究》, 2001 年第 9 期, 第 60—70 页。
- [21] 刘汉民、齐宇、解晓晴, "股权和控制权配置: 从对等到非对等的逻辑——基于央属混合所有制上市公司的实证研究", 《经济研究》, 2018 年第 5 期, 第 175—189 页。
- [22] 刘元春, "国有企业宏观效率论——理论及其验证", 《中国社会科学》, 2001 年第 5 期, 第 69—81+206 页。
- [23] Mayer, T., M. J. Melitz, and G. I. P. Ottaviano, "Market Size, Competition, and the Product Mix of Exporters", *American Economic Review*, 2014, 104(2), 495-536.
- [24] Melitz, M. J., "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity", *Econometrica*, 2003, 71(6), 1695-1725.
- [25] Melitz, M. J., and G. I. P. Ottaviano, "Market Size, Trade, and Productivity", *Review of Economic Studies*, 2008, 75(1), 295-316.
- [26] Miao, J., "Optimal Capital Structure and Industry Dynamics", *Journal of Finance*, 2005, 60(6), 2621-2659.
- [27] Mukoyama, T., and L. Popov, "The Political Economy of Entry Barriers", *Review of Economic Dynamics*, 2014, 17(3), 383-416.
- [28] Smith, V., "Optimal Costly Firm Entry in General Equilibrium", *Journal of Economic Theory*, 1974, 9, 397-417.
- [29] 田磊、陆雪琴, "减税降费、企业进入退出和全要素生产率", 《管理世界》, 2021 年第 12 期, 第 56—77 页。
- [30] 王婧、蓝梦, "混合所有制改革与国企创新效率——基于 SNA 视角的分析", 《统计研究》, 2019 年第 11 期, 第 90—103 页。
- [31] 王永进、刘灿雷, "国有企业上游垄断阻碍了中国的经济增长? ——基于制造业数据的微观考察", 《管理世界》, 2016 年第 6 期, 第 10—21+187 页。
- [32] 吴延兵, "国有企业双重效率损失研究", 《经济研究》, 2012 年第 3 期, 第 15—27 页。
- [33] 许召元、张文魁, "国企改革对经济增速的提振效应研究", 《经济研究》, 2015 年第 4 期, 第 122—135 页。
- [34] 杨记军、逯东、杨丹, "国有企业的政府控制权转让研究", 《经济研究》, 2010 年第 2 期, 第 69—82 页。
- [35] 杨天宇、张蕾, "中国制造业企业进入和退出行为的影响因素分析", 《管理世界》, 2009 年第 6 期, 第 82—90 页。
- [36] 杨兴全、任小毅、杨征, "国企混改优化了多元化经营行为吗?", 《会计研究》, 2020 年第 4 期, 第 58—75 页。
- [37] 杨兴全、尹力强, "国企混改如何影响公司现金持有?", 《管理世界》, 2018 年第 11 期, 第 93—107 页。
- [38] 叶永卫、李增福, "国企'混改'与企业金融资产配置", 《金融研究》, 2021 年第 3 期, 第 114—131 页。
- [39] 易阳、蒋融、刘庄、辛清泉, "政府放权意愿、混合所有制改革与企业雇员效率", 《世界经济》, 2021 年第 5 期, 第 130—153 页。
- [40] 张军、罗长远、冯俊, "市场结构、成本差异与国有企业的民营化进程", 《中国社会科学》, 2003 年第 5 期, 第 4—15+

205 页。

- [41] 赵晶、刘玉洁、付珂语、张勇、李欣,“大型国企发挥产业链链长职能的路径与机制——基于特高压输电工程的案例研究”,《管理世界》,2022年第5期,第221—240页。
- [42] 郑志刚、牟天琦、黄继承,“存在退市风险公司的救助困境与资本市场的‘预算软约束’”,《世界经济》,2020年第3期,第142—166页。
- [43] 周开国、闫润宇、杨海生,“供给侧结构性改革背景下企业的退出与进入:政府和市场的作用”,《经济研究》,2018年第11期,第81—98页。

The Economic Diffusion Effect of State-Owned Enterprises' Mixed-Ownership Reform: A Study Based on Regional Industry Dynamics

LU Yao* WU Jiahe CUI Yuwei
(Tsinghua University)

Abstract: The mixed-ownership reform of state-owned enterprises (SOEs) is a significant institutional innovation in China. Studying its economic externalities is crucial for evaluating the link between SOE reform and industrial development. We use a sample of nationally registered businesses from 2006 to 2019 to explore the economic spillover effects of SOE reform. In competitive industries, after the first SOE mixed-ownership reform, the number of registered enterprises increased by 9.39%, and canceled enterprises decreased by 8.93%. In monopolistic industries, the number of registered enterprises decreased by 32.42%. This study offers policy insights for advancing SOE reform and industrial vitality.

Keywords: mixed-ownership reform of state-owned enterprises; economic externalities; industry dynamics

JEL Classification: G32, L26, L11

* Corresponding Author: LU Yao, School of Economics and Management, Tsinghua University, Haidian District, Beijing 100084, China; Tel: 86-13691288499; E-mail: luyao@sem.tsinghua.edu.cn.