

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

目录

附录 I 国企混改影响产业动态的理论分析.....	1
附录 II 国有企业混合所有制改革的制度背景与混改企业分布.....	4
附录 III 竞争性行业和垄断性行业分类.....	11
附录 IV 稳健性检验.....	12
参考文献	17

附录 I 国企混改影响产业动态的理论分析

我们将在附录 I 详细介绍国企混改影响产业动态的理论分析过程。

1. 模型基本设定

本文以 Mayer 等（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。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，则利润最大化时的价格和产量将分别为（ v 代表边际成本）：

$$q(v) = \frac{L[p(v) - v]}{\gamma},$$

以 v_D 表示此时产业中的截断成本（即成本高于 v_D 的企业将选择不生产并退出市场，且有 $c_D = v_D$ ），则企业在利润最大化时的价格、产量、收入、利润可分别表示为：

$$p(v) = \frac{1}{2}(v_D + v),$$

$$q(v) = \frac{L(v_D - v)}{2\gamma},$$

$$r(v) = \frac{L[(v_D)^2 - v^2]}{4\gamma},$$

$$\pi(v) = L \frac{(v_D - v)^2}{4\gamma}.$$

此时成本为 c 的企业所生产的产品类别数为：

$$M(c) = \begin{cases} 0, & c > c_D \\ \max\{m | c \leq \omega^m c_D\} + 1, & c \leq c_D \end{cases}.$$

可见，有更高核心产品生产效率的企业会生产更多种类的商品。以 N_E 表示进入企业的数量密度， $M_v(v)$ 表示产品品类的度量函数（即在给定进入企业数量条件下，以不高于 v 的成本所生产的产品类别度量），进一步定义 $H(v) = M_v(v)/N_E$ 以表示单位进入企业的产品类别，则 $H(v) = \sum_{m=0}^{\infty} G(\omega^m v)$ 并且由分布函数 G 和 ω 外生决定。对单位进入企业而言， $H(v)$ 是对其所有产品类别分布密度的加和。

假设企业可自由进入市场，则企业在进入市场前预期利润为 $\int_0^{c_D} \Pi(c) dG(c) - f_E$ 且有：

$$\Pi(c) \equiv \sum_{m=0}^{M(c)-1} \pi(v(m, c)).$$

在市场自由进入的条件下进一步展开表达式，可以得到：

$$\int_0^{c_D} \Pi(c) dG(c) = \int_0^{c_D} \left[\sum_{\{m | \omega^{-m} c \leq c_D\}} \pi(\omega^{-m} c) \right] dG(c) = \sum_{m=0}^{\infty} \left[\int_0^{\omega^m c_D} \pi(\omega^{-m} c) dG(c) \right] = f_E.$$

此时对于边际生产企业而言有 $v_D = p(v_D)$ ，因此有：

$$v_D = \frac{1}{\eta M + \gamma} (\gamma \alpha + \eta M \bar{p}).$$

因此可以得到产品的总类别数为：

$$M = \frac{2\gamma}{\eta} \frac{\alpha - v_D}{v_D - \bar{v}}.$$

其中 $\bar{v}$ 代表所有产品品类的平均成本，仅取决于 v_D ：

$$\bar{v} = \frac{1}{M} \int_0^{v_D} v dM_v(v) = \frac{1}{N_E H(v_D)} \int_0^{v_D} v N_E dH(v) = \frac{1}{H(v_D)} \int_0^{v_D} v dH(v).$$

最终，进入企业的数量为 $N_E = M/H(v_D)$ ，生产存续的企业数量为 $N = N_E G(c_D)$ 。

根据 Melitz & Ottaviano (2008) 和 Mayer 等 (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：

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

此时所有生产出的产品类别都有相同的帕累托分布：

$$H(c) = \sum_{m=0}^{\infty} G(\omega^m c) = \Omega G(c).$$

其中 $\Omega = (1 - \omega^k)^{-1} > 1$ ，代表了多元产品切换的灵活度，与 ω 具有单调关系。均衡状态下，这一指数 Ω 等于所有存续公司所生产的平均产品数：

$$\frac{M}{N} = \frac{H(v_D) N_E}{G(c_D) N_E} = \Omega.$$

同时，在帕累托分布的设定下，可以解出截断成本 c_D 的表达式：

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

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. 竞争性行业情景下的理论分析

在竞争性行业中，头部国企的市场控制力相对有限， f_E/Ω 这一比例将减小，进入企业数、存续企业数、市场竞争度将出现同时增加。假设需求和分布参数均不发生改变，混改前后产业内截断成本分别为：

$$c_D^1 = \left[\frac{2\gamma(k+1)(k+2)(c_M)^k f_E^1}{L\Omega_1} \right]^{\frac{1}{k+2}},$$

$$c_D^2 = \left[\frac{2\gamma(k+1)(k+2)(c_M)^k f_E^2}{L\Omega_2} \right]^{\frac{1}{k+2}}.$$

则此时截断成本的变化取决于 f_E^1/Ω_1 和 f_E^2/Ω_2 这两个比例间的大小对比。在竞争性行业中，国企的延续性市场优势与市场控制力相对有限，此时受混改影响的国企产品新引力和优势对市场影响有限，对其他企业产品开发与拓展的影响也更小。因此，此时 f_E 的下降幅度将大于 Ω 的下降幅度，带来 f_E/Ω 这一比例的整体下降。此时，新的市场均衡中的截断成本更低，存续、进入的企业数量，以及市场竞争程度都更高，国企混改整体会产生促进市

场扩容、增加新企业进入的效果。

3. 垄断性行业情景下的理论分析

在垄断性行业中，龙头国企在市场中的延续性垄断优势较大， f_E/Ω 这一比例将增大，进入企业数、存续企业数可能不变或者减少，市场垄断程度将出现增加。与上同理，混改前后产业内截断成本分别为：

$$c_D^3 = \left[\frac{2\gamma'(k'+1)(k'+2)(c_M')^{k'} f_E^3}{L'\Omega_3} \right]^{\frac{1}{k'+2}},$$

$$c_D^4 = \left[\frac{2\gamma'(k'+1)(k'+2)(c_M')^k f_E^4}{L'\Omega_4} \right]^{\frac{1}{k'+2}}.$$

两个截断成本的对比同样取决于 f_E^3/Ω_3 和 f_E^4/Ω_4 这两个比例间的大小对比。我国的垄断性行业主要包括能源开采、烟草、邮政、电信、城市基础设施管理等基础性领域，属于关乎国民经济的基础性行业。出于对维护自主安全、保障社会民生、维持基础设施功能运作和经济运行等制度性任务的考虑，这类行业本身即存在较高的政策壁垒，并长期由头部国有企业所控制。这类行业中的国企具有明显领先于平均水平的垄断优势，其优势地位来源于更强的政治、经济和市场关系网络。此时，受混改影响国企的竞争力增强并将直接影响整个产品市场，造成其他企业市场控制力、产品吸引力相较头部国企而下降。在这一情景下，行业中其他企业进行产品拓展的难度将显著增加， f_E 的下降幅度将小于 Ω 的下降幅度，带来 f_E/Ω 这一比例的整体增加。在新的市场均衡中，截断成本将不会出现下降，存续、进入的企业数量会有所下降，市场垄断程度会进一步提升。垄断性行业中的国企混改会产生抑制企业进入、增大市场垄断的效果。

附录 II 国有企业混合所有制改革的制度背景与混改企业分布

附录 II 将详细介绍国有企业混合所有制改革的制度背景和混改企业分布情况。

第一，我们介绍混改的概念界定与政策。“国企混改”，指国有独资、控股企业通过引入非公有资本、集体资本或外资，进行混合所有制改革，实现各种所有制资本取长补短、相互促进、共同发展。从交易实质来看，国企混改主要包括履行出资人职责的机构、国有及国有控股企业、国有实际控制企业转让其对企业各种形式出资所形成权益的方式（以下简称“股权转让方式”）和国有及国有控股企业、国有实际控制企业增加资本的方式（此处主要指非公有资本、集体资本或外资对国有及国有控股企业、国有实际控制企业增资的方式，以下简称“增资方式”）。此外，根据具体情况可能还涉及国有及国有控股企业、国有实际控制企业的重大资产购买、出售或置换行为。国有企业混合所有制改革的系列政策如下：

（1）2015 年国务院国资委发布《国务院关于国有企业发展混合所有制经济的意见》（54 号文）纲领性文件，明确了积极发展混合所有制改革的思路。

（2）2016 年《关于国有控股混合所有制企业开展员工持股试点的意见》（133 号文）等专项政策发布为混改中员工持股等专项工作提出明确指引。

（3）2018 年发布《中央企业混合所有制改革操作指引》（653 号文）对央企混改进行进一步规范，明确混改基本操作流程及“混资本”与“改机制”相关环节操作要点；北京市、上海市、四川省等地方国资委也积极响应中央国企改革部署，纷纷出台指导地方国企混改的操作指引，当前混改政策体系已基本完善，“以混促改”的思路已逐渐清晰，混改正式进入 2.0 阶段。随着未来国企改革三年行动方案的出台，国资监管机构将进一步加大央企、国企混改力度，并提出更规范要求。通过混改搞活体制机制，实现新一轮跨越式发展，已成为更多企业的选择。我国国企混改的一系列政策见图 II1。



图 II1 国有企业混合所有制改革的系列政策梳理

第二，我们介绍混改的主要模式设计，具体包括：（1）国有产权的市场化转让（资产

充足和产权转让)；(2) 增资(引入外部民营企业参股、或其他战略投资者)；(3) 高管股权激励或员工持股计划；(4) 选择民营企业或参与方，合资组建混合所有制公司。

第三，表 III 展示了具体的混改企业名单。

表 III 混改企业名单

混改企业	时间	城市	行业
古井集团	2009	亳州	酒、饮料和精制茶制造业
江西建工	2009	南昌	土木工程建筑业
江中药业	2010	南昌	医药制造业
光明乳业	2010	上海	食品制造业
上海家化	2011	上海	批发业
洛钼集团	2012	洛阳	有色金属矿采选业
海螺型材	2014	芜湖	批发业
海螺水泥	2014	芜湖	非金属矿物制品业
城投控股	2014	上海	水的生产和供应业
郑煤机	2014	郑州	批发业
国药集团	2014	北京	批发业
四维图新	2014	北京	科技推广和应用服务业
江钻股份	2014	武汉	专用设备制造业
方兴科技	2014	南昌	软件和信息技术服务业
中储股份	2014	天津	批发业
星湖科技	2014	肇庆	其他服务业
安泰科技	2015	北京	科技推广和应用服务业
安泰环境	2015	北京	批发业
长江电力	2015	北京	电力、热力生产和供应业
湖北能源	2015	武汉	商务服务业
东北制药	2015	沈阳	化学原料和化学制品制造业
海康威视	2015	杭州	计算机、通信和其他电子设备制造业
铜陵有色	2015	铜陵	有色金属矿采选业
新华制药	2015	淄博	医药制造业
北新建材	2015	北京	非金属矿物制品业
五粮液	2015	宜宾	酒、饮料和精制茶制造业
浙商中拓	2015	杭州	商务服务业
安纳达	2015	铜陵	化学原料和化学制品制造业
上港集团	2015	上海	水上运输业
中国船舶	2015	上海	铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业
上海贝岭	2015	上海	计算机、通信和其他电子设备制造业
格力地产	2015	珠海	房地产业
福能股份	2015	南平	电力、热力生产和供应业
贵州茅台	2015	遵义	酒、饮料和精制茶制造业
老白干酒	2015	衡水	酒、饮料和精制茶制造业
浦东金桥	2015	上海	商务服务业
中船防务	2015	广州	铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业
中大股份	2015	上饶	建筑装饰和其他建筑业
海博股份	2015	上海	批发业
百联股份	2015	上海	批发业
云南白药	2016	昆明	批发业
中油资本	2016	克拉玛依	商务服务业

东航物流	2016	上海	道路运输业
杭州钢铁	2016	杭州	黑色金属冶炼和压延加工业
中远海运	2016	上海	水上运输业
鲁北化工	2016	滨州	化学原料和化学制品制造业
中海油安全技术服务	2016	天津	专业技术服务业
中原环保	2016	郑州	专业技术服务业
石油济柴	2016	济南	通用设备制造业
中航机电	2016	襄阳	电气机械和器材制造业
云天化	2016	昆明	化学原料和化学制品制造业
长春维鸿东光电子	2016	长春	计算机、通信和其他电子设备制造业
东方航空	2016	上海	商务服务业
中国巨石	2016	嘉兴	非金属矿物制品业
大唐电信	2016	北京	计算机、通信和其他电子设备制造业
海南航空	2016	海口	航空运输业
首旅股份	2016	北京	住宿业
天利高新	2016	克拉玛依	化学原料和化学制品制造业
现代制药	2016	上海	医药制造业
申华控股	2016	沈阳	商务服务业
洛阳玻璃	2016	洛阳	非金属矿物制品业
国投电力	2016	北京	商务服务业
内蒙一机	2016	包头	汽车制造业
中兴通讯	2016	深圳	计算机、通信和其他电子设备制造业
网宿科技	2016	上海	软件和信息技术服务业
中粮资本	2017	洛阳	商务服务业
重庆钢铁	2017	重庆	批发业
欧冶云商	2017	上海	科技推广和应用服务业
中核科技	2017	苏州	通用设备制造业
中航信移动科技	2017	北京	软件和信息技术服务业
国铁吉讯科技	2017	北京	科技推广和应用服务业
文山电力	2017	昆明	商务服务业
海正药业	2017	台州	科技推广和应用服务业
杭州热电集团	2017	杭州	电力、热力生产和供应业
构力科技	2017	北京	科技推广和应用服务业
中国电器院	2017	广州	研究和试验发展
中节能大地	2017	北京	生态保护和环境治理业
神耀科技	2017	银川	专业技术服务业
哈药集团	2017	哈尔滨	医药制造业
哈尔滨电站设备成套设计所	2017	哈尔滨	研究和试验发展
合肥江航装备	2017	合肥	铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业
山东银座家居	2017	济南	批发业
中电广通	2017	北京	软件和信息技术服务业
天纺标检测认证	2017	天津	专业技术服务业
航天电子	2017	武汉	商务服务业
中国长城	2017	深圳	计算机、通信和其他电子设备制造业
高鸿股份	2017	贵阳	软件和信息技术服务业
云内动力	2017	昆明	电气机械和器材制造业
佳电股份	2017	佳木斯	电气机械和器材制造业
中粮科技	2017	蚌埠	化学原料和化学制品制造业
蓝焰控股	2017	太原	煤炭开采和洗选业

浙江交科	2017	衢州	研究和试验发展
北化股份	2017	泸州	化学原料和化学制品制造业
上海电力	2017	上海	电力、热力生产和供应业
上汽集团	2017	上海	汽车制造业
浙江东方	2017	杭州	其他金融业
铁龙物流	2017	大连	道路运输业
巨化股份	2017	衢州	化学原料和化学制品制造业
天坛生物	2017	北京	医药制造业
国电南瑞	2017	南京	研究和试验发展
凌云股份	2017	保定	汽车制造业
菲达环保	2017	绍兴	通用设备制造业
山煤国际	2017	太原	电力、热力生产和供应业
申达股份	2017	上海	批发业
龙头股份	2017	上海	纺织业
号百控股	2017	上海	软件和信息技术服务业
万业企业	2017	上海	商务服务业
中粮糖业	2017	乌鲁木齐	农副食品加工业
国电电力	2017	大连	电力、热力生产和供应业
石化油服	2017	北京	专业技术服务业
岳阳纸业	2017	岳阳	造纸和纸制品业
四创电子	2017	合肥	研究和试验发展
中车株洲	2018	株洲	铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业
航天云网	2018	北京	科技推广和应用服务业
天翼电子商务	2018	北京	商务服务业
徐工有限	2018	徐州	土木工程建筑业
北京建筑机械化研究院	2018	北京	研究和试验发展
重庆重汽	2018	重庆	零售业
沈阳机床	2018	沈阳	通用设备制造业
奇瑞汽车	2018	芜湖	汽车制造业
西飞民机	2018	西安	金属制品、机械和设备修理业
哈电阀门	2018	哈尔滨	其他制造业
沈阳鼓风机	2018	沈阳	通用设备制造业
安吉精铸	2018	安顺	通用设备制造业
北部港湾	2018	北海	土木工程建筑业
海南橡胶	2018	海口	橡胶和塑料制品业
中钨高新	2018	株洲	有色金属矿采选业
南天信息	2018	昆明	软件和信息技术服务业
包钢股份	2018	包头	金属制品业
长春一东	2018	长春	汽车制造业
福日电子	2018	福州	计算机、通信和其他电子设备制造业
冠农股份	2018	乌鲁木齐	农业
天房发展	2018	天津	房地产业
兰太实业	2018	巴彦淖尔	食品制造业
中软信息	2018	芜湖	软件和信息技术服务业
熊猫汉达	2018	南京	研究和试验发展
ST 航投	2018	郑州	道路运输业
王府井	2018	北京	批发业
中航沈飞	2018	威海	铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业
航发动力	2018	西安	铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业

广西柳工	2019	柳州	通用设备制造业
湖南航天	2019	长沙	批发业
重庆医药健康产业	2019	重庆	研究和试验发展
格力电器	2019	珠海	通用设备制造业
中信戴卡	2019	秦皇岛	通用设备制造业
中环电子	2019	天津	计算机、通信和其他电子设备制造业
丹化科技	2019	镇江	研究和试验发展
南方汇通	2019	贵阳	铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业
东方锆业	2019	汕头	非金属矿物制品业
北方华创	2019	北京	电气机械和器材制造业
南方航空	2019	广州	商务服务业
金种子酒	2019	阜阳	酒、饮料和精制茶制造业
延长化建	2019	西安	房屋建筑业
六国化工	2019	铜陵	化学原料和化学制品制造业
淮河能源	2019	芜湖	装卸搬运和运输代理业
申能股份	2019	上海	专业技术服务业
重庆百货	2019	重庆	批发业

第四，我们介绍混改企业的分布情况。（1）图 II 2 展示了混改企业的年份分布情况；（2）表 II 2 列出了混改企业的行业分布情况；（3）表 II 3 和图 II 3 展示了混改企业的地区分布情况。

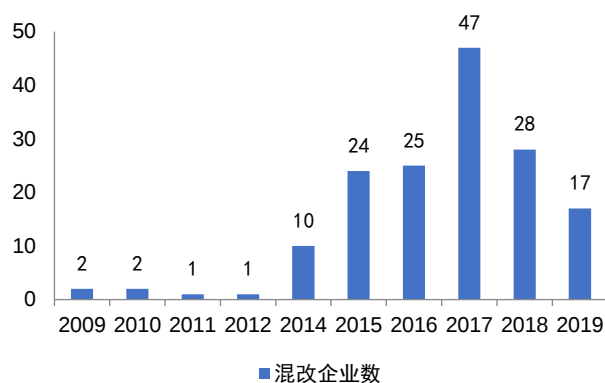


图 II 2 混改企业的年度分布情况

表 II 2 混改企业的行业分布情况

行业大类	混改企业数
批发业	15
商务服务业	13
化学原料和化学制品制造业	9
研究和试验发展	9
通用设备制造业	9
计算机、通信和其他电子设备制造业	8
软件和信息技术服务业	8
科技推广和应用服务业	7
铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业	7
专业技术服务业	6
电力、热力生产和供应业	6

非金属矿物制品业	5
汽车制造业	5
医药制造业	5
酒、饮料和精制茶制造业	5
电气机械和器材制造业	4
土木工程建筑业	3
道路运输业	3
有色金属矿采选业	3
房地产业	2
水上运输业	2
食品制造业	2
煤炭开采和洗选业	1
零售业	1
金属制品业	1
金属制品、机械和设备修理业	1
造纸和纸制品业	1
装卸搬运和运输代理业	1
航空运输业	1
纺织业	1
生态保护和环境治理业	1
水的生产和供应业	1
橡胶和塑料制品业	1
房屋建筑业	1
黑色金属冶炼和压延加工业	1
农副食品加工业	1
专用设备制造业	1
住宿业	1
其他制造业	1
其他服务业	1
其他金融业	1
农业	1
建筑装饰和其他建筑业	1

表 II 3 混改企业的地区分布情况

省份	混改企业数
上海	22
北京	21
安徽	13
浙江	10
广东	9
河南	6
辽宁	6
山东	5
江苏	5
云南	5
天津	5
贵州	4
湖南	4
湖北	4
江西	4
新疆	4
黑龙江	4
重庆	4
陕西	3
河北	3
内蒙古	3

福建	2
四川	2
山西	2
海南	2
吉林	2
广西	2
宁夏	1

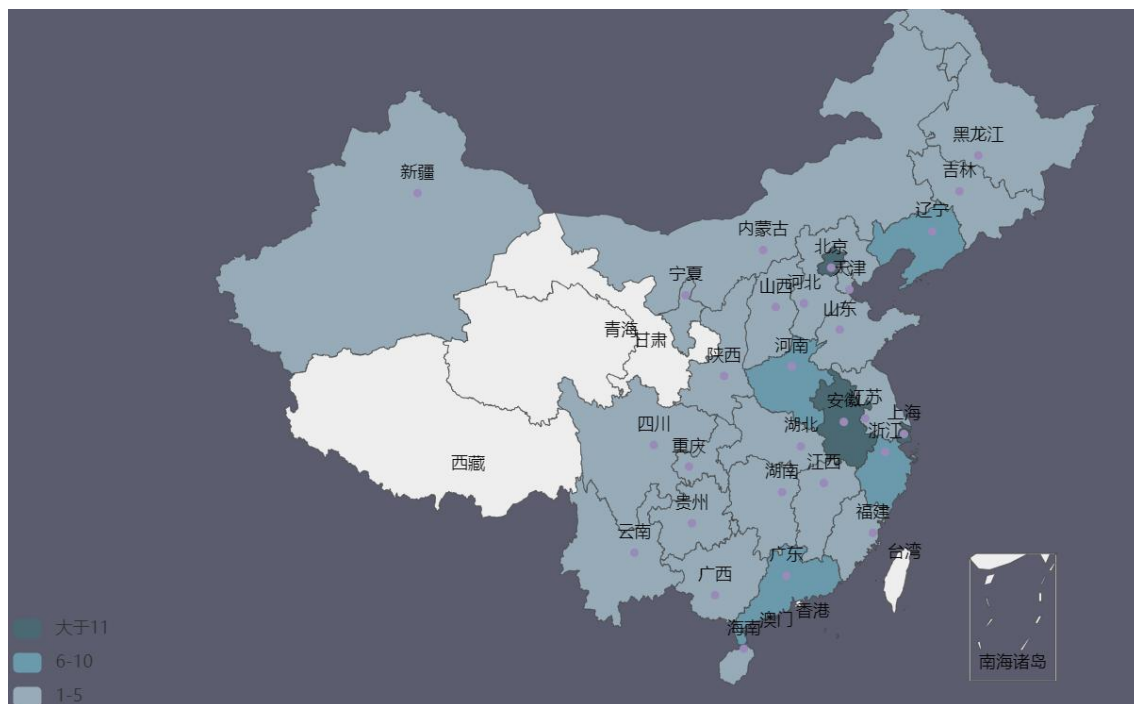


图 113 混改企业的地区分布情况图

附录 III 竞争性行业和垄断性行业分类

本文以《国民经济行业分类》（2011 年版）中的 96 个大类作为行业划分依据。表 III1 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。

表 III1 竞争性行业和垄断性行业分类

	竞争性行业	垄断性行业
1	农副食品加工业	煤炭开采和洗选业
2	食品制造业	石油和天然气开采业
3	酒、饮料和精制茶制造业	黑色金属矿采选业
4	纺织服装、服饰业	有色金属矿采选业
5	皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业	非金属矿采选业
6	木材加工和木、竹、藤、棕、草制品业	开采辅助活动
7	家具制造业	其他采矿业
8	造纸和纸制品业	烟草制品业
9	印刷和记录媒介复制业	纺织业
10	文教、工美、体育和娱乐用品制造业	石油加工、炼焦和核燃料加工业
11	化学原料和化学制品制造业	化学纤维制造业
12	医药制造业	有色金属冶炼和压延加工业
13	橡胶和塑料制品业	铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业
14	非金属矿物制品业	计算机、通信和其他电子设备制造业
15	黑色金属冶炼和压延加工业	其他制造业
16	金属制品业	废弃资源综合利用业
17	通用设备制造业	金属制品、机械和设备修理业
18	专用设备制造业	燃气生产和供应业
19	汽车制造业	土木工程建筑业
20	电气机械和器材制造业	铁路运输业
21	仪器仪表制造业	道路运输业
22	电力、热力生产和供应业	水上运输业
23	水的生产和供应业	航空运输业
24	房屋建筑业	管道运输业
25	建筑安装业	仓储业
26	建筑装饰和其他建筑业	邮政业
27	批发业	电信、广播电视和卫星传输服务
28	零售业	互联网和相关服务
29	装卸搬运和运输代理业	租赁业
30	住宿业	专业技术服务业
31	餐饮业	水利管理业
32	软件和信息技术服务业	生态保护和环境治理业
33	房地产业	机动车、电子产品和日用产品修理业
34	商务服务业	教育
35	研究和试验发展	卫生
36	科技推广和应用服务业	社会工作
37	公共设施管理业	新闻和出版业
38	居民服务业	广播、电视、电影和影视录音制作业
39	其他服务业	体育
40	文化艺术业	娱乐业

附录 IV 稳健性检验

第一，安慰剂检验。我们通过随机设定地区行业内国企混改的实施，对国企混改所产生的影响进行安慰剂检验。首先，本文随机构造发生首次国企混改的样本并进行蒙特卡洛模拟，重复进行 500 次回归，分别在竞争性、垄断性行业子样本中分析首次国企混改对注册企业数、注销企业数的影响，进而得到一系列虚构样本估计出的 DID 模型政策冲击因子的回归系数。由于随机设定的首次国企混改并非真实发生的事件，其估计系数应当围绕在 0 附近且不显著。图 IV1 展示了对应估计系数的散点分布图，从中可见所有的估计系数均高度集中在 0 的附近并基本呈现正态分布。在竞争性行业中估计首次国企混改影响注册和注销企业数的估计系数分别为 0.0939 和 -0.0893，垄断性行业中估计首次国企混改影响注册和注销企业数的估计系数则分别为 -0.3242 和 0.0109。在四次随机的 500 次抽样中，除了原本不显著的一项结果（即垄断性行业中国企混改对注销企业数的影响）外，没有一次模拟结果的绝对值大于基准回归系数的绝对值，对应模拟的 P 值均小于 0.001。这一检验表明地区行业内的首次国企混改确实对注册和注销企业数产生了显著的影响，本文的主要结论并非是偶然分析与观测所得到的结果。

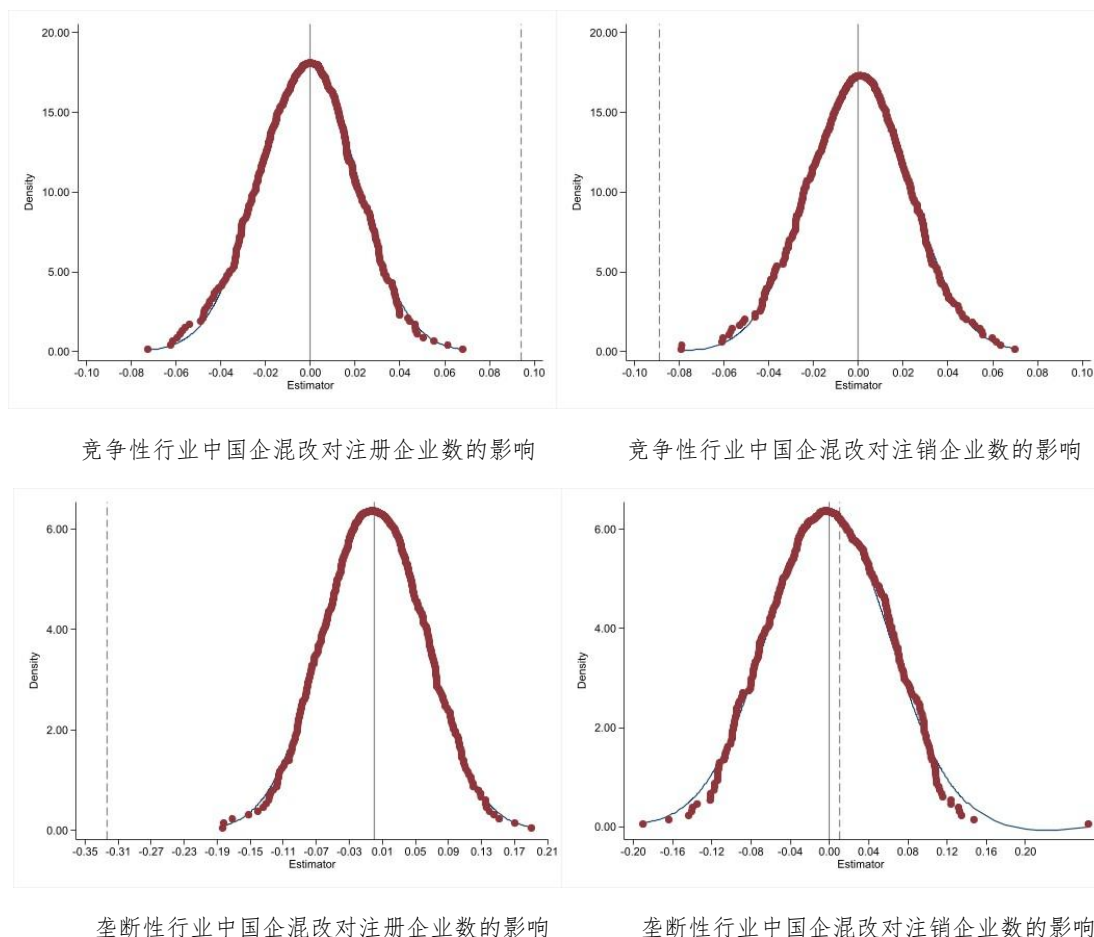


图 IV 1 安慰剂检验

第二，基于反向因果关系的稳健性分析。我们进一步基于反向因果关系进行稳健性检验，增加主要结论的可信度。根据我们对国企混改政策文件的解读，国企混改试点企业的选择更多是由企业内生情况、战略定位与国家整体战略实施的适配性所决定的，与所在地

区行业的整体发展情况并不直接相关，基本可认为是相对外生的政策性冲击。但是，为进一步增加本文的稳健性，排除国企混改在实施上可能存在的潜在选择性，我们进一步基于反向因果的关系进行实证分析，检验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（*Reform Num*）是否具有预测作用。表IV1 的结果表明，在全样本和竞争性行业子样本中，注册与注销企业数对国企混改的实施均不具有显著的预测作用，系数的绝对值、显著性和组内 R 方均不支持预测效果的存在。可见，从本文所分析的产业动态核心变量来看，地区产业内国企混改的实施不具有选择性，这为本文分析的稳健性提供了直接的支持。

表IV1 基于反向因果的稳健性检验

	全样本		竞争性行业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Reform Num</i>	<i>ln Reform Num</i>	<i>Reform Num</i>	<i>ln Reform Num</i>
<i>ln Before Entry</i>	0.0013 (0.002)	0.0010 (0.001)	0.0067 (0.005)	0.0051 (0.004)
<i>ln Before Exit</i>	-0.0001 (0.001)	-0.0002 (0.001)	0.0002 (0.002)	0.0000 (0.001)
<i>ln Exist</i>	0.0012 (0.002)	0.0006 (0.002)	-0.0043 (0.009)	-0.0040 (0.006)
常数项	-0.0077 (0.010)	-0.0040 (0.007)	0.0040 (0.039)	0.0081 (0.029)
省份-行业固定效应	Y	Y	Y	Y
省份-时间固定效应	Y	Y	Y	Y
行业-时间固定效应	Y	Y	Y	Y
样本量	32116	32116	17360	17360
调整后 R 方	0.059	0.062	0.068	0.069
组内 R 方	0.0001	0.0001	0.0005	0.0005

第三，改变竞争性和垄断性行业的划分依据。考虑到行业分类依据可能影响本文结果，我们进一步改变竞争性与垄断性行业归类依据增强结论的稳健性。本文对垄断性/竞争性行业的划分依据是基于注册企业数据库计算得到的产业集中度，我们进一步以新的分类依据进行稳健性检验。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OECD 对垄断性行业的定义与区分，本文将采矿业、烟草制品业、石油加工、炼焦和核燃料加工业、电力、燃气和水的生产供应业、铁路、水上、航空和管道运输业、邮政业、电信、广播电视和卫星传输服务业、居民服务业、教育、卫生、社会工作、文体业归类为垄断性行业，其他行业分类为竞争性行业后以相同模型进行实证分析。表IV2 的结果表明，本文的主要结论仍然成立且呈现高度显著，竞争性行业中的国企混改显著增加了同地区同行业内的新企业进入，而垄断性行业中的国企混改则显著抑制了新企业进入。值得注意的是，由于采用将指定行业划分为垄断性行业的分类方法，分组回归的样本数出现了一定差异。

表IV2 改变行业分类依据后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	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ln Entry</i>	<i>ln Exit</i>	<i>ln Entry</i>	<i>ln Exit</i>

<i>Reform</i>	0.0579** (0.027)	-0.0822*** (0.027)	-0.2621** (0.109)	0.0198 (0.076)
<i>In Exist</i>	0.6439*** (0.037)	0.8345*** (0.031)	0.4410*** (0.037)	0.6914*** (0.029)
常数项	0.4155* (0.249)	-2.3658*** (0.211)	0.9549*** (0.182)	-1.5739*** (0.145)
省份-行业固定效应	Y	Y	Y	Y
省份-时间固定效应	Y	Y	Y	Y
行业-时间固定效应	Y	Y	Y	Y
样本量	19530	19530	12586	12586
调整后 R 方	0.969	0.958	0.948	0.921

第四，改变因变量测量方法。本文研究的主要因变量是地区行业内企业进入和退出的数量。在因变量的测量方法上，我们主要使用注册或注销企业数加 1 并取对数的方式对注册和注销企业数进行处理。虽然本文控制了存续企业数，但这种基于对数的计数型测量方法仍可能会影响实证结果的稳健性。Cohn 等（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，进而影响系数的符号和显著性。本文进一步通过改变因变量的度量方式增强结论的稳健性。在具体的替代性衡量指标构建上，我们使用企业进入/退出率作为因变量，即地区行业当年注册/注销的企业数占上一年年末存续企业数的比例衡量企业进入与退出的相对水平，分析国企混改所产生的影响。比率型的指标有直观的经济意义，同时避免了计数型变量取对数时可能产生的潜在问题。实证结果如表IV3 所示，竞争性行业中的国企混改使当年的企业进入率显著提升了约 1.07%，而垄断性行业中的国企混改则使得同地区行业的企业进入率降低了 3.65%。可见，竞争性行业中的首次国企混改显著增加新注册企业数量，而垄断性行业中则产生了显著的抑制作用，本文主要结论不受因变量测量方法的影响。

表IV3 改变因变量测度的稳健性检验

	竞争性行业		垄断性行业	
	(1) <i>Entry Ratio</i>	(2) <i>Exit Ratio</i>	(3) <i>Entry Ratio</i>	(4) <i>Exit Ratio</i>
<i>Reform</i>	0.0107** (0.005)	-0.0044*** (0.001)	-0.0365*** (0.011)	0.0008 (0.002)
<i>In Exist</i>	-0.0530*** (0.013)	0.0105*** (0.002)	-0.1275*** (0.016)	0.0130*** (0.002)
常数项	0.5506*** (0.092)	-0.0373*** (0.012)	0.8145*** (0.079)	-0.0319*** (0.008)
省份-行业固定效应	Y	Y	Y	Y
省份-时间固定效应	Y	Y	Y	Y
行业-时间固定效应	Y	Y	Y	Y
样本量	17360	17360	14756	14756
调整后 R 方	0.667	0.697	0.488	0.368

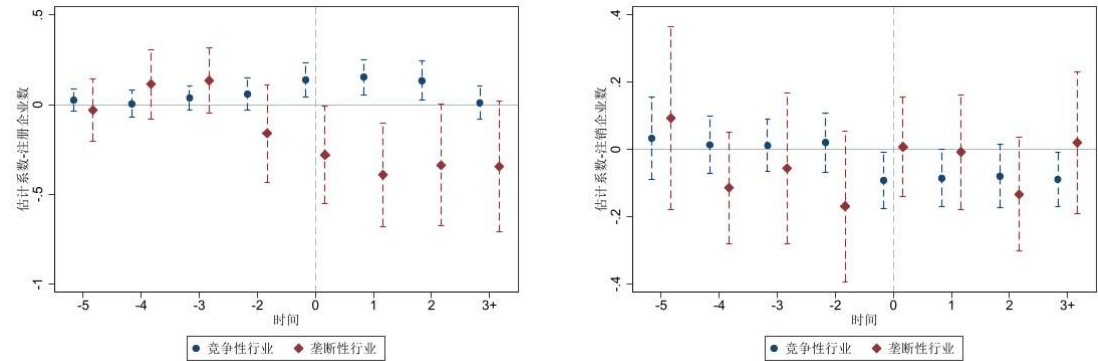
第五，多时点 DID 的异质性处理效应。本文使用多时点 DID 检验地方产业内国有企业混合所有制改革对企业进入与退出的影响。然而，现有理论文献表明，多时点 DID 的估计系数实际上是多个单时点 DID 系数的加权平均，而非受处理个体的平均处理效应。由于不同时点的处理组和控制组是变化的、有着不同甚至相反的处理效应，一旦负权重和异质

性处理效应存在，那么多时点 DID 模型就可能导致估计偏误（Baker et. al., 2022）。为解决这一问题，我们借鉴 Cengiz 等（2019），使用堆叠型 DID（Stacked DID）来重新评估国企混改的经济扩散效果。堆叠型 DID 的基本做法是，为受处理时点相同的处理组寻找未接受处理的“干净”的控制组并形成数据集，再将受处理时点不同的 K 个数据集堆叠，构建基于相对事件时间的新样本，同时在回归中控制省份-行业-数据集、省份-时间-数据集和行业-时间-数据集固定效应。表IV4 展示了堆叠型 DID 的结果，与本文主要结论一致，说明本文的估计结果总体稳健。

表IV4 多时点 DID 的异质性处理效应的稳健性检验：堆叠型 DID

	竞争性行业		垄断性行业	
	(1) <i>ln Entry</i>	(2) <i>ln Exit</i>	(3) <i>ln Entry</i>	(4) <i>ln Exit</i>
<i>Reform</i>	0.0974*** (0.024)	-0.0951*** (0.026)	-0.3413*** (0.096)	0.0051 (0.055)
<i>ln Exist</i>	0.7290*** (0.041)	0.9908*** (0.033)	0.4438*** (0.034)	0.6464*** (0.027)
常数项	-0.0723 (0.287)	-3.4624*** (0.227)	0.8677*** (0.168)	-1.3704*** (0.132)
省份-行业固定效应	Y	Y	Y	Y
省份-时间固定效应	Y	Y	Y	Y
行业-时间固定效应	Y	Y	Y	Y
省份-行业-数据集固定效应	Y	Y	Y	Y
省份-时间-数据集固定效应	Y	Y	Y	Y
行业-时间-数据集固定效应	Y	Y	Y	Y
样本量	168113	168113	146319	146319
调整后 R 方	0.971	0.960	0.941	0.915

接下来，我们进行堆叠型 DID 的平行趋势检验。实验组和对照组在处理前满足平行趋势是堆叠型双重差分模型的重要前提。我们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，使用堆叠型 DID 模型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。图IV2 分别显示了注册和注销企业数在首次国企混改前后各年份的回归的估计系数。图IV2 表明，本文的主要结论具有较高的稳健性，国企混改的实施显著改变了同地区同行业的注销和注销企业数。



地区行业中国企混改对注册企业数的影响

地区行业中国企混改对注销企业数的影响

图IV2 堆叠型 DID 的平行趋势检验

参考文献

- [1] Baker A.C., D.F. Larcker, and C.C.Y. Wang, “How much should we trust staggered Difference-in-differences Estimates?”, *Journal of Financial Economics*, 2022, 144(2), 370-395.
- [2] 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。
- [3] 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.
- [4] 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.
- [5] 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.
- [6] Melitz M. J., and G. I. P. Ottaviano, “Market Size, Trade, and Productivity”, *Review of Economic Studies*, 2008, 75(1), 295–316.

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。