

# 全国统一大市场背景下的行政垄断规制与企业创新

叶光亮 王朔 徐璐 刘勇政

## 目录

附录 I 制度背景 .....	1
附录 II 文献综述 .....	2
附录 III 模型部分的附录 .....	5
附录 IV 市场分割的具体测度 .....	8
附录 V 全国及地区层面的市场分割指数变化趋势 .....	9
附录 VI 数据说明与描述性统计 .....	11
附录 VII 稳健性检验 .....	12
附录 VIII 异质性分析 .....	17
参考文献 .....	19

## 附录 I 制度背景

改革开放前，我国实行计划经济体制，其中行政垄断是计划经济的基本特征，主要表现为政府直接规定产量、制定价格和限制商品要素的自由准入。改革开放后，为激发经济主体和地方政府的积极性，我国逐步建立并完善市场经济体制。市场经济的核心是各类市场主体平等参与竞争，使市场在资源配置中起决定性作用，促进资源的合理配置和生产效率的提升。但市场经济有其固有弊端，市场自由竞争往往会产生垄断和不正当竞争，扭曲市场运行机制，抑制经济发展活力。因此就需要政府“有形之手”对市场进行干预，规范市场经济活动，这就要求政府制定的各类政策措施必须促进和保障市场公平竞争。自上世纪90年代以来，中央政府和地方政府的的关系经历了从高度集中的“统收统支”到以财政分权为核心的“分税制”转型。地区经济发展和税收收入为地方官员提供了政治晋升激励，只有少数人能在激烈的“晋升锦标赛”中胜出，这导致地方政府官员间的竞争多于合作（周黎安，2007）。地方政府官员出于对仕途利益最大化的追求和潜在的寻租激励，往往以行政权力替代市场竞争机制（周黎安，2007），在制定出台的各类地方性法规和政策中人为设置壁垒，限制商品要素的自由流动，形成地方保护和区域封锁，破坏了市场的竞争秩序，也阻碍了全国统一市场的形成。

与市场垄断一样，行政垄断的本质也是破坏市场竞争秩序，同样需要对其进行规制。为此，中央政府出台一系列政策措施对地方政府行为进行规范，防止其出台排除、限制竞争的政策措施。早在1980年出台的《国务院关于开展和保护社会主义竞争的暂行规定》中就提出“开展竞争必须打破地区封锁和部门分割”。1993年出台的《反不正当竞争法》也规定“政府及所属部门不得滥用行政权力，限制外地商品进入本地市场或本地商品流入外地市场”。2007年出台的《反垄断法》设置第五章“滥用行政权力排除、限制竞争”对行政垄断进行规制。但上述相关政策法规对行政垄断的规制均属事后监管，加上执法对象、执法主体不清晰，执法资源有限，因此对行政垄断的规制并未取得预期成效（叶光亮，2016）。

2016年6月，国务院印发《关于在市场体系建设中建立公平竞争审查制度的意见》，标志公平竞争审查制度正式确立。该制度共设定4类审查标准，基本涵盖了行政垄断的形式，该制度的具体内容如下：（1）市场准入和退出标准：不得设置不合理或歧视性的准入或退出条件；不得限定经营、购买或使用特定经营者提供的商品或服务。（2）商品和要素自由流动标准：不得限制外地商品进入本地市场或本地商品输出；不得排斥或限制外地经营者参加本地招投标活动。（3）影响生产经营标准：不得违法给予特定经营者优惠政策；不得违法提供或扣除各类保证金。（4）影响生产经营行为标准：不得强制经营者从事《反垄断法》规定的垄断行为；不得违法干预实行市场调节价的商品或服务的价格水平。基于上述审查标准，通过严格审查增量文件和有序清理存量文件相结合的方式，从源头对各类排除限制竞争的政策措施进行清理，有效加强了市场监管。截止2023年底，各地区、各部门清理限制市场主体经济活动的各类政策文件615.04万件，<sup>①</sup>有效维护市场公平竞争，促进全国统一市场的形成。

<sup>①</sup> 参见网址 [http://www.qstheory.cn/dukan/qs/2024-01/16/c\\_1130059623.htm](http://www.qstheory.cn/dukan/qs/2024-01/16/c_1130059623.htm)，访问时间：2025年4月27日。

## 附录 II 文献综述

### （一）研究回顾

鲁侗和党印（2015）指出，影响企业创新的因素主要有企业自身治理机制、制度因素和市场竞争环境。以地方保护和市场分割为特征的行政垄断行为属于企业经营的外部制度因素。同时，以规制行政垄断为目的的公平竞争审查制度的实施又会影响市场竞争。因此，结合研究内容，本文将重点对制度因素和市场竞争对企业创新影响的两类文献进行梳理。

第一类文献是市场分割对企业创新的影响研究。关于我国市场长期处于分割状态的成因，除了受自然地理（如地形与气候），交通运输等客观因素影响外（王媛和唐为，2023），现有文献主要将其归纳为制度性的政府行为（卿陶和黄先海，2021），即政府的行政垄断行为。已有研究对政府行政垄断行为产生的原因主要归纳为两点：一是经济发展动机。在地区竞争激励下，地方政府官员更关注地区经济发展的相对经济绩效（夏立军等，2011），因此为维护地区经济利益，往往会通过“市场准入设限”“项目审批设槛”等行为限制外地商品进入或者是限制本地资源外流等措施保护本地市场（周黎安，2004）。这种以行政手段干预市场竞争的行为，通常源于地方政府对财政收入、就业率和经济增长目标的追求，促使地方政府倾向于采取短期见效的保护性措施，甚至不惜牺牲资源配置效率和整体经济福利（张腾等，2025）。二是财政激励动机。20世纪80年代起实施的“分灶吃饭”的财政体制改革，明确了各级政府的财政权限与支出责任，形成了相对清晰的财政边界。在“以收定支”的预算约束下，地方政府面临显著的财政支出压力（马光荣等，2019），这进一步引发了地区间为财税而开展的竞争。各地为获取竞争优势，纷纷采取各类措施制造税收洼地，由此形成“以邻为壑”的“诸侯经济”，加剧了市场分割（吕冰洋和贺颖，2022）。市场分割阻碍了商品要素在地区间的自由流动，不利于企业充分利用国内超大规模市场优势实现规模经济效应，势必会对企业创新产生影响。

近年来，学界围绕我国市场分割与企业创新的关系开展了广泛的探讨，普遍认为市场分割对企业研发投入及创新能力有显著的抑制作用。针对这一观点，主要存在以下两方面解释：一方面，地方保护与市场分割限制企业市场规模的扩张，从而降低企业创新的预期回报，削弱了其创新动力（刘斐然和胡立君，2020）；另一方面，市场分割导致资源配置扭曲，抑制了企业技术创新的边界（王浩旻等，2025）。具体而言，张杰等（2011）以中国工业企业数据为样本，分析得出地方政府对要素市场的管制可在短期内帮助政府调动经济资源并促进经济增长，同时也会显著抑制域内企业的创新投入。曹春方等（2018）研究指出地区市场分割提升了地方国企，尤其是本地化国企的产品市场竞争地位，但同时也降低了地方国企，尤其是本地国企的创新水平。吕越等（2021）基于上市公司的面板数据发现地方保护和市场分割会显著抑制企业创新。此外，还有研究从打破市场分割的视角研究了市场一体化对企业创新的影响，如王巍和姜智鑫（2024）发现城市群发展规划实施后，同一城市群内城市对的企业合作创新水平和创新质量得到了显著提高，说明了打破市场分割有助于企业合作创新活动的开展。胡增玺和马述忠（2023）研究发现市场一体化水平的提高，可以通过市场规模的扩大和市场竞争的加剧促进企业数字创新的“提质增量”。通过对现有关于市场分割与企业创新的文献进行梳理可以发现，目前少有研究从行政垄断规制的视角出发，探讨其通过打破市场分

割对企业创新所产生的影响。既有文献显示,行政垄断规制、市场分割与企业创新之间的内在联系尚未得到充分研究,因而深入探讨此议题,具有重要的理论价值与现实意义。

第二类文献是市场竞争对企业创新的影响研究。公平竞争审查制度的出台,有助于打破地方保护和市场分割,促进市场竞争。那么,市场竞争的加剧又会对企业创新产生何种影响?已有研究对市场竞争与企业创新的关系进行了长期的讨论,通过梳理国内外对市场竞争与企业创新二者关系探讨的研究发现,学者们就市场竞争对企业创新的影响尚未达成共识,主要研究观点集中在以下三方面:

Schumpeter (1942) 最早将市场竞争、垄断和企业创新联系起来,他指出市场集中和垄断势力是企业从事技术创新活动的主要动力,而市场竞争则会抑制企业创新。研究提出创新是企业生产过程中的内生产物,开展创新活动需要投入大量资源,因此强大的市场地位是企业开展创新活动的必要保障,市场集中和具有垄断势力的企业拥有研发活动所需的财力支持和抗风险能力,可实现垄断利润;但随着市场竞争的加剧,创新企业只能享受短暂的垄断租金,他们相对于新进入者的垄断租金会随着时间的推移而减少,且由于技术溢出,他们的创新最终会被竞争对手的创新所取代。Grossman and Helpman (1991) 构建了一个在连续型行业中存在产品持续改进的理论模型,得到激烈的市场竞争会提升产品的更迭速度,缩短创新者相对于追随者保持竞争优势的时期,导致企业创新活动的净收益下降的结论。类似的 Nie et al. (2022) 构建一个多期动态博弈模型得到激烈的市场竞争会降低创新企业的利润和专利价格,从而削弱创新者参与企业创新活动的动力。此后, Kraft (1989) 和 Atayde et al. (2021) 均通过实证研究支持了上述观点。

然而,更多的学者认为市场竞争对企业创新有促进作用,而缺乏竞争的企业管理效率低下,创新动力不足。当厂商面临潜在的进入者和现存竞争者的竞争压力时,会努力降低成本,提升产品质量,同时也会为满足消费者的需求而不断开发新产品和新技术 (Arrow, 1962)。Aghion et al. (1997) 和 Aghion et al. (2001) 的研究拓展了熊彼特模型并允许在位企业进行创新,在这种模型架构下得到竞争能够提升创新的边际收益,从而促进企业进行创新活动投入,同时这种正效应在企业成本差异较小的行业中更加突出。实证方面, Blundell et al. (1999) 使用英国公司的数据发现,低竞争性行业创新活动较少。此后, Hashmi (2013)、Crowley and Jordan (2017) 分别利用美国、欧洲的企业样本,通过实证检验均得到了市场竞争促进企业创新的结论。

上述两种观点将市场竞争与企业创新的关系视为简单的线性关系,而忽略可能存在的其他情形,因而文献中也产生了另一种新的观点来解释市场竞争与企业创新的关系。如 Aghion et al. (2005) 构建模型考虑成本降低型创新,研究发现产品市场竞争与企业创新呈现倒 U 型关系,只有适度的市场竞争才能促进企业创新,并使用 311 家英国制造业公司面板数据的实证分析验证了上述结论。基于中国情境的相关研究也支持这一观点,如夏清华和黄剑(2019) 利用高新技术产业数据也证明市场竞争与企业创新之间存在倒 U 形关系。此外,还有学者发现市场竞争与企业创新之间存在 U 型关系,如 Boone (2001) 发现,在面临较低和较高的市场竞争时,企业创新动机更强,即市场竞争与企业创新之间的关系是 U 型。

以上研究从理论和实证层面对市场竞争与企业创新的关系进行了丰富的讨论,但尚无统一结论。可能的原因在于:一是上述研究在不同国家展开,国家间的经济发展水平、制度和 文化等不可观测因素差异巨大;二是这些研究在模型的选择、变量设定、相关样本和计量方

法的选取和重要指标测度等方面均存在者较大差异。三是上述相关实证研究普遍存在内生性问题，导致估计结果可能有偏。这主要是因为上述研究中多使用市场集中度来度量市场竞争水平，Huang et al. (2017) 指出市场集中度测量市场竞争水平是有偏的，且存在较大争议。其次，使用市场分割计算得到的市场集中度往往与企业创新之间存在较强的反向因果关系，如企业创新会造成技术垄断加剧市场集中，而市场集中又会反过来影响企业创新，从而导致严重的内生性问题。

## （二）本文创新与拓展

和上述研究相比，本文的创新与拓展在于，本文基于中国制度背景，构建了一个环形空间市场模型，将政府、企业与消费者同时纳入统一博弈分析框架，系统考察政府的行政垄断规制对企业创新行为的影响及其作用机制，并进一步分析其对市场一体化进程的影响。在此基础上，本文借助公平竞争审查制度这一外生政策冲击作为“准自然实验”，采用双重差分方法对理论模型的推论进行实证检验，有效缓解了模型可能存在的内生性问题。本研究不仅在研究方法上拓展了已有文献的分析维度，也为相关理论提供了来自中国实践的经验证据。

## 附录 III 模型部分的附录

(一) 垄断定价时企业最优研发水平的推导过程

以企业  $i$  与企业  $i+1$  之间的区域为例, 企业  $i$  在距离自身  $s$  处定价为时, 其利润为:

$$\pi_{i,i+1}(s) = [p_{i,i+1}(s) - (c - e_i + ts)][1 - p_{i,i+1}(s)],$$

其垄断定价为:

$$p_{i,i+1}^M(s) = \arg \max_{p_{i,i+1}(s)} \pi_{i,i+1}(s) = \frac{1 + c - e_i + ts}{2}.$$

因此, 当  $0 \leq s \leq s_{i,i+1}^M = \frac{(c + e_i - 2e_{i+1} - 1)n + 2t}{3nt}$  时,  $p_{i,i+1}^M(s) \leq c - e_{i+1} + t(1/n - s)$ , 企业

$i$  会选择垄断定价。同时, 存在垄断定价区间的必要条件为

$0 \leq \frac{(c + e_i - 2e_{i+1} - 1)n + 2t}{3nt} \leq \frac{(e_i - e_{i+1})n + t}{2nt}$ , 由此可得存在垄断定价的企业最优创新研发

水平  $e^*$  需满足:

$$\frac{t}{2n} + c - 1 \leq e_{ii}^* \leq \frac{2t}{n} + c - 1.$$

(二) 政府强化竞争政策对企业经营绩效影响的理论推导

接正文理论分析部分的内容: 求解均衡时企业的经营效益得到:

$$\pi^* = \begin{cases} \frac{6tn(1-c+e_i^*)-6e_i^{*2}n^3-5t^2}{12n^3}, & \hat{t} < t < \tilde{t} \\ \frac{[2(c-e_{ii}^*-1)n+t]^3}{36tn^3} - \frac{3e_{ii}^{*2}t+(c-e_{ii}^*-1)^3}{6t}, & \tilde{t} \leq t < \bar{t} \end{cases},$$

考察政府强化竞争政策与企业经营效益间的关系, 得到如下命题。

**命题 2:** 当地区行政垄断程度较高时 ( $t > t_2$ ), 政府通过行政垄断规制可降低企业包括交易成本  $t$  和生产成本  $c^*$  在内的经营成本, 增进企业经营效益  $\pi^*$ 。

证明: 在  $\tilde{t} \leq t < \bar{t}$  时,  $\frac{\partial^3 \pi^*}{\partial t^3} > 0$ , 且  $\frac{\partial^2 \pi^*}{\partial t^2} \Big|_{t=\tilde{t}} < 0$ ,  $\frac{\partial^2 \pi^*}{\partial t^2} \Big|_{t=\bar{t}} > 0$ , 因此存在  $t_2' \in (\tilde{t}, \bar{t})$

使得当  $t < t_2'$  时二阶导为负, 而  $t > t_2'$  时二阶导为正。注意到  $\frac{\partial \pi^*}{\partial t} \Big|_{t=\tilde{t}} > 0$ ,  $\frac{\partial \pi^*}{\partial t} \Big|_{t=\bar{t}} < 0$ , 因

此, 存在  $t_2 \in (\tilde{t}, \bar{t})$  使得当  $t < t_2$  时一阶导为正而  $t > t_2$  时一阶导为负。故有  $t_2 < t < \bar{t}$  时

$$\frac{\partial \pi^*}{\partial t} < 0, \text{ 命题得证。}$$

命题 2 表明, 通过推行诸如公平竞争审查制度等强化市场竞争的政策规制行政垄断, 能够提高企业的经营效益。这是因为公平竞争审查制度的出台, 一方面能通过打破行政垄断, 对政府违规给予特定经营者税收优惠, 对外地企业、商品或服务实施歧视性价格或补贴等行为进行规范, 从而发挥市场在资源配置中起决定性作用, 进而显著缓解资源错配, 提升市场竞争程度, 从而直接降低区域间的贸易成本; 另一方面, 正文命题 1 的分析发现降低市场行政垄断程度能够促使企业增加创新研发投入, 进而间接降低企业的单位生产成本。因此, 两方面的共同作用使得企业能够以更低的价格向消费者出售更多的商品, 使得企业经营收益显著上升。

### (三) 行政垄断规制对市场均衡价格以及地区间相对价格波动影响的理论推导

接上述命题 2 的推导, 容易求得对称性均衡下企业间的市场分界点与企业的距离为

$$\hat{s}^* = \frac{1}{2n}。进一步, 把正文计算得到的式 (2) 代入企业的最优价格中, 得出对称均衡下每$$

家企业制定的价格  $p^*$  关于距离  $s$  的函数如下:

当  $\hat{t} < t < \tilde{t}$  时, 有

$$p^*(s) = c + \frac{4cn - 4n + 3t}{4n(n-1)} + t \left( \frac{1}{n} - s \right), \quad 0 \leq s \leq \frac{1}{2n},$$

当  $\tilde{t} \leq t < \bar{t}$  时, 有

$$p^*(s) = \begin{cases} \frac{c - e_{II}^* + ts}{2}, & 0 \leq s < \frac{(c - e_{II}^* - 1)n + 2t}{3nt} \\ \frac{(c - e_{II}^* - ts)n + t}{n}, & \frac{(c - e_{II}^* - 1)n + 2t}{3nt} \leq s \leq \frac{1}{2n} \end{cases}。$$

实证研究中常使用地区间的相对价格波动来判断市场分割情况 (Parsley and Wei, 2001), 一般而言, 相对价格波动越大, 市场分割程度越高, 测度得到的地区行政垄断程度越高。因

$$\text{此, 本文定义地区的相对价格波动为 } Var(p(s)) = \int_{s=0}^{\hat{s}^*} \frac{1}{\hat{s}^*} \left( p(s) - \int_{s=0}^{\hat{s}^*} \frac{p(s)}{\hat{s}^*} ds \right)^2 ds。$$

考察行政垄断规制对市场均衡价格以及地区间相对价格波动的影响, 得到如下命题。

**命题 3:** 公平竞争审查制度对行政垄断的规制作用, 能够降低均衡市场价格  $p^*(s)$ ;

特别当行政垄断程度较高时 ( $t > t_3$ ), 行政垄断规制也有助于缩小地区间的价格差异性

$Var(p(s))$ ，缓解资源错配。

证明：在  $\hat{t} \leq t < \tilde{t}$  时，市场均衡价格对  $t$  的导数为  $\frac{\partial p^*(s)}{\partial t} = \frac{3}{4n(n-1)} + \frac{1}{n} - s > 0$ ，在

$\tilde{t} \leq t < \bar{t}$  时，同样有  $\frac{\partial p^*(s)}{\partial t} = \frac{s}{2} - \frac{1}{2} \frac{\partial e_{II}^*}{\partial t} > 0$ ，因此行政垄断规制总能降低均衡市场价格。

此外在  $\tilde{t} \leq t < \bar{t}$  时，存在  $t'_3 \in (\tilde{t}, \bar{t})$ ，当  $t \in (t'_3, \bar{t})$  时， $\frac{\partial^3 Var(p(s))}{\partial t^3} < 0$ ；注意到

$\frac{\partial^2 Var(p(s))}{\partial t^2} \Big|_{t=\bar{t}} < 0$ ，因此存在  $t_3 \in (t'_3, \bar{t})$  使得  $t'_3 < t < \bar{t}$  时二阶导为负；由于

$\frac{\partial Var(p(s))}{\partial t} \Big|_{t=\bar{t}} > 0$ ，故当  $t_3 < t < \bar{t}$  时有  $\frac{\partial Var(p(s))}{\partial t} > 0$ 。命题得证。

命题 3 表明行政垄断规制能降低市场中的产品价格，并缩小地区间价格差异性，缓解并逐渐打破市场分割。这是因为诸如公平竞争审查制度等强化市场竞争的法律条例的推行，能够打破地域间的行政壁垒，缓解政府与企业之间的寻租性联系，降低企业寻租费用等一系列制度性交易成本，同时命题 2 表明企业创新投入增加，单位生产成本下降，由此共同使得市场中产品的总体价格水平下降。此外制度性交易成本的下降，也使得地区间的价格差异减小，促进企业间的跨区竞争，降低市场分割程度，从而能够更好地加快构建全国性统一市场。

## 附录IV 市场分割的具体测度

结合行政垄断的本质特征，本文参考 Parsley and Wei (2001) 的研究，使用的“价格法”对市场分割指数进行测算，<sup>①</sup>具体步骤如下：首先，构建  $t \times m \times k$  三维数据集，其中  $t$  为年份， $m$  为地区， $k$  为商品。时间区间  $t$  为 2012-2020 年，地区  $i$  和  $j$  分别代表  $m$  中的两个不同省份。其次，选取研究期间内《中国统计年鉴》中的 18 类分地区商品价格零售指数。<sup>②</sup>继而采用以下公式计算价格比的对数一阶差分来度量相对价格：

$$\Delta Q_{ijt}^k = \ln(p_{it}^k / p_{jt}^k) - \ln(p_{i,t-1}^k / p_{j,t-1}^k) = \ln(p_{it}^k / p_{i,t-1}^k) - \ln(p_{jt}^k / p_{j,t-1}^k),$$

其中， $p_{it}^k$  ( $i = 1, 2, \dots, 31; t = 2012, 2013, \dots, 2020; k = 1, 2, \dots, 18$ ) 表示地区  $i$  第  $t$  年第  $k$  种商品的价格指数。与张腾等 (2025) 仅将市场分割的考察范围限定于相邻省份的做法不同，本文借鉴张卫国等 (2011) 的思路，将市场分割指数的测算扩展至全国层面，原因在于：首先，随着铁路、公路、水运及航空等物流基础设施的日益完善，运输成本显著降低，商品要素的流动已逐渐突破地理边界的限制 (顾雪松和韩立岩, 2015)；其次，根据“政治锦标赛”理论，地区间的竞争不仅局限于临近地区间，也广泛存在于全国范围内的非相邻地区之间 (盛斌和毛其淋, 2011)。根据上式并考虑除香港、澳门和台湾外的整个国内市场，共得到 465 对省份组合，每个组合包含 18 类商品，每一年共得到 8370 ( $465 \times 18$ ) 个差分形式的相对价格  $\Delta Q_{ijt}^k$ 。

此外，为避免因地区放置顺序不同的影响，我们将相对价格取绝对值得到  $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 。

采用 Parsley and Wei (2001) 的去均值法去掉相对价格取绝对值  $|\Delta Q_{ijt}^k|$  中的固定效应，以消除商品自身价格因素导致的价格变动的的影响，即对给定年份  $t$ 、给定商品种类  $k$  在 465 对省市对之间求平均值，再分别用  $|\Delta Q_{ijt}^k|$  减去该平均值： $q_{ijt}^k = |\Delta Q_{ijt}^k| - |\Delta \bar{Q}_t^k|$ ，在得到  $q_{ijt}^k$  之后，我们进一步计算每两个地区间 18 类商品的相对价格波动方差，然后取组内均值，得到地区  $i$  在年份  $t$  的市场分割指数。这一指数越大，地区行政垄断程度越高。

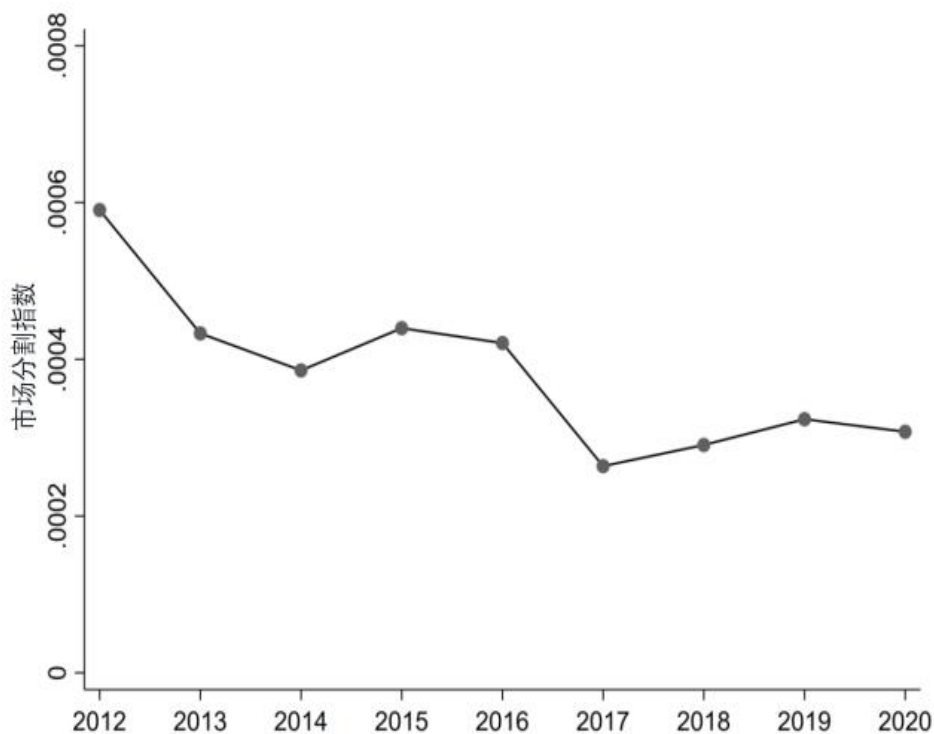
$$Seg_{it} = \frac{\sum_{i \neq j} Var(q_{ijt}^k)}{N}.$$

① 价格法基于“一价定律”，即当地区间不存在地方保护和贸易壁垒时，各类商品、要素和资源会依据市场价格规律在地区间畅通流动并完成最优配置，使相同商品或要素的不同地区间的相对价格在 1 上下区间合理波动。即某一地区与周边地区的市场价格越接近，表明市场环境越相似，市场分割水平越低。

② 考虑到数据的连贯性、完整性和统计口径的前后的一致性，选取 18 种商品价格指数作为基础数据，分别为：粮食、水产品、菜、干鲜瓜果、饮料烟酒、服装鞋帽、燃料、家用电器及音像器材、文化办公用品、日用品、体育娱乐用品、交通通信用品、家具、化妆品、金银首饰、中西药品及医疗保健用品、禽肉和建筑材料及五金电料。

## 附录V 全国及地区层面的市场分割指数变化趋势

根据前文计算得到的市场分割指数绘制图V1所示的2012-2020年全国市场分割指数的变化趋势图。可以看出，2016年后（尤其在2017年后），<sup>①</sup>全国市场分割水平总体呈下降态势。这一变化表明，公平竞争审查制度等竞争政策的实施，有助于打破长期以来存在的省际市场壁垒，逐步消除市场分割，从而推动全国统一大市场的建设，验证附录III中命题3的结论。

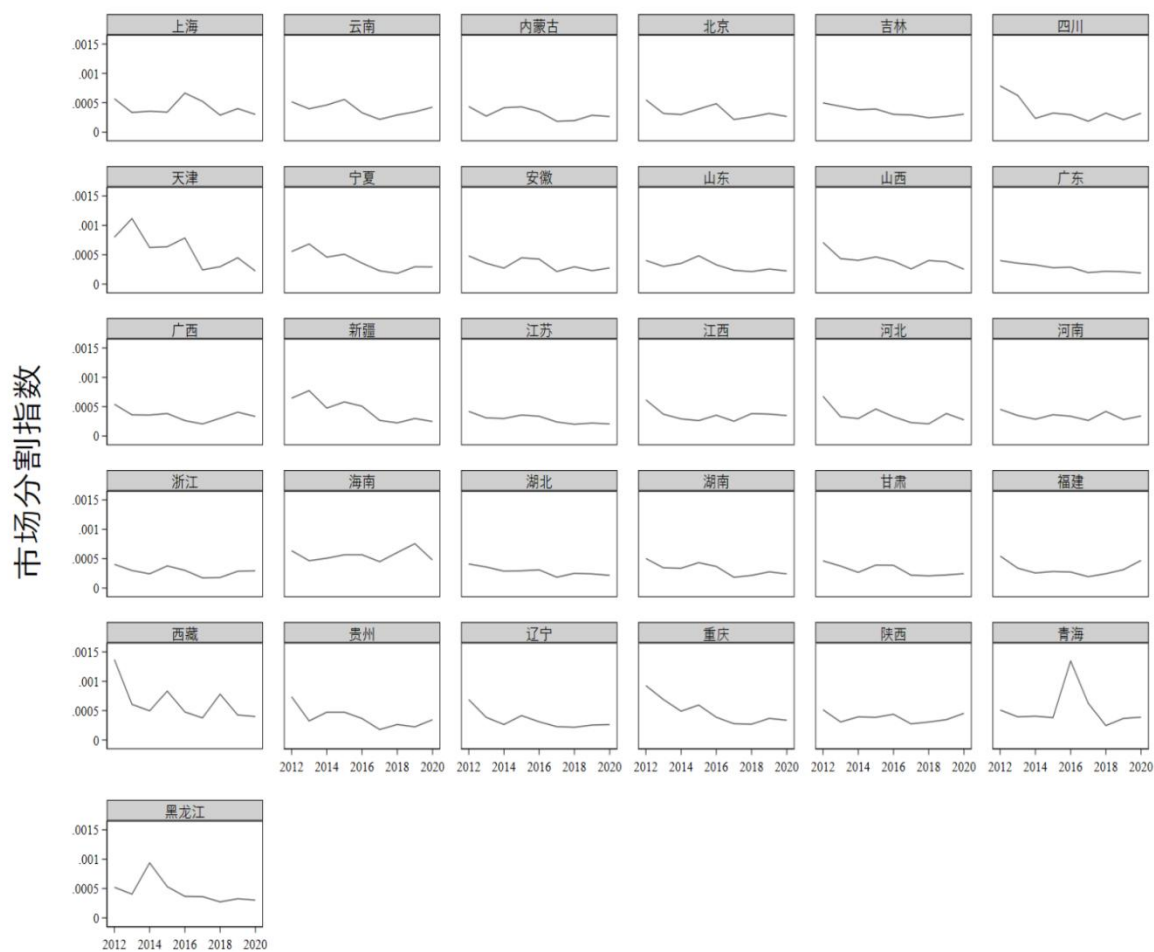


图V1 2012-2020年全国市场分割指数趋势变化图

资料来源：基础数据来自《中国统计年鉴》中的商品价格指数，由作者计算绘制。

为更清晰反映各地区市场分割指数的变化情况，我们依据上述计算得到的各地区2012-2020年的市场分割指数，绘制如图V2所示的2012-2020年31个省级行政单位市场分割指数的变化趋势图。可以发现，各省份的市场分割程度总体呈下降态势，表明我国区域间的市场壁垒正在逐步减弱。特别是在2016年公平竞争审查制度实施后，大部分省份的市场分割指数呈现明显的下降态势，这一变化趋势与公平竞争审查制度的实施时间节点高度吻合，一定程度上说明了公平竞争审查制度在打破地方保护主义、促进市场统一方面发挥了积极作用，同时该图也揭示了我国不同地区间的市场一体化进程的存在明显的差异。

<sup>①</sup> 公平竞争审查制度于2016年6月出台。并于同年7月起，在国务院各部门、各省级人民政府及所属部门进行公平竞争审查。并从2017年起在全国范围内逐步推开，因此其政策效应在2017年及之后更为明显是合理预期。



图V2 2010-2020年各地区层面的市场分割变化态势

数据来源：基础数据来自《中国统计年鉴》中的商品价格指数，由作者计算绘制。

## 附录VI 数据说明与描述性统计

本文选取中国 A 股上市企业为研究样本，并对数据做如下处理：剔除金融、保险类行业的企业样本；剔除被“特别处理”（ST）的企业；为减轻异常值对回归结果造成的影响，对所有连续变量在上下 1%分位处进行缩尾处理，最终共得到 21192 个企业-年度的样本观测值。企业层面的数据来源于国泰安数据库（CSMAR）和中国研究数据服务平台（CNRDS），计算市场分割指数的基础数据来源于历年的《中国统计年鉴》中的分地区商品零售价格指数。表 VII 是主要变量的描述性统计结果。可以发现，企业创新投入的均值是 1.831，方差为 1.675，企业创新的最小值与最大值之差为 7.651，说明不同企业的创新投入水平有较大差异。政策虚拟变量的均值为 0.127，说明样本中 12.7%的企业位于行政垄断程度高的地区。其余控制变量的描述性统计结果与现有研究无明显差异。

表 VII 主要变量的描述性统计结果

	观测值	均值	方差	最小值	中位数	最大值
创新投入	21192	1.831	1.675	0.000	1.604	7.561
政策虚拟变量	21192	0.127	0.333	0.000	0.000	1.000
时间窗口期	21192	0.583	0.493	0.000	1.000	1.000
企业规模	21192	22.222	1.283	19.867	22.054	26.138
企业年龄	21192	2.888	0.315	1.946	2.944	3.497
资产负债率	21192	0.428	0.203	0.059	0.421	0.876
资产收益率	21192	0.062	0.125	-0.600	0.069	0.342
产权性质	21192	0.350	0.477	0.000	0.000	1.000
固定资产占比	21192	0.211	0.157	0.002	0.180	0.682
股权集中度	21192	0.348	0.147	0.094	0.328	0.742
GDP 增长率	21192	0.095	0.018	0.075	0.094	0.138
地区产业结构	21192	0.452	0.091	0.203	0.480	0.538
财政支出占比	21192	0.171	0.059	0.118	0.132	0.402

## 附录VII 稳健性检验

## （一）更换因变量的测度方式

首先，为克服前文对企业创新投入测量中可能存在的非正态分布问题，本文参考李常青等（2018）的研究，对其进行对数化处理，即： $\ln[(\text{研发支出}/\text{总资产})\times 100+1]$ ；其次，在基准回归中，本文使用研发支出与总资产的比值对企业创新进行衡量，为克服总资产变化可能对基准回归结果造成的影响，参考朱琳等（2021）的研究，使用研发支出加1的自然对数作为企业创新的另一种测量，即： $\ln(\text{研发支出}+1)$ ；最后，参考郑世林和张果果（2022）的研究，使用研发支出与营业收入的比值对企业创新进行测量，即： $(\text{研发支出}/\text{营业收入})\times 100$ 。表VII1的结果表明，更换企业创新的测度后，回归结果仍稳健。

表VII1 稳健性检验：更换因变量的测度方式

	(1)	(2)	(3)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.089*** (0.016)	0.542*** (0.149)	0.679*** (0.107)
控制变量	是	是	是
前定变量×年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是
观测值	21192	21192	21192
$R^2$	0.905	0.870	0.764

注：第（1）列-第（3）列是更换因变量的回归结果。其中，第（1）列的因变量是企业创新投入对数值，第（2）列的因变量是研发支出加1的对数值，第（3）列的因变量是创新投入与营业收入的比值。

## （二）更换核心解释变量的构造方式

首先，我们将前文计算得到的公平竞争审查制度出台前31个地区的行政垄断指数均值按数值大小从高到低进行排序，将企业注册地位于行政垄断排名前10名的省份定义为实验组（记为*Treat*<sub>1</sub>），企业注册地位于行政垄断排名后11名的省份定义为对照组，同时剔除其余10个省份的样本。<sup>①</sup>重新进行回归分析，表VII2第（1）列汇报了新的估计结果，可以发现*Treat*<sub>1</sub> × *Post*的估计系数显著为正。其次，根据林文（2022）对发改委处理的行政垄断案件的统计发现，在2021年公开的40件行政垄断案件中，主要涉及医疗、交通，建筑和商品采购。因此，结合已有关于行政垄断的执法案例，重新选取10种商品价格指数作为基础

① 实验组企业所在的样本省份分别为：西藏、天津、重庆、新疆、黑龙江、宁夏、海南、贵州、山西和四川，样本企业注册地位于上述省份时，*Treat*<sub>1</sub>赋值为1，对照组企业所在的省份分别为：浙江、湖北、广东、江苏、福建、河南、甘肃、山东、江西、内蒙古和安徽，当样本企业注册地位于上述省份时，*Treat*<sub>1</sub>赋值为0。将企业注册地位于剩余10个省份的样本剔除。

数据，<sup>①</sup>测量地区间市场分割程度，并依据各地区市场分割程度的中位数划分实验组和对照组（记为  $Treat_2$ ）。<sup>②</sup>由表VII2第（2）列的回归结果发现： $Treat_2 \times Post$  的估计系数显著为正。最后，参考沈璐和向锐（2024）的研究，本文选取中国市场化指数中的细分指标——政府对企业的干预程度作为划分实验组和对照组的基础，按制度出台前各地区政府对企业干预程度均值的中位数划分实验组和对照组（记为  $Treat_3$ ）。<sup>③</sup>由表VII2第（3）列的回归结果可得： $Treat_3 \times Post$  的估计系数显著为正。更换核心解释变量的构造方式后，回归结果仍稳健。

表VII2 稳健性检验：更换核心解释变量的构造方式

	(1)	(2)	(3)
$Treat_1 \times Post$	0.130* (0.066)		
$Treat_2 \times Post$		0.069** (0.032)	
$Treat_3 \times Post$			0.088*** (0.031)
控制变量	是	是	是
前定变量×年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是
观测值	15342	21192	21192
$R^2$	0.869	0.875	0.875

注：因变量是企业创新。

### （三）排除同期其他政策干扰

首先，排除 2016 年减税政策的影响。为促进企业高质量发展，政府近年实施一系列减税政策。2016 年 3 月，由国家税务总局和财政部联合印发《关于全面推开营业税改征增值税试点的通知》，全面推开“营改增”试点。“营改增”政策不仅为企业营造公平竞争的税收环境，由减税政策带来的税收优惠使企业有更多的资金投入创新研发中。因此为排除这一政策的干扰，参考范子英和赵仁杰（2020）的做法，本文将企业实际税负（应交所得税/利润总额）纳入到实证模型中来控制“营改增”政策对企业创新的影响。回归结果如表VIII第（1）列所示， $Treat \times Post$  的回归系数显著为正，排除减税政策对基准回归结果的影响。

其次，排除 2016 年降费政策的影响。为降低企业用工成本，减轻企业税费负担，增强企业发展活力并提高生产效率，2016 年 4 月，国务院第 129 次常务会议研究通过《关于阶段性降低社会保险费率的通知》，决定阶段性降低企业职工基本养老保险费率。赵健宇和陆

① 10 种商品价格指数分别为：粮食、菜、水产品、干鲜瓜果、禽肉、建筑材料及五金电料、中西药品及医疗保健、交通通信用品、文化办公用品和燃料。

② 当企业注册地位于西藏、天津、重庆、新疆、宁夏、山西、贵州、海南、云南、辽宁、河北、吉林、广西、湖南、内蒙古、黑龙江时为实验组， $Treat_2$  赋值为 1，否则为 0。

③ 当企业注册地位于西藏、新疆、内蒙古、青海、云南、甘肃、陕西、湖南、辽宁、贵州、宁夏、河北、山西、四川、湖北、吉林和福建时为实验组， $Treat_3$  赋值为 1，否则为 0。

正飞（2018）研究发现，养老保险缴费比例的下调将影响企业创新活动，本文将企业养老保险负担（养老费保险的本期增加额/应付职工薪酬本期增加额）纳入到模型中以控制降费政策对企业创新产生的影响。由表VII3第（2）列的回归结果发现，核心解释变量  $Treat \times Post$  依旧显著为正，排除降费政策对基准回归结果造成的影响。

最后，排除重点产业政策的影响。为改造传统制造业、培育发展战略性新兴产业，中央和地方政府出台了一系列产业政策。这些产业政策主要聚焦于某些重点产业，多采用财政补贴、税收优惠等倾斜式扶持措施，以在短期内促进被扶持产业的快速发展（叶光亮等，2022）。余明桂等（2016）研究发现，产业政策能显著促进被鼓励行业的技术创新水平。因此基准回归结果也可能捕捉了各地区重点产业政策的影响。为此，本文借鉴毛其淋和赵柯雨（2021）的研究，收集各省级政府出台的“十二五”规划和“十三五”规划文件中的重点产业政策信息，对某一产业为重点产业并在政策实施年份内赋值为1，否则为0，将该虚拟变量纳入到模型中来排除各地区重点产业政策的干扰。由表VII3第（3）列的结果发现，在排除各地区重点产业政策的影响后，估计系数仍显著为正，排除了重点产业政策对研究结论的干扰。

表VII3 稳健性检验：排除其他政策干扰的检验结果

	(1)	(2)	(3)
$Treat_i \times Post_t$	0.170*** (0.053)	0.161*** (0.054)	0.171*** (0.053)
控制变量	是	是	是
前定变量×年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是
观测值	21189	20191	21192
$R^2$	0.875	0.879	0.875

注：因变量是企业创新。第（1）列排除减税政策对基准回归结果的干扰。第（2）列是排除降费政策对基准回归结果造成的影响。第（3）列是排除各省份十二五、十三五规划重点产业政策对基准回归结果的干扰。

#### （四）企业创新产出视角的稳健性检验

在基准回归中，我们使用企业创新投入对企业创新进行衡量。此处，我们使用企业创新产出进行稳健性检验。参考黎文靖和郑曼妮（2016）的研究，本文使用企业专利申请总数和发明专利申请总数作为企业创新产出的代理变量。鉴于专利数量的右偏特征，本文对专利数量加1取对数处理。需要指出的是，由于从创新投入到创新产出需要一个过程，公平竞争审查制度对企业创新产出的影响会存在一定的滞后性。因此，我们在表VII4中汇报了公平竞争审查制度对未来一期、二期和三期创新产出影响的回归结果。可以发现：行政垄断规制能显著促进企业未来三期的专利申请总数和发明专利总数的提升。说明行政垄断规制不仅促进企业专利总数的提升，更促进了技术含量相对较高发明专利的提升，从创新产出视角验证了基准估计结果的稳健性。

表VII4 稳健性检验：企业创新产出视角的稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.010 (0.066)	0.046 (0.076)	0.137* (0.078)	-0.017 (0.058)	0.074 (0.068)	0.192*** (0.065)
控制变量	是	是	是	是	是	是
前定变量×年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	16920	13438	10401	16920	13438	10401
$R^2$	0.828	0.844	0.855	0.804	0.823	0.834

注：第（1）列-第（3）列的因变量分别为企业未来一期、二期和三期的专利申请总数的对数，第（4）列-第（6）列为企业未来一期、二期和三期的发明专利申请总数的对数。

#### （五）其他稳健性检验

首先，剔除政策实施当年（2016年）的样本。由于该制度于2016年6月出台，2016年的数据包含公平竞争审查制度出台前后强化竞争政策规制行政垄断对企业创新的影响。为避免由此造成的估计偏差，本文将2016年的样本剔除，重新对模型回归。由表VII5第（1）列的回归结果发现，核心解释变量的估计系数显著为正。其次，再次减轻异常值的干扰。本文在基准回归中对连续变量在1%和99%的分位处进行缩尾处理。为排除仍存在的潜在异常值对实证结果造成的干扰，此处对所有连续变量在5%和95%分位处再次进行缩尾处理并回归，由表VII5第（2）列的结果发现，回归系数仍显著为正。最后，将回归系数的标准误进行双向聚类。在基准回归中，由于双重差分模型的关键变量在省份-年度层面变动，我们将回归系数的稳健标准误聚类在省份-年度层面。此外考虑到面板数据本身可能存在序列相关，参考Brandt et al.（2019）的研究，本文进一步将标准误聚类到省份-年份和企业层面。实证回归结果如表VII5第（3）列所示，核心解释变量仍显著为正。以上稳健性检验均验证了基准回归结果的可靠性。

表VII5 稳健性检验：缩减研究样本和考虑双向聚类的检验结果

	(1)	(2)	(3)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.210*** (0.059)	0.184*** (0.046)	0.170** (0.073)
控制变量	是	是	是
前定变量×年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是
观测值	19093	21192	21192
$R^2$	0.875	0.877	0.875

注：因变量是企业创新。第（1）列是剔除政策实施当年（2016年）样本的回归结果。第（2）列是对所有连续变量进行上下5%缩尾处理后的回归结果。第（3）列是考虑双向聚类的回归结果，即括号内为稳健标准误并经省份-年度和企业层面的Cluster调整；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

## 附录VIII 异质性分析

第一，考察政治晋升激励的异质性。大量研究表明“晋升锦标赛”作为中国政府的激励模式，是中国经济保持长期高速发展的重要根源(吕冰洋和陈怡心，2022)。地方官员为晋升竞争具有做大地区 GDP 的强烈动机(Li and Zhou,2005)，从而在地区治理时会人为设置区域壁垒，造成行政垄断。因此，我们预期在政治晋升压力大的地区，公平竞争审查制度对企业创新的促进作用更强。为验证上述猜想，参考 Wang and Luo (2019) 对政治激励的测量方式，将地区分为晋升激励强的地区和晋升激励弱的地区对样本进行分组检验。具体来说，根据《党政领导干部职务任期暂行规定》和《中共中央关于建立老干部退休制度的决定》等文件的规定，省部级正职领导干部须在 65 岁退休，每届任期 5 年。省部级领导的政治周期与每 5 年召开的中国共产党全国代表大会基本一致(Li and Zhou,2005)。因此，若一个省的省委书记在下届党代会召开时未满 65 周岁，那么表明至少还有一届任期，即存在晋升可能，则将这些省份定义为政治晋升压力大的地区，反之则定义为政治晋升压力小的地区，继而进行分组回归。表 VIII Panel A 的第(1)和第(2)列是分组回归结果。可以发现，公平竞争审查制度对企业创新的促进作用在政治晋升压力大的地区更强。

第二，考察税收竞争的异质性。改革开放以来，财政分权一直是中国经济转型的重要内容。通过行政分权向经济分权的不断演进，地方政府拥有了对财政收入的剩余控制权，也就有了互相竞争的政策工具，从而在分权制下利用税收工具展开税收竞争。各地区为获取竞争优势，采取各类措施制造“税收洼地”，从而引发市场分割和重复建设等扰乱资源配置的行为(吕冰洋和贺颖，2022)。因此，我们预期税收竞争越大的地区会存在更严重的行政垄断，公平竞争审查制度对这些地区企业创新的促进作用则更强。因此，本文参考杜彤伟等(2020)的研究，使用税收竞争指数对地区税收竞争程度进行度量，<sup>①</sup>该指标越大，表明实际相对税率越小，税收竞争强度越高。我们根据公平竞争审查制度出台前各地区税收竞争指数均值的中位数，将全国 31 个地区划分为税收竞争强度大和小的地区进行分组回归分析。<sup>②</sup>表 VIII Panel A 第(3)列和第(4)列的结果表明，行政垄断规制对企业创新的促进作用在税收竞争强度大的地区更强。

第三，考察是否为自然垄断行业的异质性差异。在我国的一些特定行业，如电力电网、石油、铁路、天然气等关系到国家安全和经济命脉的重点领域主要由国有控股企业经营，属于自然垄断行业，这些行业承担着社会公共服务与政府调控职能。《反垄断法》第八条规定“国有经济占控制地位关系到国民经济命脉和国家安全的行业以及依法施行专营专卖的行业，国家对经营者的合法经营活动给予保护”。此外，这些行业在一定程度上也适用公平竞争审查制度的“例外规定”，即在执法时对自然垄断行业进行“豁免”。因此，本文预期公平竞争审查制度对自然垄断行业的规制作用有限。为验证上述猜想，参考罗党论和赵聪(2013)

① 税收竞争指数的计算公式为： $(\text{全国税收收入}/\text{全国 GDP})/(\text{本地区税收收入}/\text{本地区 GDP})$

② 税收竞争强的地区包括：四川、安徽、青海、江西、山西、重庆、宁夏、江苏、天津、西藏、广东、新疆、浙江、云南、贵州、海南、上海。其余地区为税收竞争弱的地区。

的研究，将样本按行业划分为自然垄断行业和竞争性行业，分组进行考察。<sup>①</sup>由表VIII1 Panel B第（1）列和第（2）列的结果发现：行政垄断规制对竞争性行业的企业创新的促进作用更强，未发现其对自然垄断行业的企业创新有显著的促进作用，验证了上述猜想。

第四，企业性质的异质性。与非国有企业相比，国有企业与政府间的所有权联系促使地方政府愿意为国有企业提供金融支持和政治庇护（Allen et al., 2005），国有企业因其所有权优势会产生“垄断者”惰性，不愿意进行相关创新活动来维持企业自身发展。而非国有企业通常无法获得同等的制度性保护与资源倾斜。公平竞争审查制度对政府不当干预市场经济行为的约束为非国有企业创造更公平的市场竞争环境，有效激励其创新；而该制度的出台也切断对国有企业传统式的政策性输血，使其面临资源约束，在短期内出现创新的“挤出效应”。因此，本文猜测制度的出台对非国有企业创新的促进作用更明显。为此，本文依据企业性质将样本分为国有企业和非国有企业，通过分组回归考察行政垄断规制对不同性质企业创新的影响。由表VIII1 Panel B第（3）列和第（4）列的结果发现：行政垄断规制对非国有企业创新的促进作用更强。这一结果也表明行政垄断规制能够缓解资源错配，引导资源流向效率相对较高的非国有企业，进一步验证前文行政垄断规制缓解资源错配这一影响机制。

表VIII1 异质性分析

Panel A: 晋升激励与税收竞争的异质性分析				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	晋升激励强	晋升激励弱	税收竞争强	税收竞争弱
$Treat_i \times Post_t$	0.331***	0.020	0.213***	0.077
	(0.120)	(0.044)	(0.071)	(0.067)
系数差异检验	P=0.020		P=0.188	
观测值	5675	15481	13223	7928
$R^2$	0.896	0.872	0.877	0.833
Panel B: 行业性质和企业性质的异质性分析				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	自然垄断行业	非自然垄断行业	国企	非国企
$Treat_i \times Post_t$	0.126	0.224***	-0.028	0.258***
	(0.094)	(0.057)	(0.064)	(0.834)
系数差异检验	P=0.366		P=0.026	
观测值	2781	18382	7320	13746
$R^2$	0.893	0.868	0.892	0.867

注：因变量是企业创新投入。以上回归结果均纳入控制变量和固定效应，篇幅所限，不再展示。

① 本文界定的自然垄断行业包括：黑色金属矿采选业、石油和天然气开采业、有色金属矿采选业、煤炭开采和洗选业、开采辅助活动、黑色金属冶炼和延压加工业、有色金属冶炼和延压加工业、石油加工、炼焦和冶炼加工业，铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业、水的生产和供应业、电力、热力生产和供应业、燃气生产和供应业、水上运输业、铁路运输业、航空运输业、道路运输业、电信、广播电视和卫星传输服务、公共设施管理业。

## 参考文献

- [1] Allen, F., J. Qian, and M. Qian, "Law, finance, and economic growth in China", *Journal of Financial Economics*, 2005, 77(1), 57-116.
- [2] Aghion, P., C. Harris, and J. Vickers, "Competition and growth with step-by-step innovation: An example", *European Economic Review*, 1997, 41(3-5), 771-782.
- [3] Aghion, P., C. Harris, and P. Howitt, "Competition, imitation and growth with step-by-step innovation", *The Review of Economic Studies*, 2001, 68(3), 467-492.
- [4] Aghion, P., N. Bloom, R. Blundell, R. Griffith, and P. Howitt, "Competition and innovation: An inverted-U relationship", *The Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(2), 701-728.
- [5] Arrow, K. J., *Economic Welfare and the Allocation of Resources for Innovation, The Rate and Direction of Inventive Activity*, Princeton: Princeton University Press.1962.
- [6] Atayde, R., R. Garduño, E. Robles, and P. Zúñiga, "Market competition and firm productivity and innovation: Responses in Mexican manufacturing industries", *Regional Science Policy & Practice*, 2021, 13(4), 1185-1215.
- [7] Blundell, R., R. Griffith, and J. Van Reenen, "Market Share, Market Value and Innovation in a Panel of British Manufacturing Firms", *The Review of Economic Studies*, 1999, 66(3), 529-554.
- [8] Boone, J., "Intensity of competition and the incentive to innovate", *International Journal of Industrial Organization*, 2001, 19(5), 705-726.
- [9] Brandt, L., J. Van Biesebroeck, L. Wang, and Y. Zhang, "WTO accession and performance of Chinese manufacturing firms: Corrigendum", *American Economic Review*, 2019, 109(4), 1616-1621.
- [10] 曹春方、张婷婷、刘秀梅：“市场分割提升了国企产品市场竞争地位？”，《金融研究》，2018年第3期，第121—136页。
- [11] Crowley, F., and D. Jordan, "Does more competition increase business-level innovation? Evidence from domestically focused firms in emerging economies", *Economics of Innovation and New Technology*, 2017, 26(5), 477-488.
- [12] Grossman, G. M., and E. Helpman, "Quality ladders in the theory of growth", *The Review of Economic Studies*, 1991, 58(1), 43-61.
- [13] 杜彤伟、张屹山、李天宇，“财政竞争、预算软约束与地方财政可持续性”，《财经研究》，2020年第11期，第93—107页。
- [14] 范欣、宋冬林，“税收竞争与市场分割”，《商业研究》，2020年第4期，第93—102页。
- [15] 范子英、赵仁杰，“财政职权、征税努力与企业税负”，《经济研究》，2020年第4期，第101—117页。
- [16] 顾雪松、韩立岩：“区域市场整合与对外直接投资的逆向溢出效应——来自中国省级行政区的经验证据”，《中国管理科学》，2015年第3期，第1—12页。
- [17] Hashmi, A. R., "Competition and innovation: The inverted-U relationship revisited", *Review of Economics and Statistics*, 2013, 95(5), 1653-1668.
- [18] 胡增玺、马述忠：“市场一体化对企业数字创新的影响——兼论数字创新衡量方法”，《经济研究》，2023年第6期，第155—172页。
- [19] Huang, Y., R. Jennings, and Y. Yu. "Product Market Competition and Managerial Disclosure of Earnings Forecasts: Evidence from Import Tariff Rate Reductions." *The Accounting*

- Review*, 2017, 92(3), 185-207.
- [20] Kraft, K., "Market structure, firm characteristics and innovative activity", *The Journal of Industrial Economics*, 1989, 37(3), 329-336.
- [21] 黎文靖、郑曼妮：“实质性创新还是策略性创新？——宏观产业政策对微观企业创新的影响”，《经济研究》，2016年第4期，第60—73页。
- [22] 李常青、李宇坤、李茂良，“控股股东股权质押与企业创新投入”，《金融研究》，2018年第7期，第143—157页。
- [23] 林文，“中国反垄断行政执法年度报告（2020年）”，《竞争法律与政策评论》，2021年第1期，第227—306页。
- [24] 鲁桐、党印，“投资者保护、行政环境与技术看新：跨国经验证据”，《世界经济》，2015年第10期，第99—124页。
- [25] 罗党论、赵聪，“什么影响了企业对行业壁垒的突破——基于中国上市公司的经验证据”，《南开管理评论》，2013年第6期，第95—105页。
- [26] 吕冰洋、陈怡心，“财政激励制与晋升锦标赛：增长动力的制度之辩”，《财贸经济》，2022年第6期，第25—47页。
- [27] 吕冰洋、贺颖：“中国特色财政激励体制：基于统一市场的视角”，《中国社会科学》，2022年第4期，第24—43页。
- [28] 吕越、田琳、吕云龙，“市场分割会抑制企业高质量创新吗？”，《宏观质量研究》，2021年第1期，第29—44页。
- [29] 马光荣、张凯强、吕冰洋：“分税与地方财政支出结构”，《金融研究》，2019年第8期，第20—37页。
- [30] 毛其淋、赵柯雨，“重点产业政策如何影响了企业出口——来自中国制造业的微观证据”，《财贸经济》，2021年第11期，第131—145页。
- [31] Nie, P. Y., C. Wang, and H. X. Wen, "Technology spillover and innovation", *Technology Analysis & Strategic Management*, 2022, 34(2), 210-222.
- [32] Parsley, D. C., and S. J. Wei, *Limiting Currency Volatility to Stimulate Goods Market Integration: A Price Based Approach*, No. 8468, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research. 2001.
- [33] 卿陶、黄先海：“国内市场分割、双重市场激励与企业创新”，《中国工业经济》，2021年第12期，第88—106页。
- [34] Schumpeter, J.A., 1942, *Capitalism, Socialism and Democracy*, New York: Harper and Brothers.
- [35] Wang, D., and X. R. Luo, "Retire in peace: Officials' political incentives and corporate diversification in China", *Administrative Science Quarterly*, 2019, 64(4), 773-809.
- [36] 王浩旻、黄漫宇、杨露：“全国统一大市场建设如何影响企业产能利用率”，《中国农村经济》，2025年第7期，第104—124页。
- [37] 王巍、姜智鑫：“市场一体化与企业异地创新合作——基于城市群发展规划的实证研究”，《财经研究》，2024年第4期，第49—63页。
- [38] 王媛、唐为：“交通网络、行政边界与要素市场一体化——来自上市公司异地投资的证据”，《经济学（季刊）》，2023年第4期，第1461—1476页。
- [39] 沈璐、向锐：“公平竞争审查制度能否促进企业异地并购”，《财贸经济》，2024年第2期，第72—86页。
- [40] 盛斌、毛其淋：“贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长：1985—2008年”，《世界经济》，2011年第11期，第44—66页。

- [41] 夏立军、陆铭、余为政：《政企纽带与跨省投资——来自中国上市公司的经验证据》，《管理世界》，2011年第7期，第128—140页。
- [42] 夏清华、黄剑，“市场竞争、政府资源配置方式与企业创新投入——中国高新技术企业的证据”，《经济管理》，2019年第8期，第5—20页。
- [43] 叶光亮，“论公平竞争审查”，《竞争政策研究》，2016年第6期，第55—61页。
- [44] 叶光亮、程龙、张晖，“竞争政策强化及产业政策转型影响市场效率的机理研究——兼论有效市场与有为政府”，《中国工业经济》，2022年第1期，第74—92页。
- [45] 张杰、周晓艳、李勇，“要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D？”，《经济研究》，2011年第8期，第78—91页。
- [46] 张腾、吴育辉、韩杰：“市场一体化推进与企业跨地区交易——来自公平竞争审查制度的证据”，《数量经济技术经济研究》，2025年第10期，第27—47页。
- [47] 张卫国、任燕燕、花小安：“地方政府投资行为、地区性行政垄断与经济增长——基于转型期中国省级面板数据的分析”，《经济研究》，2011年第8期，第26—37页。
- [48] 赵健宇、陆正飞，“养老保险缴费比例会影响企业生产效率吗？”，《经济研究》，2018年第10期，第97—112页。
- [49] 郑世林、张果果，“制造业发展战略提升企业创新的路径分析——来自十大重点领域的证据”，《经济研究》，2022年第9期，第155—173页。
- [50] 周黎安，“晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因”，《经济研究》，2004年第6期，第33—40页。
- [51] 周黎安，“中国地方官员的晋升锦标赛模式研究”，《经济研究》，2007年第7期，第36—50页。
- [52] 朱琳、江轩宇、伊志宏等，“经营杠杆影响企业创新吗”，《南开管理评论》，2021年第6期，第163—175页。

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。