

行政审批制度改革、市场准入与异质性企业研发

金晓雨

(重庆理工大学经济金融学院,重庆 400054)

摘要:行政审批制度改革放松市场准入,产生逃离竞争和利润削弱两种效应,对不同生产率的在位企业研发产生不同影响。首先建立一个理论模型,推导在行政审批制度改革产生的逃离竞争效应和利润削弱效应共同作用下异质性企业的不同研发行为,并进一步利用1998—2007年中国工业企业数据,对此进行实证检验。理论推导发现:对于高生产率企业,行政审批制度改革产生的逃离竞争效应超过利润削弱效应,进而激励高生产率企业研发;而对于低生产率企业,行政审批制度改革产生的利润削弱效应超过逃离竞争效应,反而阻碍低生产率企业研发。利用地级市设立行政审批中心的自然实验进行实证研究发现,行政审批制度改革对企业研发的促进作用随着生产率的降低而递减,最终逆转为不利于低生产率企业研发。该结论不仅体现在集约边际上的企业研发投入,还体现在广延边际上企业是否选择研发,并在多种方法下依然稳健。

关键词:行政审批制度改革;市场准入;市场竞争;异质性企业;企业研发

中图分类号:F062.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1671-9301(2020)04-0102-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2020.04.008

一、引言

企业研发创新是技术进步和经济长期增长的根源。我国政府高度重视创新在经济发展中的作用,适时提出创新驱动发展战略,增强自主创新能力。与此同时,以体制机制改革来激励企业研发和创新活力,是实现创新驱动发展战略的重要保障。为此,中央和地方政府不断推进行政审批制度改革,通过减少审批环节、审批事项和审批时间,为企业研发提供体制机制保障。然而,目前鲜有文献研究行政审批制度改革对企业研发的影响及其机制。那么,行政审批制度改革是否能够激励企业研发?影响机制是什么?这些问题值得深入研究。

行政审批制度是计划经济时期的产物,旨在通过政府审批以控制市场准入和企业生产经营,体现符合政府意图的资源配置^[1-3]。然而,随着我国向市场经济转轨,这些审批制度逐渐抑制了微观经济主体活力,对经济发展形成阻碍。为此,20世纪90年代以来,我国逐步推进行政审批制度改革,减少审批环节、审批事项和审批时间,以放松市场准入和激发企业创新创业活力。随着新企业进入,在位企业会面临更激烈的市场竞争。这种竞争一方面有利于刺激在位企业研发提高生产率以逃离新企业的竞争,另一方面也会削弱在位企业进行研发的边际收益。这两种效应对不同生产率在位企业的影响是不同的。

本文首先构建一个数理模型,推导出行政审批制度改革通过放松市场准入对异质性企业研发的影响。理论推导发现,对于高生产率企业,逃离竞争效应超过利润削弱效应,行政审批制度改革

收稿日期:2020-03-01;修回日期:2020-05-26

作者简介:金晓雨(1985—),男,安徽滁州人,经济学博士,重庆理工大学经济金融学院讲师,研究方向为产业经济学。

基金项目:国家社会科学基金青年项目(19CJY020);重庆市教委人文社会科学类研究项目(19SKGH138)

会促进高生产率企业研发;而对于低生产率企业,利润削弱效应占主导,行政审批制度改革反而会阻碍低生产率企业研发。进一步利用地级市设立行政审批中心的自然实验和1998—2007年中国工业企业数据进行实证检验,也验证了该理论观点。这种异质性影响不仅存在于集约边际上的企业研发投入,也体现在广延边际上企业是否选择研发。本文的研究有助于厘清近年来行政审批制度改革对企业研发的影响及其机制,也为地方政府推进行政审批制度改革指引方向、提供启示。

本文的研究属于正在兴起的行政审批制度改革文献。Stigler^[4]指出,政府可能会被在位企业俘获,通过设置审批制度等管制方式来阻止新企业进入,以维护在位企业的垄断地位和垄断租金。同时,部分地方官员也有动机设置行政审批制度进行寻租^[5]。很多文献对此予以证实,并且发现这种限制企业进入的管制政策会阻碍投资、生产率和经济增长^[6-9]。也有文献具体从行政审批制度改革方面考察政府放松管制的经济影响:夏杰长和刘诚^[10]指出,行政审批制度改革可以降低企业交易费用,进而推动经济增长,并通过中小板上市公司数据验证了其理论观点。张龙鹏等^[11]利用世界银行《2008年中国营商环境报告》和2011年中国家庭金融调查数据,实证发现行政审批制度改革既可以提高居民创业倾向,也可以提高居民创业规模。王磊^[12]发现,行政审批显著抑制了中国制造业生产率增长。还有文献从产能扩张、出口和资源配置等方面考察了行政审批制度改革的影响^[13-15]。毕青苗等^[16]利用地级市设立行政审批中心的数据,实证发现设立行政审批中心后企业进入率会显著提高2~25个百分点。这验证了行政审批制度改革通过放松市场准入,增加新企业进入的效应。王永进和冯笑^[17]指出,行政审批制度改革降低了制度性成本,进而有利于企业研发,并利用地级市设立行政审批中心的“准自然实验”和三重差分方法,实证发现行政审批中心的设立显著提高了企业的创新水平。这些文献主要从行政审批制度改革降低企业成本的角度,分析其对企业行为的影响。

然而,这些文献没有考虑行政审批制度改革通过放松市场准入对企业研发的影响,也忽视了企业异质性。鉴于行政审批制度改革的初衷是放松政府对企业运行的管制,让市场来配置资源,相对于对企业成本的影响,放松市场准入和增加市场竞争应该是影响企业更主要的渠道。此外,同样的政策对不同企业的影响也不同。因此,本文的创新点在于,提出行政审批制度改革通过放松市场准入,增加市场竞争,进而对不同生产率企业产生截然不同影响的理论观点,并利用地级市设立行政审批中心的自然实验进行了实证验证。

接下来的结构安排如下:第二部分是理论模型,推导行政审批制度改革影响异质性企业研发的理论机制;第三部分交代采用的实证方法和数据;第四部分是实证结果分析;第五部分进行稳健性检验,并排除其他影响机制;最后是结论与政策建议。

二、理论模型

行政审批制度改革放松了市场准入,新企业进入市场会增加市场竞争,对在位企业的研发行为产生影响。具体来看,会产生两种相反的效应:一方面,新企业进入会削弱在位企业进行研发的边际收益,不利于企业研发,即利润削弱效应;另一方面,新企业进入会威胁到在位企业生存,激励在位企业增加研发以逃离新企业竞争,即逃离竞争效应。对于高生产率企业,逃离竞争效应占主导,行政审批制度改革有利于高生产率企业研发;而对于低生产率企业,利润削弱效应占主导,行政审批制度改革反而阻碍低生产率企业研发。

为了对该理论思路进行严谨论证,本文在Aghion *et al.*^[18]的基础之上,建立理论模型,分析行政审批制度改革对异质性企业研发的影响。设定离散时间 $t = 1, 2, \dots$,经济体中的人口数量固定为1,最终产品 Y 由一系列连续中间产品组合而成,即:

$$Y_t = \int_0^1 A_i^{1-\alpha} x_i^\alpha di \quad (1)$$

其中 A_i 表示 i 企业在 t 时刻的生产率, x_i 表示 i 企业在 t 时刻的中间投入, α 介于0到1之间。

设中间投入由垄断者以最终产品作为投入,按 1:1 进行生产,即 1 单位投入生产 1 单位产出。将最终产品价格标准化为 1,则中间投入企业的利润为:

$$\pi_{ii} = p_{ii}x_{ii} - x_{ii} \quad (2)$$

设最终品市场是完全竞争的,则中间投入的价格等于其边际产品价值。根据式(1),可以得到:

$$p_{ii} = \alpha A_{ii}^{1-\alpha} x_{ii}^{\alpha-1} \quad (3)$$

根据式(2)和式(3),以及中间投入企业的利润最大化条件,得到中间投入的均衡量:

$$x_{ii} = \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} A_{ii} \quad (4)$$

均衡时的企业利润为:

$$\pi_{ii} = \delta A_{ii} \quad (5)$$

其中 $\delta = (1 - \alpha)\alpha^{\frac{1+\alpha}{1-\alpha}}$ 。可见,企业在不研发情况下的均衡利润由企业初始的生产率决定。企业生产率越高,则企业利润越高。

异质性企业具有不同的初始生产率。为了简化分析过程,设定只存在两类企业:一种是接近技术前沿的高生产率企业 h ,另一种是远离技术前沿的低生产率企业 l 。高生产率企业的技术比低生产率企业技术高一个等级,令 $A_h = \gamma A_l$,其中 $\gamma > 1$ 。企业可以通过研发创新来提高生产率,参考 Aghion and Howitt^[19]的设定,采取一种阶梯式的创新。为了简化分析,设定所有企业都是进行研发的,只是企业选择的研发投入不同。企业通过投入研发成本以一定的概率 z 成功创新并达到高一级的技术 γA ,但不可以跨级创新。为了以概率 z 成功创新,企业需要投入的研发成本为:

$$\kappa_{ii} = \frac{1}{2} c z_{ii}^2 A_{ii} \quad (6)$$

其中 c 为研发成本参数。由于 $\partial MC / \partial z = \partial^2 \kappa / \partial z^2 > 0$,随着企业创新成功率 z 的提升,创新的边际成本递增。同时, $\partial MC / \partial A = \partial^2 \kappa / \partial z \partial A > 0$,生产率越高则创新的边际成本也越高,即低生产率企业可以模仿和借鉴高生产率企业的技术,其创新边际成本低于高生产率企业。

行政审批制度改革放松了市场准入,这会增加新企业的市场进入率 p 。 $\partial p / \partial \theta > 0$,其中 θ 表示行政审批制度改革力度。设定新进入企业为接近技术前沿的高生产率企业^①。新企业的进入增加了市场竞争程度,进而对在位企业研发行为产生影响,并且这种影响的大小和方向随着在位企业生产率的不同而不同。

对于在位企业中接近技术前沿的高生产率企业 h :当有新企业进入时,在位企业若研发成功,其生产率高于新进入企业,此时企业利润变为 $\gamma \delta A_h$;若研发失败,在位企业与新进入企业采取伯川德竞争,企业利润为 0;当没有新企业进入时,研发成功则利润为 $\gamma \delta A_h$,研发失败则企业利润不变仍为 δA_h 。因此,高生产率在位企业的期望利润为:

$$\begin{aligned} \Pi_h &= p(\theta) z_h \gamma \delta A_h + [1 - p(\theta)] [z_h \gamma \delta A_h + (1 - z_h) \delta A_h] - \frac{1}{2} c z_h^2 A_h \\ &= z_h \gamma \delta A_h + [1 - p(\theta)] (1 - z_h) \delta A_h - \frac{1}{2} c z_h^2 A_h \end{aligned} \quad (7)$$

根据企业利润最大化的一阶条件,得到最优研发支出:

$$z_h = \frac{\delta}{c} [p(\theta) + \gamma - 1] \quad (8)$$

进一步地,可以得到行政审批制度改革对高生产率企业研发的边际影响:

$$\frac{\partial z_h}{\partial \theta} = \frac{\partial z_h}{\partial p} \times \frac{\partial p}{\partial \theta} = \frac{\delta}{c} \times \frac{\partial p}{\partial \theta} > 0 \quad (9)$$

可见,行政审批制度改革会增加高生产率企业研发投入。这是因为根据公式(7)可知高生产率

企业提高研发成功率 z 的边际收益为 $MR_z = p(\theta) \gamma \delta A_h + [1 - p(\theta)] (\gamma \delta A_h - \delta A_h)$,而行政审批制度改革放松了市场准入,增加了新企业的市场进入。这一方面削弱了企业研发的边际收益(见公式中的第 2 项),不利于企业的研发;另一方面也会刺激企业通过研发而逃离市场竞争(见公式中的第 1 项),有利于企业研发。对于高生产率企业而言,这种逃离竞争效应要超过利润削弱效应,进一步刺激高生产率企业增加研发投入。

对于远离技术前沿的低生产率企业 l ,其生产率低于新进入企业。当有新企业进入且在位企业研发成功时,两个企业技术水平相同,采取伯川德竞争导致在位企业利润为 0;当有新企业进入且在位企业研发失败时,在位企业利润也为 0;若没有新企业进入,低生产率在位企业研发成功则利润变为 $\gamma \delta A_l$,研发失败则利润保持不变仍为 δA_l 。因此,低生产率企业的期望利润为:

$$\Pi_l = [1 - p(\theta)] [z \gamma \delta A_l + (1 - z) \delta A_l] - \frac{1}{2} c z^2 A_l \quad (10)$$

根据企业利润最大化一阶条件,得到最优研发支出:

$$z_l = \frac{\delta}{c} [1 - p(\theta)] (\gamma - 1) \quad (11)$$

进一步地,可以得到行政审批制度改革对低生产率企业研发的边际影响:

$$\frac{\partial z_l}{\partial \theta} = \frac{\partial z_l}{\partial p} \times \frac{\partial p}{\partial \theta} = \frac{\delta}{c} (1 - \gamma) \times \frac{\partial p}{\partial \theta} < 0 \quad (12)$$

可见,行政审批制度改革会降低低生产率企业研发投入。这是因为,对于低生产率企业,不管是否进行研发,其生产率都不可能超过新进入企业。行政审批制度改革导致的新企业进入和市场竞争增加,减少了这些低生产率在位企业进行研发的边际收益,即利润削弱效应占主导地位,进而导致低生产率在位企业减少研发投入。

根据以上理论分析可见,行政审批制度改革对在位企业研发产生两种相反的效应:利润削弱效应和逃离竞争效应。对于接近技术前沿的高生产率企业,逃离竞争效应超过利润削弱效应,行政审批制度改革会刺激企业增加研发以逃离市场竞争;而对于远离技术前沿的低生产率企业,利润削弱效应占主导地位,行政审批制度改革由于削弱了企业研发边际收益,反而阻碍企业研发。因此,本文得到以下理论假说:

假说:行政审批制度改革有利于接近技术前沿的高生产率企业研发,却会阻碍远离技术前沿的低生产率企业研发。

三、实证方法与数据

(一) 行政审批制度改革

行政审批制度是计划经济时期的产物,旨在通过政府审批来实现符合政府意图的资源配置^[1-3]。然而,随着我国向市场经济转变,这种审批制度逐渐抑制了经济主体活力,阻碍了资源配置效率提高。为此,20 世纪 90 年代,中国开始推进行政审批制度改革。行政审批制度改革涉及审批事项的取消、下放、调整以及改变管理方式等,集中体现在对行政审批中心的设立上^[10,16]。不同审批部门集中办公,可以节约企业在不同部门之间的往返时间,提高审批效率,也可以让行政审批更加公平、公正和透明。这种行政审批制度改革放松了市场准入,有利于新企业的市场进入^[16]。

在中央政府政策的指引下,一大批地级市陆续设立了行政审批中心(如图 1 所示)。1995—2000 年期间属于局部试点阶段,个别地级市先行开展试点,因而设立行政审批中心的地级市很少,只有广州、深圳等地探索设立行政审批中心。2001 年以后,在中央一系列文件的指导下,通过设立行政审批中心来推进行政审批制度改革的方式逐步向全国推广,很多地级市陆续设立了行政审批中心。截至 2015 年,绝大部分地级市设立了行政审批中心。

设立行政审批中心极大地激发了市场活力,刺激企业加强研发和创新、进入市场、增加出口^[14,16-17],最终促进地区经济增长。行政审批制度改革的微观和宏观影响已在多个方面得到了理论和实证研究的支持。然而,正如本文中理论模型所呈现的,面对行政审批制度改革,市场中不同生产率企业受到的影响也会不同。

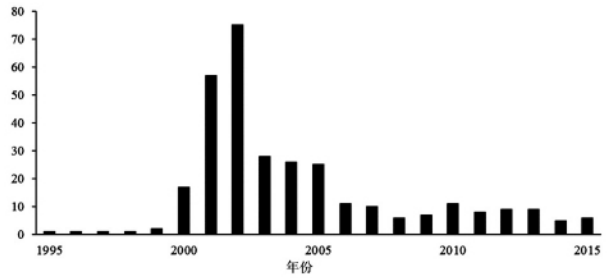


图1 1995—2015年当年设立行政审批中心的城市数量

(二) 实证模型设定

为了实证考察行政审批制度改革对异质性企业研发行为的影响,本文设定行政审批制度改革与企业生产率的交互项来识别。对于企业研发行为,使用的是中国工业企业数据;对于行政审批制度改革,使用的是地级市层面的数据。具体计量经济模型如下:

$$\ln RD_{ijt} = \beta_1 AE_{jt} + \beta_2 \ln TFP_{it-1} + \beta_3 AE_{jt} \times \ln TFP_{it-1} + X_{ijt} \gamma + \mu_{ij} + \nu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (13)$$

其中 i 、 j 和 t 分别表示企业、地级市和年份。 $\ln RD$ 为企业研发投入的对数, AE 为行政审批制度改革指标, $\ln TFP$ 为企业生产率的对数,取滞后一期以表示企业的期初生产率水平。 X 为一组企业控制变量, μ 和 ν 分别为企业 \times 地级市效应和时间效应, ε 为随机扰动项。

以上计量经济模型中,交互项 $AE \times \ln TFP$ 的回归系数 β_3 代表行政审批制度改革对异质性企业研发的边际影响。这可以通过对公式(13)求偏导数看出:

$$\frac{\partial \ln RD_{ijt}}{\partial AE_{jt}} = \beta_1 + \beta_3 \ln TFP_{it-1} \quad (14)$$

公式(14)意味着行政审批制度改革对企业研发的影响取决于回归系数 β_1 和 $\beta_3 \ln TFP$,即该影响与企业期初的生产率有关。当 $\beta_3 > 0$ 时,行政审批制度改革对企业研发的影响随着企业生产率的增加而增加。根据理论假说,预期 $\beta_1 < 0$ 而 $\beta_3 > 0$ 。

从微观企业层面来看,研发投入除了集约边际上研发投入资金的变化外,还包括广延边际上企业对是否研发的选择^[20]。从中国工业企业数据库中的样本来看,大部分企业的研发投入观测值为0,即大部分企业是不进行研发的。为了更全面地考察企业研发行为,本文进一步实证分析行政审批制度改革对企业是否选择研发的影响。具体来看,可以构造多项 Logit 模型对此进行检验。将企业研发状态变化定义为 D_RD : 行政审批制度改革前不研发而改革后研发的为1;改革前后不改变研发状态的为0;改革前研发而改革后不研发的为2。令扰动项服从I型极值分布,则企业选择状态 n 的概率为:

$$p(D_RD_{ijt} = n | Z_{ijt}) = p(\pi_{ijn} \geq \pi_{ijk}, \forall k \neq n) = \frac{\exp(Z_{ijt} \beta_n)}{\sum_{k=1}^J \exp(Z_{ijt} \beta_k)} \quad (15)$$

其中 π 表示企业研发利润,这里的 Z 向量包括了所有控制变量,系数向量 β 随状态变化而变化。该模型可以通过极大似然估计得到不同状态下的各个参数值。

(三) 指标与数据

被解释变量为企业研发,包括集约边际上企业的研发资金投入和广延边际上企业对是否研发的选择。核心解释变量为行政审批制度改革,以地级市是否设立行政审批中心来度量,是为1,否则为0。控制变量包括地级市层面和企业层面的一系列变量,地级市层面包括人均地区生产总值、平均受教育年限、第二产业比重等,企业层面包括全部从业人员人数、劳均固定资产净值、出口交货值等。

行政审批制度改革数据来自毕青苗等^[16]从地级市官方网站手动搜集得到的数据。企业数据来自中国工业企业数据库。考虑到采矿业、电力、燃气和水的生产和供应业与制造业生产的产品和技术差别较大,本文剔除这两个行业,将研究对象限定在制造业。此外,由于中国工业企业数据库中企

企业的研发数据只在少数年份有,因此最终选取的是2001年、2005年、2006年和2007年中国工业企业数据库中的国有及规模以上制造业企业的研发数据。

对于中国工业企业数据库中的跨期匹配和指标异常问题,参考Brandt *et al.* [21-22]的匹配方法对数据进行两期和三期的跨期匹配。参考聂辉华等[23]的做法,剔除销售收益小于500万和全部就业人数小于8人的观测值,以解决指标异常的问题。计算企业生产率需要用到企业的固定资产和增加值等数据,也同样参考Brandt *et al.* [21-22]的方法将其折算为实际值。得到实际值后,利用OP方法计算企业的生产率,以纠正可能存在的同时性偏差和样本选择偏差[24]。考虑到各个行业技术差别较大,参考杨汝岱[25]的方法,分两位数行业对企业生产率分别进行估计,得出各个行业的资本和劳动产出弹性,然后计算全要素生产率。

其他名义变量均以GDP缩减指数折算为实际值,主要变量的含义和描述性统计见表1。

四、实证结果分析

(一) 行政审批制度改革对异质性企业研发集约边际的影响

表2列出了行政审批制度改革对企业研发投入的回归结果。第(1)列控制企业和时间固定效应后,回归中只加入行政审批制度改革变量,发现其系数为负,但并不显著,即总体

上看,行政审批制度改革对企业研发投入并无显著影响。第(2)列进一步加入行政审批制度改革与企业生产率的交互项,发现交互项的回归系数为正,而行政审批制度改革的回归系数为负,且都在1%的水平上显著。这表明行政审批制度改革对企业研发的影响与企业本身生产率有关。对于高生产率企业,设立行政审批中心有利于企业增加研发投入,而对于低生产率企业,设立行政审批中心反而会降低企业研发投入。正如前文理论模型所示,行政审批制度改革放松市场准入,增加了市场竞争。在位高生产率企业为了避免与新企业竞争会增加研发,提升生产率,以在市场中获得竞争优势。而低生产率企业面对激烈的市场竞争,即使增加研发也无法获得领先的生产率,新企业的进入反而削弱了企业研发的边际收益,此时低生产率企业会减少研发投入。

第(3)列进一步控制行业与时间联合固定效应,以控制行业时变性对结果的影响。研究发现,行政审批制度改革的系数

表1 主要变量描述性统计

变量名称	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
<i>RD</i>	研究开发费用(百万元)	2.516	126.0	0	53 987.125
<i>D_RD</i>	研发状态变化	0.040	0.250	0	2
<i>lnTFP</i>	全要素生产率	3.175	1.126	-4.527	9.892
<i>AE</i>	是否设立行政审批中心	0.626	0.484	0	1
<i>labor</i>	全部从业人员人数(人)	248.008	913.9	8	166 857
<i>asset</i>	劳均固定资产(万元/人)	99.540	1 254	0.321	7.307 × 10 ⁶
<i>export</i>	出口交货值(万元)	113.639	1 431	0	436 081.281
<i>subsidy</i>	补贴收入(万元)	1.341	29.52	0	14 055.628
<i>HHI</i>	行业竞争度 ^②	0.033	0.067	0.001	0.861
<i>PGDP</i>	人均地区生产总值(万元)	2.452	2.981	0.121	24.538
<i>ind2</i>	第二产业产值比重	0.505	0.089	0.081	0.897
<i>edu</i>	每万人中在校大学生人数	144.275	180.0	0	1 112.431

表2 行政审批制度改革对异质性企业研发集约边际的影响

被解释变量	<i>lnRD</i>	<i>lnRD</i>	<i>lnRD</i>	<i>lnRD</i>
<i>AE</i>	-0.051 (0.044)	-0.558*** (0.073)	-0.605*** (0.074)	-0.402*** (0.075)
<i>lnTFP × AE</i>		0.116*** (0.017)	0.132*** (0.017)	0.098*** (0.017)
<i>lnTFP</i>		0.114*** (0.014)	0.127*** (0.014)	0.102*** (0.014)
<i>lnlabor</i>				0.634*** (0.039)
<i>lnasset</i>				0.295*** (0.029)
<i>lnexport</i>				0.051*** (0.009)
<i>lnsubsidy</i>				0.045*** (0.012)
<i>lnHHI</i>				0.047* (0.027)
<i>lnPGDP</i>				0.124 (0.163)
<i>ind2</i>				-1.210** (0.574)
<i>lnedu</i>				-0.013 (0.046)
企业效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
行业 × 时间效应			控制	控制
样本量	45 020	34 589	34 598	33 027

注:变量前缀“ln”表示对变量取对数,括号中为聚类到城市层面的标准误,***、**、*分别表示显著性水平1%、5%和10%。

以及其与企业生产率的交互项回归系数变化不大,且依然十分显著。第(4)列进一步加入其他控制变量,回归系数和显著性也变化不大,说明行政审批制度改革对不同生产率企业研发投入有不同影响的结论稳健。控制变量中,企业层面上代表企业规模的全部从业人员数、劳均固定资产、出口交货值、政府补贴、市场竞争度的提高对企业研发投入均存在促进作用,第二产业比重的上升对企业研发不利,人均地区生产总值和代表地级市人力资本水平的每万人在校大学生人数的回归系数不显著。

为了直观地看出行政审批制度改革对异质性企业研发的影响,根据公式(14),图2展示了不同生产率下行政审批制度改革对企业研发的边际影响(见左图)以及企业生产率分布(见右图)。左图中实线表示不同生产率下行政审批制度改革对企业研发的边际效应,上下界表示95%的置信区间。从图中可以看出,以企业全要素生产率对数等于4为临界值,当企业生产率低于4时,行政审批制度改革对企业研发的影响为负;当企业生产率高于4时,行政审批制度改革对企业研发的影响为正。右图进一步展示了企业生产率的核密度估计,大部分企业生产率处于1~6之间,约有75%的企业生产率低于4,即对于大部分企业,行政审批制度改革反而阻碍企业研发,对于约25%的少数高生产率企业,行政审批制度改革有利于其增加研发投入。

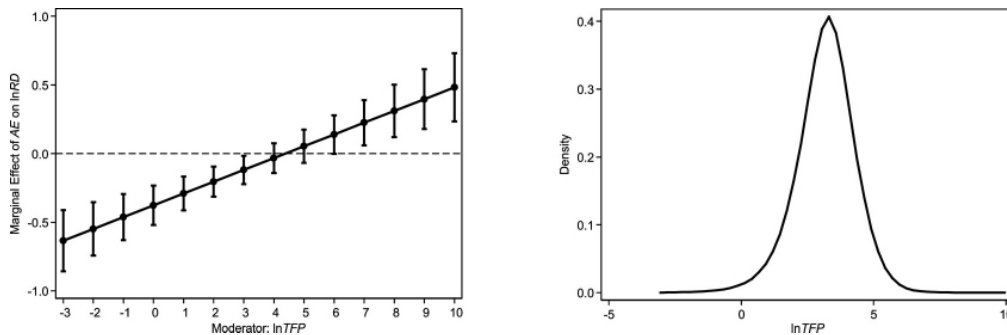


图2 行政审批制度改革对异质性企业研发集约边际的影响

(二) 行政审批制度改革对异质性企业研发广延边际的影响

企业的研发行为不仅体现在研发投入上,还体现在是否选择研发上。从中国工业企业数据库中的企业数据来看,大部分企业是没有研发投入的。为了更全面地考察企业研发行为,本文进一步实证分析行政审批制度改革对企业广延边际上是否进行研发的影响。

对于企业是否进行研发,本文以中国工业企业数据库中跨期企业是否有研发投入进行识别。上一期不进行研发而当期进行研发的定义为1,即进入研发;上一期和当期研发状态不变的定义为0,即不改变研发;上一期进行研发而当期不研发的定义为2,即退出研发。本文最终得到企业研发行为的三种状态,选择状态0为基准,利用多项Logit模型进行识别。

表3报告了行政审批制度改革对异质性企业研发广延边际的回归结果。第(1)列和第(2)列是只加入行政审批制度改革变量和控制变量的回归结果。行政审批制度改革的回归系数均显著为正,说明设立行政审批中心不仅有利于企业进入研发,而且有利于企业退出研发。这意味着行政审批制度改革激发了市场活力,使更多的企业进入研发或退出研发,增加了研发资源在企业之间的流动,优化了研发资源的配置。第(3)列和第(4)列进一步加入行政审批制度改革与企业生产率的交互项。在第(3)列中,交互项的回归系数显著为正,意味着随着企业生产率的提高,行政审批制度改革对其进入研发概率的影响会更大。第(4)列行政审批制度改革的回归系数为正,交互项的回归系数为负,并且都十分显著。这表明对于低生产率企业,设立行政审批中心会增加企业退出研发的概率;而对于高生产率企业,设立行政审批中心会减少其退出研发的概率。这和前文的理论分析一致,面对行政审批制度改革带来的市场竞争,低生产率企业研发的边际利润会减少,反而使其选择不再进行研发,

而高生产率企业为了逃离激烈的市场竞争,会通过研发来获取高生产率的竞争优势。

可见,行政审批制度改革对异质性企业研发的影响,不仅在研发投入增量上成立,也在企业是否选择研发上成立。这再次验证了理论假说,即行政审批制度改革有利于高生产率企业研发,却阻碍了低生产率企业研发。

(三) 内生性问题

行政审批制度改革与企业研发之间可能存在遗漏变量或者互为因果导致的内生性问题,进而造成实证结果的偏误和不一致。对此,采用以下方法进行处理。

首先,剔除内生性嫌疑观测值。我国行政审批制度改革是分阶段推进的,2001年以前主要是在广州、深圳等地先行试点,2001年以后才在全国大范围进行推广。这些试点地区之所以成为试点,很可能是因为经济绩效好或者招商引资对制度改革的需求高,因此2001年以前的观测值有内生性嫌疑。为此,本文在表4第(1)列中剔除了2001年以前的观测值,只利用2005年、2006年和2007年的数据进行回归。可以发现,与全样本回归结果比较,行政审批制度改革的回归系数略有变化,但仍然十分显著。因此,试点地区即使存在内生性问题,也不影响本文主要结论。为节约篇幅,表4第(1)列只列出了行政审批制度改革对集约边际上企业研发投入的估计结果,行政审批制度改革对广延边际上企业是否选择研发的回归结果也和全样本回归结果一致。

其次,进行工具变量估计。即使剔除2001年以前的内生性嫌疑样本,也不能完全排除内生性问题。2001年之后的城市行政审批中心也可能是因为招商引资或者经济活力提升而设立,并且企业研发行为可能会倒逼地方政府进行行政审批制度改革。因此,实证分析中可能存在互为因果关系导致的内生性问题。为了对此内生性问题进行处理,本文采用工具变量回归。考虑到同省不同地级市之间存在竞争和模仿学习行为,本文参考毕青苗等^[16]的方法,以同省其他地级市的行政审批中心设立率作为行政审批制度改革的工具变量,进行工具变量估计。表4的第(2)列至第(4)列列出了工具变量回归结果,Hausman检验P值为0.003,拒绝所有变量均为外生的原假设。第一阶段回归中,行政审批制度改革与同省其他地级市行政审批中心设立率高度相关,其中LM统计量为1638.011,Cragg-Donald Ward F统计量为2424.231,拒绝不可识别和弱工具变量。第二阶段回归中,第(2)列为行政审批制度改革对企业研发投入的回归结果,和前文的基准回归结果一致。其中,行政审批制度改革的系数显著为负,交叉项的回归系数显著为正,说明行政审批制度改革会增加高生产率企业研发投入,却会降低低生产率企业研发投入。第(3)列和第(4)列是行政审批制度改革对企业是否选择研发的回归结果。第(3)列中,行政审批制度改革的系数以及其与企业生产率的交叉项系数都显著为正,表明行政审批制度改革有利于企业进入研发,并且对于高生产率企业进入研发的促进作用更大。第(4)列中行政审批制度改革的系数显著为正,交叉项的系数显著为负,表明行政审批制度

表3 行政审批制度改革对异质性企业研发广延边际的影响

被解释变量	$D_RD = 1$	$D_RD = 2$	$D_RD = 1$	$D_RD = 2$
<i>AE</i>	0.185*** (0.031)	0.226*** (0.035)	0.089* (0.051)	0.137** (0.065)
$\ln TFP \times AE$			0.027* (0.014)	-0.031** (0.015)
$\ln TFP$			-0.023* (0.013)	-0.010 (0.014)
$\ln labor$	0.293*** (0.009)	0.259*** (0.011)	0.293*** (0.009)	0.259*** (0.011)
$\ln asset$	0.197*** (0.008)	0.220*** (0.009)	0.197*** (0.008)	0.219*** (0.009)
$\ln export$	0.017*** (0.004)	0.010** (0.005)	0.017*** (0.004)	0.011** (0.005)
$\ln subsidy$	0.107*** (0.011)	0.032** (0.013)	0.107*** (0.011)	0.032** (0.013)
$\ln HHI$	-0.057*** (0.009)	-0.029*** (0.011)	-0.057*** (0.009)	-0.029*** (0.011)
$\ln PGDP$	0.043** (0.019)	-0.107*** (0.023)	0.045** (0.019)	-0.110*** (0.023)
$\ln d2$	-0.218* (0.139)	-0.027 (0.160)	-0.232* (0.138)	-0.012 (0.161)
$\ln edu$	0.037*** (0.013)	0.100*** (0.015)	0.037*** (0.013)	0.100*** (0.015)
样本量	711 491	711 491	403 834	403 834

注:选择的基准对照组为 $D_RD = 0$,变量前缀“ln”表示对变量取对数,括号中为聚类到城市层面的标准误。各列回归中均控制了企业固定效应、时间固定效应和行业 \times 时间联合固定效应。***、**、*分别表示显著性水平1%、5%和10%。

改革会增加低生产率企业退出研发的概率,减少高生产率企业退出研发的概率。因此,采用工具变量回归得到的结论与基准回归一致,进一步验证了行政审批制度改革对异质性企业研发的不同影响。

五、稳健性检验

(一) 采用其他行政审批制度改革指标

地级市设立行政审批中心旨在将各个政府部门集中在同一个空间进行集中审批,以节省企业往返于不同审批部门的费用和时间,提高行政审批效率。因此,设立行政审批中心的效果取决于有多少部门进驻行政审批中心,有多少审批事项进驻行政审批中心,以及有多少个审批窗口。前文基准回归中以地级市是否设立行政审批中心为虚拟变量来衡量行政审批制度改革,无法识别行政审批制度改革的力度。为了衡量行政审批改革力度,同时也对前文结果进行稳健性检验,这里分别以行政审批中心的进驻部门数量、进驻事项数量和进驻窗口数量作为行政审批制度改革的代理变量,替换是否设立行政审批中心这一度量方法进行回归。

表5列出了采用其他行政审批制度改革指标对企业研发集约边际进行回归的结果。第(1)列为采用进驻部门数量得到的回归结果。可见,行政审批制度改革的回归系数显著为负,交互项的回归系数显著为正,和基准回归结果一致,这表明行政审批制度改革有利于高生产率企业加强研发,却会减少低生产率企业的研发投入。第(2)列和第(3)列分别为采用进驻事项数量和进驻窗口数量衡量行政审批制度改革的回归结果,也与基准回归结论一致。

表6列出了以替代指标衡量的行政审批制度改革对广延边际上企业是否研发的回归结果。第(1)列和第(2)列为采用进驻部门数量衡量的行政审批制度改革对企业研发的回归结果。第(1)列是行政审批制度改革对企业进入研发的回归结果,其中,行政审批制度改革的系数及其与企业生产率的交叉项系数均显著为正,表明行政审批制度改革有利于企业进入研发,并且随着企业生产率的提高,行政审批制度改革对企业进入研发的促进作用会增强。第(2)列是行政审批制度改革对企业退出研发的回归结果,其中行政审批制度改革的系数显著为正,交叉项的系数显著为负,表明行政审批制度改革会增加低生产率企业退出研发的概率,降低高生产率企业退出研发的概率。该结论和采用是否设立行政审批中心衡量行政审批制度改革得到的结论一致。第(3)列和第(4)列为采用进驻

表4 行政审批制度改革对异质性企业研发的影响(处理内生性)

被解释变量	lnRD(剔除2001年以前样本)	lnRD (IV估计)	D_RD = 1 (IV估计)	D_RD = 2 (IV估计)
AE	-0.396*** (0.099)	-0.383*** (0.127)	0.109* (0.058)	0.147** (0.074)
lnTFP × AE	0.097*** (0.019)	0.122*** (0.019)	0.029** (0.014)	-0.032** (0.014)
lnTFP	0.055*** (0.015)	0.103*** (0.014)	-0.021* (0.013)	-0.012 (0.014)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	28 429	33 027	403 834	403 834
第一阶段被解释变量			AE	lnTFP × AE
AE_rate			0.936*** (0.024)	-0.268*** (0.076)
lnTFP × AE_rate			-0.006** (0.003)	0.985*** (0.011)
控制变量			控制	控制
Adj R ²			0.799	0.864

注:变量前缀“ln”表示对变量取对数,第一阶段回归中的AE_rate表示同省其他地级市行政审批中心设立率,括号中为聚类到城市层面的标准误。各列回归中均控制了企业固定效应、时间固定效应和行业×时间联合固定效应。***、**、* 分别表示显著性水平1%、5%和10%。

表5 采用其他行政审批制度改革指标(集约边际)

被解释变量	lnRD	lnRD	lnRD
AE	-0.110*** (0.017)	-0.069*** (0.012)	-0.080*** (0.019)
lnTFP × AE	0.026*** (0.004)	0.016*** (0.003)	0.016*** (0.004)
lnTFP	0.102*** (0.014)	0.112*** (0.015)	0.098*** (0.018)
控制变量	控制	控制	控制
样本量	30 992	27 865	19 141

注:变量前缀“ln”表示对该变量取对数,括号中为聚类到城市层面的标准误。各列回归中均控制了企业固定效应、时间固定效应和行业×时间联合固定效应。***、**、* 分别表示显著性水平1%、5%和10%。

事项数量衡量行政审批制度改革得到的回归结果,第(5)列和第(6)列为采用进驻窗口数量衡量行政审批制度改革得到的回归结果。表6的估计结果与基准回归结论基本一致。

(二) 排除其他影响机制

理论上,行政审批制度改革既可以通过本文讨论的放松市场准入加剧市场竞争,进而对异质性企业研发产生影响;也可以通过另一些文献所说的降低企业制度性成本影响企业研发^[17]。为了排除后一种机制,本文进行以下分析和检验。

第一,如果行政审批制度改革是通过降低制度性成本机制对企业研发产生影响的,那么其对不同生产率企业研发的影响应该是同方向的。也就是说,行政审批制度改革既有利于高生产率企业加强研发,也有利于低生产率企业加强研发,不可能出现本文实证结果中对于高生产率企业和低生产率企业截然相反的影响。因此,降低企业制度性成本机制不会是主要的影响机制。

第二,通过分样本回归来进一步验证。相对于私营企业,国有企业往往集中于一些垄断性行业,其他企业进入的壁垒较高,因此,国有企业较少受到市场竞争的影响。如果行政审批制度改革是通过放松市场准入、增加市场竞争来影响异质性企业研发的,则其主要影响的是私营企业,对国有企业的影响相对较小。相反,如果行政审批制度改革是通过改变企业成本影响企业研发的,那么该影响在国有企业和私营企业中不应该有显著差异。因此,如果行政审批制度改革对异质性企业研发的影响只在私营企业样本中成立,在国有企业样本中不成立,则可以进一步证实行政审批制度改革通过降低市场准入,产生逃离竞争效应和利润削弱效应,进而影响异质性企业研发。

表7将企业分为国有企业和私营企业,进行分样本回归。第(1)列至第(3)列为行政审批制度改革对国有企业研发的回归结果。第(1)列是行政审批制度改革对国有企业研发投入的回归结果,行政审批制度改革的系数以及交叉项的回归系数均不显著,即行政审批制度改革对国有企业研发并无显著影响。第(2)列和第(3)列是行政审批制度改革对国有企业是否研发的

回归结果,可见行政审批制度改革不利于企业进入研发,有利于企业退出研发,但并不会对异质性企业研发产生不同影响。第(4)列至第(6)列为行政审批制度改革对私营企业研发的回归结果。第(4)列是行政审批制度改革对私营企业研发投入的回归结果,行政审批制度改革的回归系数显著为负,交叉项的回归系数显著为正。这说明行政审批制度改革有利于高生产率企业加强研发,不利于低生产率企业研发。第(5)列和第(6)列是广延边际上的回归结果,也进一步验证了行政审批改革

表6 采用其他行政审批制度改革指标(广延边际)

被解释变量	$D_{RD}=1$	$D_{RD}=2$	$D_{RD}=1$	$D_{RD}=2$	$D_{RD}=1$	$D_{RD}=2$
<i>AE</i>	0.045*** (0.015)	0.086*** (0.017)	0.017** (0.008)	0.057*** (0.011)	0.009 (0.016)	0.011 (0.018)
$\ln TFP \times AE$	0.011*** (0.003)	-0.016** (0.007)	0.003** (0.001)	-0.014** (0.007)	0.013*** (0.004)	0.004 (0.005)
$\ln TFP$	0.031** (0.013)	-0.021 (0.015)	-0.023* (0.014)	-0.025* (0.015)	-0.022 (0.017)	-0.031 (0.019)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	379 565	379 565	343 821	343 821	212 868	212 868

注:变量前缀“ln”表示对该变量取对数,括号中为聚类到城市层面的标准误。各列回归中均控制了企业固定效应、时间固定效应和行业×时间联合固定效应。***、**、* 分别表示显著性水平1%、5%和10%。

表7 行政审批制度改革对企业研发投入的影响(分企业类型)

被解释变量	国有企业			私营企业		
	$\ln RD$	$D_{RD}=1$	$D_{RD}=2$	$\ln RD$	$D_{RD}=1$	$D_{RD}=2$
<i>AE</i>	-1.029 (0.944)	-1.423*** (0.528)	0.944* (0.538)	0.393*** (0.067)	0.097* (0.057)	0.313*** (0.065)
$\ln TFP \times AE$	-0.079 (0.175)	0.225 (0.214)	-0.140 (0.110)	0.097*** (0.016)	0.023* (0.014)	-0.028* (0.015)
$\ln TFP$	0.101 (0.115)	-0.066 (0.106)	0.135 (0.110)	0.098*** (0.014)	-0.022* (0.013)	-0.014 (0.014)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	466	16 130	16 130	31 947	387 704	387 704

注:变量前缀“ln”表示对该变量取对数,括号中为聚类到城市层面的标准误。各列回归中均控制了企业固定效应、时间固定效应和行业×时间联合固定效应。***、**、* 分别表示显著性水平1%、5%和10%。

对高生产率企业研发的正面影响,以及对低生产率企业研发的负面影响。

分样本回归中,行政审批制度改革对异质性企业研发的不同影响仅在民营企业样本中成立。在国有企业样本中不成立。这验证了本文所讨论的影响机制,即行政审批制度改革通过放松市场准入、增加市场竞争,产生逃离竞争效应和利润削弱效应,进而对不同生产率企业产生不同的影响,而不是行政审批制度改革降低制度性成本导致的异质性影响。

(三) 分地区回归

我国东中西部呈现明显的地区发展差距,这种差距也可能会影响本文的结论。行政审批制度改革带来的市场准入放松和新企业进入对在位企业的不同影响,是以在位企业存在高生产率企业和低生产率企业为前提的:进入企业会增加市场竞争,刺激在位高生产率企业通过研发提高生产率来获得竞争优势;而低生产率企业即使进行研发也无法摆脱与进入企业的竞争,市场竞争导致的研发边际收益降低反而阻碍企业研发。东中部地区的经济发展水平和市场中在位企业生产率水平都较高。行政审批制度改革引起的市场准入放松和新企业进入会刺激在位高生产率企业研发,以逃离市场竞争。相反,西部地区的经济发展水平和在位企业生产率较低。由于在位企业生产率低,行政审批制度改革引起的市场准入放松和新企业进入会削弱在位企业研发的边际利润,阻碍企业研发。

表8列出了东中西部地区分样本回归结果,限于篇幅只报告了集约边际的回归结果。从第(1)列和第(2)列可以看到对于东部和中部地区,回归结果和基准回归结果一致,即行政审批制度改革对不同生产率企业研发投入的影响存在显著差异,会促进高生产率企业研发,却会阻碍低生产率企业研发。第(3)列是西部地区样本的回归结果,行政审批制度改革的回归系数显著为负,交叉项的回归系数不显著。这说明行政审批制度改革并未对异质性企业研发产生不同影响。总体上看,西部地区行政审批制度改革反而会阻碍企业的研发,降低企业研发投入。

表8 行政审批制度改革对企业研发投入的影响(分地区)

	东部	中部	西部
<i>AE</i>	-0.369*** (0.090)	-0.362* (0.191)	-0.468** (0.231)
$\ln TFP \times AE$	0.086*** (0.020)	0.155*** (0.042)	0.062 (0.056)
$\ln TFP$	0.092*** (0.017)	0.102*** (0.036)	0.169*** (0.049)
控制变量	控制	控制	控制
样本量	24 471	5 328	3 218

注:变量前缀“ln”表示对该变量取对数,括号中为聚类到城市层面的标准误。各列回归中均控制了企业固定效应、时间固定效应和行业×时间联合固定效应。***、**、* 分别表示显著性水平1%、5%和10%。

(四) 构造虚假政策进行安慰剂检验

为了进一步检验实证结论的稳健性,本文构造了虚假的行政审批制度改革变量,进行安慰剂检验。通过随机生成地级市行政审批中心设立时间,构造虚假行政审批制度改革变量,并重复前文基准回归500次。本文将回归结果绘制在图3中,图中虚线为 $\ln TFP \times AE$ 的回归系数均值0.007。而基准回归中的回归系数为0.098(如图中实线所示),明显位于该分布的较右侧。以随机生成的设立行政审批中心变量代表行政审批制度改革难以得到基准回归中的结论,因此行政审批制度改革对异质性企业研发存在差异化影响的结论具有稳健性。

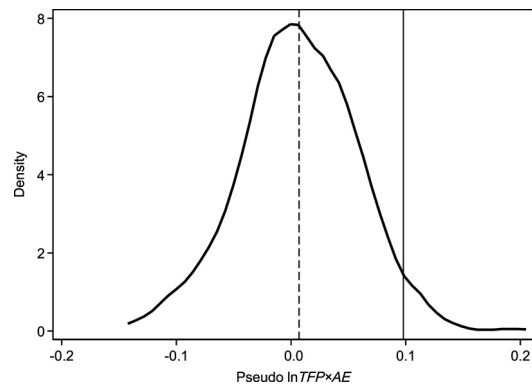


图3 随机处理后的 $\ln TFP \times AE$ 回归系数分布

六、结论与政策建议

行政审批制度改革放松了市场准入,增加了市场竞争。这一方面会削弱在位企业研发的边际利润,不利于研发,即产生利润削弱效应;另一方面也会激励在位企业加强研发,提高生产率,以逃离竞

争,即产生逃离竞争效应。这两种效应会导致行政审批制度改革对异质性企业研发的影响不同:对于高生产率在位企业,逃离竞争效应超过利润削弱效应,会促进高生产率企业研发;而对于低生产率企业,行政审批制度改革会削弱企业研发的边际收益,反而阻碍低生产率企业研发。本文构建理论模型,推导在行政审批制度改革产生的逃离竞争效应和利润削弱效应下异质性企业的不同研发行为,并利用地级市设立行政审批中心的自然实验和1998—2007年中国工业企业数据进行实证检验。实证研究发现,行政审批制度改革对企业研发的促进作用随着生产率的降低而递减,最终逆转为不利于低生产率企业研发。这种影响不仅体现在集约边际上的企业研发投入,还体现在广延边际上企业是否选择研发。

本文的研究有助于厘清行政审批制度改革对企业研发的影响及其机制。当前我国经济下行压力加大,面对内外部环境变化,我国必须推动产业转型升级,而产业转型升级的核心在于调动企业的活力和积极性,尤其是通过研发以提高技术。根据中央全面深化改革和国务院推进简政放权、放管结合、优化服务的总体要求,行政审批制度改革作为行政管理体制改革和优化地区营商环境的关键,其对于微观企业研发行为的影响及其机制亟待研究。本文发现,行政审批制度改革会通过放松市场准入,增加市场竞争,进而影响企业研发,并且其对企业研发的影响与企业本身的生产率水平有关。

地方政府在推进行政审批制度改革时,应该认识到其对企业研发行为的这种异质性影响,尤其是要注意到对于低生产率企业产生的负向激励。因此,在推进行政审批制度改革时,地方政府需要制定一系列互补性政策,以对冲对于低生产率企业的负向激励。具体来看,可以通过为低生产率企业提供更高的研发补贴或其他研发激励政策,来对冲行政审批制度改革的负向激励。同时,也要注意行业 and 地区差异,由于行政审批制度改革对异质性企业研发的差异化影响主要来自其放松市场准入带来的新企业进入和市场竞争,因此竞争性行业和西部地区的低生产率企业会受到更大的影响。推进行政审批制度改革需要考虑到这种差异性,采取针对性的政策措施并落实配套的互补性研发政策。

注释:

- ①可以理解为,新进入企业需要承担市场调研、进入壁垒等一系列成本,因此,只有高生产率企业才会选择进入市场。
②行业竞争度 HHI 指数的计算公式为 $hhi_c = \sum (s_{ic} - \bar{s}_c)^2$, 其中 s_{ic} 表示地区 c 企业 i 就业人数占地区 c 总就业人数的比重, \bar{s}_c 为地区 c 企业的就业人数均值。 HHI 指数越小,代表企业规模越平均,市场竞争程度越高。

参考文献:

- [1]徐增辉. 改革开放以来中国行政审批制度改革的回顾与展望[J]. 经济体制改革, 2008(3): 12-15.
[2]王克稳. 我国行政审批制度的改革及其法律规制[J]. 法学研究, 2014(2): 3-19.
[3]张定安. 全面推进地方政府简政放权和行政审批制度改革的对策建议[J]. 中国行政管理, 2014(8): 16-21.
[4]STIGLER G. The theory of economic regulation[J]. Bell journal of economics, 1971, 2(1): 3-21.
[5]杨天宇. 政府行政审批制的经济学分析[J]. 经济学家, 2003(1): 27-31.
[6]DJANKOV S, LA PORTA R, LOPEZ-DE-SILANES F, et al. The regulation of entry[J]. Quarterly journal of economics, 2002, 117(1): 1-37.
[7]KLAPPER L, LAEVEN L, RAJAN R. Entry regulation as a barrier to entrepreneurship[J]. Journal of financial economics, 2006, 82(3): 591-629.
[8]DJANKOV S. The regulation of entry: a survey[J]. World Bank research observer, 2009, 24(2): 183-203.
[9]BRANSTETTER L, LIMA F, TAYLOR L J, et al. Do entry regulations deter entrepreneurship and job creation? Evidence from recent reforms in Portugal[J]. Economic journal, 2014, 124(577): 805-832.
[10]夏杰长, 刘诚. 行政审批改革、交易费用与中国经济增长[J]. 管理世界, 2017(4): 47-59.
[11]张龙鹏, 蒋为, 周立群. 行政审批对创业的影响研究——基于企业家才能的视角[J]. 中国工业经济, 2016(4): 57-74.

- [12]王磊. 行政审批对中国制造业生产率的影响及其机制研究——基于进入管制视角[J]. 产业经济研究 2020(2): 102-115.
- [13]刘诚,钟春平. 产能扩张中的行政审批:成也萧何 败也萧何[J]. 财贸经济 2018(3): 50-64.
- [14]冯笑,王永进,刘灿雷. 行政审批效率与中国制造业出口——基于行政审批中心建立的“准自然实验”[J]. 财经研究 2018(10): 98-110.
- [15]张天华,刘子亮,陈思琪,等. 行政审批中心的资源配置效率研究——基于中国工业企业数据的分析[J]. 财经研究 2019(9): 127-140.
- [16]毕青苗,陈希路,徐现祥,等. 行政审批改革与企业进入[J]. 经济研究 2018(2): 140-155.
- [17]王永进,冯笑. 行政审批制度改革与企业创新[J]. 中国工业经济 2018(2): 24-42.
- [18]AGHION P, BLUNDELL R, GRIFFITH R, et al. Entry and productivity growth: evidence from microlevel panel data[J]. Journal of the European economic association 2004 2(2-3): 265-276.
- [19]AGHION P, HOWITT P. The economics of growth[M]. Cambridge: MIT Press 2009.
- [20]宗庆庆,黄娅娜,钟鸿钧. 行业异质性、知识产权保护与企业研发投入[J]. 产业经济研究 2015(2): 47-57.
- [21]BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. Journal of development economics 2012 97(2): 339-351.
- [22]BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Challenges of working with the Chinese NBS firm-level data[J]. China economic review 2014 30: 339-352.
- [23]聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济 2012(5): 142-158.
- [24]OLLEY G S, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. Econometrica, 1992 64(6): 1263-1297.
- [25]杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究 2015(2): 61-74.

(责任编辑:枫 远)

Administrative approval system reform , market access and heterogeneous firm R&D

JIN Xiaoyu

(School of Economics and Finance , Chongqing University of Technology , Chongqing 400054 , China)

Abstract: The reform of the administrative approval system eases market access , which has two effects , escape from competition and profit erosion , with different impacts on the R&D of incumbent firms at different levels of productivity. This paper firstly builds a theoretical model to deduce the different R&D behaviors of heterogeneous firms under the combined effects of escape from competition and profit erosion resulting from the administrative approval system reform , and further uses the data of Chinese industrial firms from 1998 to 2007 to conduct an empirical test. The theoretical derivation reveals that for high-productivity firms , the escape from competition effect of administrative approval system reform outweighs the profit weakening effect , thus stimulating R&D of high-productivity firms. In contrast , for low-productivity firms , the profit weakening effect of administrative approval system reform outweighs the escape from competition effect , and instead discourages R&D of low-productivity firms. An empirical study using natural experiments on the establishment of administrative approval centers in prefecture-level cities finds that the promotion of R&D by administrative approval system reform decreases with the decrease of productivity , and eventually reverses to disadvantage of low-productivity firm R&D. The conclusion is not only reflected in the R&D investment of firms on the intensive margin , but also in whether the firms choose R&D on the extensive margin , and it is still robust in varies methods.

Key words: administrative approval system reform; market access; market competition; heterogeneous firm; firm's R&D