

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

王磊

(浙江财经大学 中国政府管制研究院, 浙江 杭州 310018)

摘要: 以世界银行发布的《2008 中国营商环境报告》和中国工业企业数据库中相关数据为样本, 将行政审批纳入总量生产率增长的理论框架, 从进入管制视角考察行政审批对中国制造业生产率的影响及其作用机制。研究发现: (1) 行政审批显著抑制了中国制造业总量生产率的增长, 这源于行政审批扭曲了资源配置效应, 并抑制了企业进入退出净效应对总量生产率增长的贡献; (2) 行政审批的抑制效应存在地区差异性和行业异质性, 其对西部地区的影响高于中东部地区, 对劳动密集型行业的影响高于资本密集型行业; (3) 微观机制分析表明, 行政审批抑制了在位企业的学习效应对生产率的提升作用, 扩大了进入企业与在位企业之间的生产率差异, 并扭曲了以生产率为基础的市场选择机制。研究结论意味着: 对于提升全要素生产率而言, 行政审批制度改革要立足于完善企业进入退出的市场机制, 放松企业进入行政审批管制, 让市场决定企业是否存活, 进而实现企业优胜劣汰以优化资源配置, 处理好“放管服”改革中政府与市场之间的关系。

关键词: 行政审批; 全要素生产率; 进入管制; 资源配置; 政府与市场

中图分类号: F203 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2020)02-0102-14

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2020.02.008

一、引言

行政审批制度改革是现阶段转变政府职能、深化简政放权改革的突破口。2018 年,《中共中央关于深化党和国家机构改革的决定》中明确提出,应深入推进简政放权,减少微观管理事务和具体审批事项。2019 年的政府工作报告强调,要深化“放管服”改革,降低制度性交易成本。党的十九届四中全会再次强调,要深化行政审批制度改革,改善营商环境,激发各类市场主体活力。行政审批制度改革是“放管服”改革的重要内容,以制度变革和机制创新为特征的行政审批制度改革,不仅可以降低市场主体的制度性交易成本,而且通过精简审批事项、简化审批程序,可以优化营商环境,进而激发企业活力,提高全要素生产率。对于中国的市场化改革而言,行政审批制度是理解和把握政府与市场之间关系的切入点,行政审批制度改革的目标在于最大限度地减少政府对市场活动的直接干预和对市场资源的直接配置^[1]。

全要素生产率是提高经济发展质量、转换经济增长动力的重要因素。生产率的增长源于两方面:一是企业自身生产率的提升;二是要素资源在企业间配置效率的提高,即随着企业进入退出,要

收稿日期:2019-12-08; 修回日期:2020-02-10

作者简介:王磊(1982—),男,天津人,经济学博士,浙江财经大学中国政府管制研究院、浙江省新型重点专业智库“中国政府监管与公共政策研究院”助理研究员,研究方向为实证产业组织与发展经济学。

基金项目:国家自然科学基金青年项目(71603231);杭州市哲学社会科学规划课题(Z19JC120)

素资源从低效率企业向高效率企业的再配置过程,而且完善的市场机制是促进资源优化配置的重要因素^[3]。根据本文的测算,中国制造业总量生产率的年均增长为0.12,且主要来自在位企业自身生产率提升的贡献。在位企业生产率增长的平均值为0.098,其对制造业总量生产率增长的贡献达到81.7%,而企业间的资源再配置效应和企业进入退出的净效应对生产率增长的贡献分别只有0.021和0.001,二者仅占制造业总量生产率增长的18.3%。为何企业进入退出净效应和资源再配置效应对中国制造业生产率增长的贡献如此之低?现有文献关于这一问题的研究主要涉及要素市场扭曲、市场依赖度、市场分割、企业异质性等^[3-7]。然而,截至目前未有研究涉及行政审批对中国制造业生产率增长的影响及其内在的进入退出和资源再配置机制的分析,本文试图在此方面予以补充。

关于行政审批的相关研究,国外学者主要基于公共利益理论和公共选择理论从企业进入管制视角予以分析。以Pigou^[8]为代表的公共利益理论认为,以行政审批为特征的进入管制可以弥补市场机制的低效率,通过对进入企业进行筛选,可以确保效率更高的企业进入市场,进而提高资源配置效率,有利于提升全社会的福利水平。相反,以Stigler^[9]、Shleifer and Vishny^[10]为代表的公共选择理论则认为,行政审批不仅不会带来社会福利的提升,而且会导致资源配置的低效率。例如,Stigler^[9]提出的捕获理论(capture theory)认为,对进入企业的行政审批更多是为了在位企业的利益,即通过进入壁垒或行政审批来维持在位企业的市场势力,使其免于竞争压力。Shleifer and Vishny^[10]将行政审批视为政府向进入企业征收的“过路费”(tollbooth theory),这样不仅会影响企业进入,导致资源错配,而且还会导致在位企业通过寻租而滋生腐败行为。在实证研究方面,公共选择理论被大多数研究所支持。Djankov *et al.*^[11]利用85个国家开办企业所需的审批步骤、成本、时间等数据作为进入管制的代理变量,研究发现进入管制不仅会影响经济绩效,而且会导致官员腐败。Klapper *et al.*^[12]发现行政审批会阻碍企业进入,并抑制在位企业的创新效率。Poschke^[13]认为进入管制行政审批会影响企业的技术选择、降低市场竞争程度,并以此来解释欧盟与美国之间的生产率差异。Barseghyan^[14]、Barseghyan and DiCecio^[15]的研究表明行政审批导致生产要素资源错配进而降低单位产出水平,他们还以此来解释各国之间的贫富差距。

国内学者的研究主要以各地区成立行政审批中心作为准自然实验,并利用倍差法对行政审批制度改革进行政策评价。朱旭峰和张友浪^[16]利用事件史分析模型,从地方政府创新扩散视角分析行政审批制度的演化历程,发现地区经济发展水平、官员更替以及地方政府的创新扩散效应是影响行政审批中心设立的重要因素。夏杰长和刘诚^[17]以地级市设立行政审批中心作为行政审批制度改革的代理变量,研究发现渐进式的行政审批制度改革通过降低企业的交易费用进而对经济增长产生促进作用。王永进和冯笑^[18]发现,行政审批制度改革通过降低制度性交易成本促进企业研发投入和技术创新,但在创新类型和企业异质性方面存在差异。毕青苗等^[19]认为,地级市设立行政审批中心,通过进驻部门的跨部门协调机制,可以将企业进入率提高2%~25%。刘诚和钟春平^[20]分析了行政审批制度改革对产能扩张的影响及其局限性。冯笑等^[21]研究了行政审批中心设立对企业出口的影响。

综上,本文利用世界银行发布的《2008 中国营商环境报告》和中国工业企业数据库微观数据,实证分析行政审批对中国制造业生产率的影响机制。本文的边际贡献主要体现在三个方面:(1) 现有关于中国行政审批制度的研究,主要集中在以行政审批中心设立作为准自然实验分析行政审批制度改革的经济绩效上,但对行政审批这一制度载体如何影响总量生产率增长的研究却相对缺乏。本文从总量生产率增长的视角分析行政审批制度改革的制度红利,不仅拓展了行政审批制度改革的理论内涵,而且有助于深化我们对“放管服”改革中政府与市场的边界,以及资源配置中“无形的市场”与“有为的政府”之间的关系等问题的理解。(2) 在对行政审批的机制探讨方面,现有文献主要集中在行政审批制度改革引致的机构职能转变和制度性交易成本上,对于行政审批如何影响企业进入退出的市场选择机制和资源再配置机制鲜有涉及。而市场选择机制与资源再配置机制是总量生产率增

长的重要驱动力,因此,本文将行政审批纳入生产率增长的理论框架,基于资源再配置机制和市场选择机制分析行政审批对生产率的影响机理,不仅拓展了已有生产率驱动因素的理论框架,而且丰富了行政审批制度研究的理论内涵。(3) 本文分别从行业中观和企业微观层面实证分析行政审批对制造业生产率的影响机制。在行业中观层面,本文根据生产率增长的动态分解框架,分析行政审批对资源配置效应和总量生产率增长的影响机理;在企业微观层面,本文将制造业企业划分为进入企业、在位企业和退出企业,分析行政审批对企业生产率及企业进入退出的作用机制。本文的研究对于理解行政审批制度改革的政策内涵和制度红利具有一定的理论支撑和政策启示。

本文余下部分的内容安排如下:第二部分根据总量生产率增长分解框架分析行政审批对资源配置效应、企业进入退出和企业生产率的影响机理;第三部分介绍本文实证分析的计量模型、数据来源及相关变量;第四部分为行政审批与总量生产率增长的实证分析;第五部分为行政审批对生产率影响的微观机制分析;最后是本文的研究结论和政策启示。

二、机理分析

(一) 总量生产率增长分解框架

总量生产率增长来源于两个方面:一是企业自身生产率的提升,二是要素资源在企业间配置效率的提高,即随着企业进入退出,要素资源从低效率退出企业向高效率在位企业的再配置过程^[1]。本文基于 MP(Melitz and Polanec)^[2] 生产率增长动态分解框架分析行政审批对生产率的影响机理^①。生产率增长表示前后两期总量生产率的差值。定义第一期总量生产率为 $\Omega_1 = \sum_{i \in C} s_{i1} \omega_{i1} + \sum_{i \in X} s_{i1} \omega_{i1} = \Omega_1^C + S_1^X(\Omega_1^X - \Omega_1^C)$,表示在位企业总量生产率与退出企业总量生产率的加权平均;定义第二期总量生产率为 $\Omega_2 = \sum_{i \in C} s_{i2} \omega_{i2} + \sum_{i \in E} s_{i2} \omega_{i2} = \Omega_2^C + S_2^E(\Omega_2^E - \Omega_2^C)$,表示在位企业总量生产率与进入企业总量生产率的加权平均。其中,C、E、X 分别表示在位企业、进入企业和退出企业集合^②。Melitz and Polanec^[2] 将生产率增长分解为三个部分:一是在位企业的生产率增长 $\Delta \bar{\mu}^C$,以前后两期在位企业生产率平均值的差值度量;二是在位企业间的资源再配置效率 Δcov^C ,以在位企业的生产率与其占有的市场份额的协方差度量,该指标表示要素资源或市场份额在不同效率企业之间的配置效率^[2];三是企业进入退出的净效应 ΔEX ,以进入企业与在位企业、退出企业与在位企业的生产率差值表示。因此,总量生产率增长可以表示为 $\Delta \Omega = \Delta \bar{\mu}^C + \Delta cov^C + \Delta EX$ ^③。行政审批对总量生产率增长的影响可以分解为两个方面:一是影响行业层面资源配置效应对总量生产率的贡献,二是影响微观层面的企业生产率和企业进入退出。

(二) 行政审批对总量生产率及资源配置效应的影响机理

行政审批抑制总量生产率增长,并且扭曲资源再配置效应对总量生产率的贡献。一方面,根据行政审批的公共选择理论^[3-4],行政审批会滋生在位企业的寻租行为以提高企业进入成本,其目的在于维持在位企业的垄断利润,使得要素资源和市场份额集中于在位企业,进而阻碍生产要素的自由流动,抑制要素资源向高效率企业的再配置过程,降低资源再配置效应对生产率增长的贡献。另外,行政审批作为进入壁垒会影响进入企业的平均规模,抑制在位企业生产率增长,使得高效率企业无法通过资源配置效应实现规模扩张,进而降低了整个行业的生产率增长水平^[4]。另一方面,行政审批扭曲了市场竞争机制,降低了总量生产率水平。行政审批强度的提高会阻碍企业进入,减少市场均衡时的企业数量。企业数量的减少会降低市场竞争程度,扭曲市场竞争机制和资源配置效应^[3];企业数量的减少也意味着企业间替代性的降低(产品差异化程度降低),商品替代性降低会抑制总量生产率增长^[2]。

(三) 行政审批对企业生产率及企业进入退出的影响机理

本文将制造业企业划分为进入企业、在位企业与退出企业,在微观层面分析行政审批对企业生产率及企业进入退出的影响机理。本文利用企业法人代码和名称进行划分:在位企业表示在中国工

业企业数据库(以下简称数据库)中连续存在两年及以上的企业;进入企业表示上一年没有出现在数据库中而本年进入数据库的企业;退出企业表示本年存在数据库中而下一年在数据库中消失的企业。行政审批对企业生产率及企业进入退出的影响表现在三个方面:(1)对于进入企业而言,行政审批会增加企业进入成本、抑制其技术选择,进而扩大了企业间的生产率差异。企业进入行政审批通常表现为繁琐的审批程序、过长的审批时间、额外的审批成本等,这些势必会增加企业进入的交易费用或制度性成本^[14],最终导致企业总成本或边际成本增加,而边际成本的提高意味着生产率水平的降低。较高的进入成本还会影响企业的研发投入和技术选择,从而影响企业的创新绩效^[13],即行政审批通过抑制企业技术创新而降低企业生产率,扩大了企业间的生产率差异。(2)对于在位企业而言,行政审批抑制了在位企业的学习效应对企业生产率水平的提升作用。行政审批强度的提高会降低市场竞争程度,增加在位企业的市场势力,即使在位企业生产率水平较低也可以通过垄断定价获得较高的利润回报。行政审批强度越大,在位企业所面临的竞争压力越小,低效率在位企业就可以继续存活,这导致在位企业缺乏创新激励来提高生产率水平。(3)对于退出企业而言,行政审批扭曲了企业退出的选择机制,抑制了企业进入退出效应对生产率的贡献。生产率是决定企业退出或继续存活的重要因素,优胜劣汰的市场选择机制表现为高效率企业存活、低效率企业退出^[24]。行政审批强度的提升会降低生产率分布的临界值,市场均衡(企业数量)通过生产率临界值的变化得以实现,企业退出不再取决于其生产效率,行政审批引致的市场势力会影响企业的退出决策,较低效率的在位企业由于行政审批的保护而得以继续存活,因此,降低了总量生产率水平。

三、计量模型与数据

(一) 计量模型

根据总量生产率增长分解框架,本文将分别从行业中观层面和企业微观层面实证分析行政审批对生产率的影响机理。在省级行业层面,本文以生产率增长($\Delta\Omega$)和资源再配置效率(Δcov^C)为被解释变量,计量模型如下:

$$y_{jpt} = \beta_0 + \beta_1 adreg_{jpt} + \beta_2 X_{jpt} + D_j + D_p + D_t + \varepsilon_{jpt} \quad (1)$$

其中, j 、 p 、 t 分别表示制造业四位代码行业、省份和年份;被解释变量为生产率增长($\Delta\Omega$)和资源再配置效率(Δcov^C);核心解释变量为行政审批($adreg$); X 表示控制变量,包括省级行业层面的国有企业比重、经营年限、企业平均规模、出口密集度等; D_j 、 D_p 、 D_t 分别表示行业、省份和年份哑变量,用来控制行业和省份个体异质性,以及不可观测的政策冲击; ε 为扰动项。

在企业微观层面,本文侧重分析行政审批对企业平均生产率($\Delta \bar{\mu}^C$)和企业进入退出净效应(ΔEX)的影响。企业全要素生产率(tfp)为被解释变量;核心解释变量为行政审批($adreg$);控制变量包括企业规模、企业年龄、国有企业哑变量、出口哑变量、信贷约束等。具体如式(2)所示:

$$tfp_{ipt} = \alpha_0 + \alpha_1 adreg_{ipt} + \alpha_2 Z_{ipt} + D_j + D_p + D_t + \varepsilon_{ipt} \quad (2)$$

其中, i 表示企业, Z 表示企业层面的控制变量。为了分析行政审批对企业进入退出效应的影响,本文将制造业企业划分为在位企业、进入企业和退出企业。对于在位企业,分析行政审批对其生产率持续性的影响;对于进入企业,分析行政审批对其生产率差异的影响;对于退出企业,分析行政审批对其退出决策的影响。具体而言:

$$\text{在位企业: } tfp_{ipt}^C = \gamma_1^C tfp_{ipt-1} + \gamma_2^C tfp_{ipt-1} \times adreg_{ipt} + \gamma_3^C Z_{ipt}^C + D_j + D_p + D_t + \varepsilon_{ipt}^C \quad (3)$$

$$\text{进入企业: } tfp_{ipt}^E = \gamma_1^E entry_{ipt} + \gamma_2^E entry_{ipt} \times adreg_{ipt} + \gamma_3^E Z_{ipt}^E + D_j + D_p + D_t + \varepsilon_{ipt}^E \quad (4)$$

$$\text{退出企业: } D_{ipt}^X = 1 \{ \gamma_1^X tfp_{ipt} + \gamma_2^X tfp_{ipt} \times adreg_{ipt} + \gamma_3^X Z_{ipt}^X + D_j + D_p + D_t + \varepsilon_{ipt}^X \} \quad (5)$$

其中, C 、 E 、 X 分别表示在位企业、进入企业和退出企业,其他变量定义如前文所述。式(3)为关于在位企业生产率持续性的分析,我们加入滞后一期的企业生产率和行政审批的交互项($tfp_{ipt-1} \times adreg_{ipt}$)。若该交互项的估计系数显著为负,则表示行政审批会抑制在位企业生产率的增长。式(4)

中 $entry$ 表示企业进入哑变量,参照组为在位企业,同时加入企业进入哑变量与行政审批的交互项 ($entry_{ijt} \times adreg_{ijt}$),以捕捉行政审批对进入企业和在位企业之间生产率差异的影响。式(5)表示二值选择模型,以企业退出哑变量为被解释变量,当企业在第 t 年退出时,其取值为 1,否则为 0。我们重点关注企业生产率与行政审批交互项 ($tfp_{ijt} \times adreg_{ijt}$) 的估计系数,如果该交互项的估计系数显著为负,则表示在给定生产率条件下,行政审批强度越大,低效率企业存活概率越大,即行政审批会扭曲以生产率为基础的选择机制。

(二) 变量定义

1. 全要素生产率。本文分别在企业微观层面和制造业四位代码行业层面构造生产率度量指标。企业层面生产率采用 ACF^[23] 的半参数方法进行估算,以中间投入作为解决生产率内生性问题的工具变量,并将劳动投入和资本投入均作为动态投入变量进行估算。行业层面生产率的度量以企业生产率为基础,基于 MP^[21] 的总量生产率增长分解框架,以生产率增长 ($\Delta\Omega$) 和资源再配置效率 (Δcov^C) 作为被解释变量。

2. 行政审批。本文借鉴 Djankov *et al.*^[11] 的研究,从进入管制视角,以开办企业所需的审批时间(天)、审批步骤数(步)、审批成本(%)、最低注册资本金(%) 作为企业进入行政审批的代理变量^④。然而,这样的行政审批指标度量方式在省级层面并没有考虑行业异质性的影响。企业是否进入,一方面会受到行政审批时间、步骤数、成本等因素的影响;另一方面,取决于进入该行业或市场所必需的投资,Sutton^[24] 将这样的投资称为沉没进入成本(sunk entry cost)。本文用四位代码行业最小经济规模(MES)与单位资本的乘积度量沉没进入成本,其中,以企业市场份额分布的中位数作为最小经济规模的代理变量,单位资本等于行业固定资本与工业总产值之比。因此,本文用四位代码行业的沉没进入成本与行政审批时间、步骤数等变量的交互项构造行政审批度量指标,即行政审批时间 reg_time 、行政审批步骤数 reg_step 、行政审批成本 reg_cost 、最低注册资本金 reg_setup 。核心解释变量行政审批 $adreg = \{reg_time, reg_step, reg_cost, reg_setup\}$ 。

3. 控制变量。(1) 行业出口密集度($export$),用省级四位代码行业的出口交货值占工业销售产值的比重度量。贸易开放的竞争效应以及出口中的学习效应会促进资源配置效率与总量生产率的提升^[21]。(2) 国有企业比重(soe),用省级四位代码行业中国有企业数量占全部企业数量的比重度量。根据企业登记注册类型,本文中国有企业还包括国有独资公司、国有联营企业、国有与集体联营企业。偏向国有企业的政策扭曲所导致的要素资源错配是中国制造业生产率水平偏低的重要影响因素^[3]。(3) 企业规模($scale$),用省级四位代码行业内企业总资产对数的平均值度量。企业规模是影响企业进入退出与生产率的重要变量^[3]。(4) 经营年限(age),用省级四位代码行业内的企业平均经营年限度量,经营年限根据企业成立时间进行估算。行业的平均经营年限越长,说明该行业的经营状况越稳定,受到的外部冲击越小,则越有利于生产率提升^[23]。(5) 信贷约束($credit$),用省级四位代码行业内企业利息支出占销售产值比重的平均值度量。企业获得的外部融资支持越多,越有利于企业进行投资和提升创新空间,进而促进生产率提升^[23]。(6) 行业利润率($profit$),用省级四位代码行业内企业利润率的加权平均值度量,其中,以企业市场份额为权重,企业利润率等于利润总额除以销售产值。

(三) 数据

本文的数据来源包括两个部分:一是世界银行发布的《2008 中国营商环境报告》,该报告统计了 2006—2007 年初中国 30 个省市(西藏自治区、港澳台地区除外)中涉及企业经营且与地方政策密切相关的统计指标,包括开办企业、登记物权、获取信贷和强制执行合同四个方面。开办企业的审批步骤数、时间、成本与最低注册资本金可以作为进入管制的代理变量^[11]。二是中国工业企业数据库,其中包括国有企业和规模以上非国有企业(主营业务收入 500 万元以上)。对该数据库的处理借鉴

聂辉华等^[29]的方法: 首先, 删除存在缺失值、异常值的样本, 对于工业总产值、工业增加值、销售产值、固定资产净值余额、中间投入等指标, 剔除小于等于零或为缺失值的样本; 其次, 删除不合理的统计指标, 例如流动资产或固定资产大于总资产、工业增加值大于工业总产值、本年折旧大于累计折旧、年平均就业人数小于 10 人的样本; 最后, 删除采掘业、公用事业行业样本, 将研究对象界定在行业代码为 13—42 的制造业企业层面。企业层面的工业增加值和工业总产值根据各省工业品出厂价格指数进行平减, 固定资本根据各省固定资产投资价格指数进行平减, 中间投入根据各省原材料、燃料、动力购进价格指数进行平减。为了控制企业个体效应和四位代码行业固定效应, 本文选取了 2004—2007 年的工业企业数据, 而世界银行仅发布了《2008 中国营商环境报告》, 之前和之后均没有发布过分省份的相关数据, 因此本文借鉴张龙鹏等^[30]的做法, 即 2004—2007 年均使用《2008 中国营商环境报告》中的数据度量行政审批。其原因为, 从 2003 年开始颁布《中华人民共和国行政许可法》直至 2010 年, 行政审批制度方面没有出现过重大事项调整, 在开办企业的审批时间、审批步骤数和审批成本等方面基本保持一致^[31]。表 1 为各变量的描述性统计结果。

表 1 变量描述性统计

变量	定义	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>apg</i> 省级四位代码行业总量生产率增长($\Delta\Omega$)	0.120	0.440	-3.722	3.470
	<i>incum_ral</i> 在位企业间的资源再配置效率(Δcov^C)	0.021	0.410	-4.483	2.900
	<i>entry_exit</i> 企业进入退出净效应(ΔEX)	0.001	0.374	-4.102	4.451
解释变量	<i>reg_time</i> 行政审批时间	1.050	0.627	0.148	5.999
	<i>reg_step</i> 行政审批步骤数	0.747	0.445	0.110	4.236
	<i>reg_cost</i> 行政审批成本	0.620	0.415	0.050	4.734
	<i>reg_setup</i> 最低注册资本金	1.585	0.948	0.235	9.420
控制变量	<i>export</i> 行业出口密集度	0.116	0.188	0	1
	<i>soe</i> 国有企业比重	0.144	0.194	0	0.707
	<i>scale</i> 平均企业规模	12.868	1.934	5.394	19.111
	<i>age</i> 平均企业经营年限	11.936	12.567	0	99
	<i>credit</i> 平均企业信贷约束	0.011	0.040	-2.497	5.302
	<i>profit</i> 行业平均利润率	0.032	5.360	-923.001	145.012

四、行政审批与总量生产率增长的实证分析

(一) 基准实证结果

本文以省级四位代码行业总量生产率增长(*apg*)为被解释变量, 行政审批(时间、步骤数、成本和最低注册资本金)为核心解释变量, 同时控制省份、年份和四位代码行业固定效应, 基准回归结果如表 2 所示。模型(1)至模型(4)分别表示以行政审批时间、审批步骤数、审批成本和最低注册资本金作为解释变量的估计结果, 行政审批与总量生产率增长显著负相关, 说明行政审批强度越高, 总量生产率增长水平越低。行政审批时间的估计系数为 -0.173, 表示在给定行业进入成本的条件下, 开办企业审批时间减少 1 天, 总量生产率增长水平提升 0.64%^⑤。同理, 行政审批步骤数减少 1 步, 总量生产率增长水平提升 0.89%。行政审批成本和最低注册资本金占人均 GDP 的比重降低 1 个百分点, 总量生产率增长水平分别提升 1.08% 和 0.43%。世界银行发布的《2008 中国营商环境报告》中的数据显示, 中国各省市开办企业平均审批时间为 41 天, 审批步骤数为 13 步, 审批时间最短的省份为广东省, 其审批时间为 28 天, 审批步骤数最少的省份为浙江、江苏和福建三省。然而, 相比于发达国家或地区, 我国的审批时间相对较长, 审批步骤过于繁杂。报告显示, 2007 年中国开办企业指标的世界排名为 128, 而排名最高的澳大利亚开办企业所需的审批步骤数只有 2 步, 审批时间为 2 天。对于最低注册资本金和行政审批成本, 由于本文数据来源为规模以上工业企业数据库, 企业主营业务收入在 500 万元以上, 而开办企业要求的最低注册资本金平均值为 3.9 万元, 最小值为 3 万元, 最大值为 10.5 万元。根据世界银行《2008 中国营商环境报告》的统计, 如果不计法定注册资本金, 中国

开办企业的一般经营性支出仅占人均 GDP 的 11%, 低于除 OECD 以外的其他地区的平均水平。在下面的分析中, 本文以行政审批时间和行政审批步骤数为分析重点。

由控制变量的估计结果可知, 国有企业比重与总量生产率增长显著负相关, 其原因有两点: 一是源于对国有企业的政策扶持和要素价格扭曲导致的要素资源错配, 阻碍了总量生产率增长; 二是国有企业比重可以作为行政性垄断的代理变量, 行政性垄断带来的资源错配会抑制总量生产率增长^[3]。行业出口密集度与总量生产率增长显著正相关, 这一结论符合贸易开放的竞争效应和学习效应对生产率的作用机制。企业平均规模的估计系数显著为负, 说明企业规模越大其占有的市场份额越高, 即整个行业的市场集中度越高, 市场竞争程度越低, 扭曲了市场竞争机制对生产率的提升作用。经营年限与总量生产率增长显著正相关, 企业的平均经营年限越长, 说明该企业所在行业的经营状况和经营环境越好, 这有利于企业进行创新和投资, 以提高生产率水平。信贷

约束与总量生产率增长显著负相关, 这是由于中国金融市场改革的滞后性, 银行或金融机构对企业信贷审批可能并非依据企业生产率水平, 而且一些低效率的国有企业可能比有些高效率的民营企业更容易获得信贷支持, 这不利于高效率企业进行规模扩张和投资, 因此降低了总量生产率水平。行业利润率估计系数为正但不显著, 说明行业利润率越高则该行业的进入壁垒越高, 对该行业的行政审批和准入规则越严格, 行业内的企业就可以采取垄断价格。另外, 由于本文估算的生产率表示收益全要素生产率 (TFPR), 以工业增加值度量产出水平, 其中工业增加值包括产量和价格。由于数据缺陷, 无法完全剔除厂商价格因素, 较高的生产率水平可能来自较高的技术水平或较高的垄断价格。

进一步, 本文根据总量生产率增长动态分解框架来分析行政审批的作用机理, 以在位企业间的资源再配置效率 (*incum_ral*) 和企业进入退出净效应 (*entry_exit*) 作为被解释变量, 以行政审批时间和行政审批步骤数为解释变量, 回归结果如表 3 所示。行政审批步骤数对在位企业间的资源再配置效率和企业进入退出净效应的估计系数分别为 -0.162 和 -0.096, 在给定行业进入成本的条件下, 审批步骤数减少 1 步可以使资源再配置效率和企业进入退出净效应分别提高 0.6% 和 0.36%。同样, 审批时间减少 1 天, 资源再配置效率和企业进入退出净效应分别提高 0.44% 和 0.25%。上述估计结果的经济内涵在于, 在给定的要素投入水平和企业生产率条件下, 通过简政放权和行政审批制度改革, 不仅可以提高企业进入退出净效应对生产率的贡献, 而且可以改善要素资源的再配置效率以促进生产率增长。当然, 行政审批制度改革会激励企业进入, 同时会使低效率的在位企业退出, 而且企

表 2 行政审批与总量生产率增长的基准回归结果 (被解释变量: *apg*)

	(1) <i>apg</i>	(2) <i>apg</i>	(3) <i>apg</i>	(4) <i>apg</i>
<i>reg_time</i>	-0.173 *** (0.026)			
<i>reg_step</i>		-0.240 *** (0.036)		
<i>reg_cost</i>			-0.291 *** (0.047)	
<i>reg_setup</i>				-0.115 *** (0.017)
<i>soe</i>	-0.227 *** (0.048)	-0.226 *** (0.048)	-0.226 *** (0.048)	-0.226 *** (0.048)
<i>export</i>	0.230 *** (0.023)	0.230 *** (0.023)	0.230 *** (0.023)	0.230 *** (0.023)
<i>scale</i>	-0.201 ** (0.083)	-0.201 ** (0.083)	-0.204 ** (0.083)	-0.201 ** (0.083)
<i>age</i>	0.191 *** (0.029)	0.191 *** (0.029)	0.190 *** (0.029)	0.191 *** (0.029)
<i>credit</i>	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)
<i>profit</i>	0.043 (0.104)	0.043 (0.104)	0.049 (0.105)	0.044 (0.105)
常数项	-4.267 *** (0.487)	-4.237 *** (0.483)	-4.267 *** (0.487)	-4.237 *** (0.483)
省份、年份、 行业固定效应	是	是	是	是
观测值	25 022	25 022	25 022	25 022
R ²	0.054	0.054	0.054	0.054

注: 括号内数值表示稳健聚类标准误, *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

业进入退出是一个动态过程,上述估计结果可能表示行政审批对企业进入退出净效应估计的下限值,本文第五部分会从在位企业、进入企业和退出企业三个层面分析行政审批的微观机制。因此,对于行业层面的中观机制,本文侧重分析行政审批对总量生产率增长和在位企业间资源再配置效率的影响^⑥。

(二) 地区差异性与行业异质性

本文分别从地区差异性和行业异质性角度分析行政审批对总量生产率增长的影响。我们将我国 30 个省份(西藏自治区、港澳台地区除外)划分为东、中、西部三个地区,东部地区包括北京、天津、辽宁、河北、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、广西、海南 12 个省市,中部地区包括内蒙古、山西、吉林、黑龙江、河南、安徽、江西、湖南、湖北 9 个省市,西部地区包括四川、重庆、云南、贵州、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 9 个省市,分地区的估计结果如表 4 所示。行政审批时间与步骤数对总量生产率增长和资源再配置效率的估计结果显著为负,对西部地区影响的边际效应最大,其次是东部地区,最后是中部地区。从审批时间分布来看,西部地区平均为 45 天,比东部地区多了近 10 天。

关于区分行业类型的估计结果如表 5 所示,我们将制造业四位代码行业划分为高新技术、劳动密集型和资本密集型三大类。行政审批对劳动密集型行业和资本密集型行业的总量生产率增长和资源再配置效率的影响显著为负,而对高新技术产业

的影响并不显著。原因是,高新技术产业对进入企业的技术、研发等方面要求较高,而且地方政府对高新技术产业进行扶持,对进入该行业的企业予以政策倾斜或开设审批“绿色通道”等。行政审批对劳动密集型行业的影响高于资本密集型行业,表明行政审批制度改革的重点应立足于劳动密集型行业,通过企业进入带动就业。一方面,劳动密集型行业的进入门槛要低于高新技术和资本密集型行业,更有利于中小企业进入,通过企业更替的竞争效应促进生产率增长;另一方面,劳动密集型行业的行政审批制度改革可以通过鼓励企业进入创造更多的就业机会(相比于高新技术和资本密集型行业),促进劳动力资源的跨部门流动以改善资源配置效率。

表 3 总量生产率增长分解回归结果

	(1) <i>incum_ral</i>	(2) <i>incum_ral</i>	(3) <i>entry_exit</i>	(4) <i>entry_exit</i>
<i>reg_time</i>	-0.118 *** (0.025)		-0.068 *** (0.019)	
<i>reg_step</i>		-0.162 *** (0.036)		-0.096 *** (0.027)
<i>export</i>	-0.161 (0.104)	-0.161 (0.104)	-0.110* (0.057)	-0.110* (0.057)
<i>soe</i>	-0.175 ** (0.065)	-0.175 ** (0.065)	-0.033 (0.047)	-0.033 (0.047)
<i>scale</i>	0.163 *** (0.027)	0.163 *** (0.027)	0.099 *** (0.016)	0.099 *** (0.016)
<i>age</i>	0.124 *** (0.038)	0.124 *** (0.038)	-0.062 ** (0.023)	-0.062 ** (0.023)
<i>credit</i>	-0.002 *** (0.001)	-0.002 *** (0.001)	0.002 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)
<i>profit</i>	-0.075 (0.121)	-0.075 (0.122)	-0.014 (0.079)	-0.014 (0.079)
常数项	-3.113 *** (0.482)	-3.093 *** (0.480)	-1.181 *** (0.353)	-1.169 *** (0.352)
省份、年份、 行业固定效应	是	是	是	是
观测值	25 022	25 022	25 022	25 022
R ²	0.020	0.020	0.013	0.013

注: 括号内数值表示稳健聚类标准误,*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

表 4 分地区回归结果

	<i>apg</i>			<i>incum_ral</i>		
	(1) 东	(2) 中	(3) 西	(4) 东	(5) 中	(6) 西
<i>reg_time</i>	-0.166 *** (0.025)	-0.091* (0.049)	-0.336 *** (0.079)	-0.116 *** (0.031)	-0.054 ** (0.017)	-0.233 ** (0.077)
<i>reg_step</i>	-0.227 *** (0.036)	-0.126* (0.064)	-0.476 *** (0.113)	-0.158 *** (0.043)	-0.074* (0.041)	-0.332 ** (0.107)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份、年份、 行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	13 718	7 230	4 074	13 718	7 230	4 074

注: 括号内数值表示稳健聚类标准误,*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平; 限于篇幅,没有汇报控制变量的估计结果,如需要可向作者索取。

(三) 稳健性检验

为验证本文研究结论的可靠性,关于行政审批与总量生产率增长的稳健性检验如下:(1) 本文采用LP(Levinsohn and Petrin)^[3]估计方法测算企业全要素生产率,并以此构造总量生产率增长与资源再配置效率度量指标。与ACF估计方法类似,LP方法以中间投入作为解决生产率内生性问题的工具变量,但没有考虑生产率对劳动投入的动态影响。(2) 沉没进入成本的其他度量指标。

本文借鉴Gschwandtner and Lambson^[34]的方法,用四位代码行业内厂商人均固定资本平均值度量沉没进入成本,再将沉没进入成本与审批时间、审批步骤数的乘积作为行政审批度量指标。(3) 内生性问题处理。为了排除解释变量存在的内生性问题对估计结果的影响,本文采用动态面板系统矩估计方法,以滞后一期的解释变量作为工具变量,以滞后一期的被解释变量作为GMM变量。(4) 异常值处理。本文对总量生产率增长变量(*apg*)进行异常值处理,删除生产率增长分布小于1%分位数(-1.546)以及大于99%分位数(1.805)的样本,然后对实证结果进行重新估计。上述稳健性检验的估计结果与本文的研究结论一致,说明行政审批扭曲了企业间的资源再配置效应,降低了生产率增长水平^⑦。

五、微观机制分析

(一) 行政审批与企业生产率

对于企业微观层面的机制分析,本文首先以企业生产率作为被解释变量,以行政审批时间、行政审批步骤数、行政审批成本和最低注册资本金为核心解释变量,估计结果如表6所示。与总量生产率增长的估计结果一致,企业生产率与行政审批的

四个指标显著负相关,审批时间和步骤数减少、审批成本和最低注册资本金降低会提升企业生产率水平。在控制变量的估计结果中,国有企业哑变量与企业规模的估计系数均显著为负,说明样本期内国有企业整体的生产率水平低于非国有企业,但随着国有企业的混合所有制改革,二者之间的差距在不断缩小。出口企业的生产率水平高于非出口企业,这源于贸易开放的竞争效应和企业出口中的学习

表5 分行业回归结果

	<i>apg</i>			<i>incum_ral</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高新技术	劳动密集型	资本密集型	高新技术	劳动密集型	资本密集型
<i>reg_time</i>	-0.082 (0.126)	-0.240 ** (0.097)	-0.183 *** (0.023)	-0.173 (0.122)	-0.258 ** (0.103)	-0.097 *** (0.031)
<i>reg_step</i>	-0.108 (0.175)	-0.335 ** (0.136)	-0.253 *** (0.033)	-0.232 (0.170)	-0.359 ** (0.145)	-0.132 *** (0.044)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份、年份、行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	3 052	6 875	15 095	3 052	6 875	15 095

注: 括号内数值表示稳健聚类标准误,*、**、*** 分别表示10%、5%和1%的显著性水平;限于篇幅,没有汇报控制变量的估计结果,如需要可向作者索取。

表6 行政审批与企业生产率基准回归结果(被解释变量: *tfp*)

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>reg_time</i>	-0.189 *** (0.008)			
<i>reg_step</i>		-0.267 *** (0.011)		
<i>reg_cost</i>			-0.247 *** (0.014)	
<i>reg_setup</i>				-0.124 *** (0.005)
<i>scale</i>	-0.115 *** (0.002)	-0.115 *** (0.002)	-0.116 *** (0.002)	-0.115 *** (0.002)
<i>age</i>	0.266 *** (0.004)	0.266 *** (0.004)	0.267 *** (0.004)	0.266 *** (0.004)
<i>credit</i>	-0.141 (0.130)	-0.141 (0.130)	-0.141 (0.130)	-0.141 (0.130)
<i>soe_dm</i>	-0.055 *** (0.019)	-0.054 *** (0.019)	-0.055 *** (0.019)	-0.054 *** (0.019)
<i>export_dm</i>	0.057 *** (0.004)	0.057 *** (0.004)	0.057 *** (0.004)	0.057 *** (0.004)
<i>profit</i>	0.015 (0.010)	0.015 (0.010)	0.015 (0.010)	0.015 (0.010)
常数项	5.978 *** (0.038)	5.980 *** (0.038)	5.941 *** (0.039)	5.982 *** (0.038)
省份、年份、行业固定效应	是	是	是	是
观测值	872 363	872 363	872 363	872 363
R ²	0.156	0.156	0.155	0.156

注: 括号内数值表示稳健聚类标准误,*、**、*** 分别表示10%、5%和1%的显著性水平;*soe_dm*和*export_dm*表示国有企业和出口企业哑变量。

效应。经营年限与企业生产率显著正相关,说明经营稳定性有利于提高企业生产率。企业利润率对自身生产率的影响为正但不显著,这是因为本文估算的收益全要素生产率(TFPR)包含价格因素在内,利润率与企业的市场势力或垄断价格有关。信贷约束对企业生产率的影响为负但不显著,说明信贷资源并非根据企业生产率水平进行合理配置。结合行业层面的分析来看,信贷约束对制造业生产率增长的影响为负(表2所示),对在位企业间的资源再配置效率的影响为负(表3所示),说明信贷约束通过扭曲企业间的资源再配置效应降低了总量生产率增长水平。

本文进一步将制造业企业划分为国有企业与非国有企业、内资企业与外资企业,以分析行政审批对不同类型企业的差异性影响,如表7所示。行政审批对国有企业生产率的影响并不显著,这可能源于各地方政府对国有企业的政策倾斜,国有企业进入面临的行政审批强度要低于非国有企业,而且行政性进入壁垒也不会影响国有企业进入。对于非国有企业而言,行政审批时间越长、审批步骤数越多越会抑制非国有企业生产率水平提升。非国有企业不仅要考虑市场进入的沉没成本,还要考虑行政审批引致的制度性交易成本,而成本增加会降低非国有企业生产率。另外,地方政府与国有企业之间的政治关联,以及对国有企业的政策扶持会对非国有企业产生挤出效应,抑制非国有企业的创新投入和生产率水平提升。行政审批对内资企业生产率的影响要高于外资企业。在样本期内,内资企业生产率的平均值为5.112,外资企业生产率的平均值为5.341,均值差的t检验表明二者之间的生产率水平存在明显差异。各地区通过招商引资促进经济发展,实行税收等优惠政策吸引外资,对外资企业进入提供便利条件和制度安排,开设绿色审批通道,简化审批流程。

表7 区分企业类型的估计结果(被解释变量: tfp)

	(1) 国有	(2) 非国有	(3) 国有	(4) 非国有	(5) 内资	(6) 外资	(7) 内资	(8) 外资
reg_time	-0.044 (0.054)	-0.194 *** (0.008)			-0.209 *** (0.009)	-0.151 *** (0.020)		
reg_step			-0.064 (0.076)	-0.274 *** (0.011)			-0.296 *** (0.012)	-0.208 *** (0.028)
$scale$	-0.153 *** (0.014)	-0.115 *** (0.002)	-0.153 *** (0.014)	-0.115 *** (0.002)	-0.119 *** (0.002)	-0.107 *** (0.005)	-0.119 *** (0.002)	-0.107 *** (0.005)
age	0.347 *** (0.024)	0.263 *** (0.004)	0.347 *** (0.024)	0.263 *** (0.004)	0.262 *** (0.004)	0.284 *** (0.011)	0.262 *** (0.004)	0.284 *** (0.011)
$credit$	-0.158 ** (0.080)	-0.166 (0.154)	-0.158 ** (0.080)	-0.166 (0.154)	-1.401 ** (0.664)	-0.604 *** (0.150)	-1.400 ** (0.664)	-0.604 *** (0.150)
$export_dm$	0.113 *** (0.028)	0.056 *** (0.004)	0.113 *** (0.028)	0.056 *** (0.004)	0.062 *** (0.004)	0.039 *** (0.008)	0.062 *** (0.004)	0.039 *** (0.008)
$profit$	-0.005 *** (0.001)	0.026 (0.023)	-0.005 *** (0.001)	0.026 (0.023)	-0.020 *** (0.008)	0.864 *** (0.214)	-0.020 *** (0.008)	0.864 *** (0.214)
常数项	-2.537 *** (0.197)	-3.478 *** (0.029)	-2.542 *** (0.197)	-3.487 *** (0.029)	-3.658 *** (0.033)	-2.732 *** (0.065)	-3.668 *** (0.033)	-2.735 *** (0.066)
观测值	29 653	842 710	29 653	842 710	685 039	187 324	685 039	187 324
R^2	0.114	0.158	0.114	0.158	0.169	0.150	0.169	0.150

注: 括号内数值表示稳健聚类标准误, *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

(二) 在位企业、进入企业与退出企业

本文将制造业企业划分为在位企业、进入企业和退出企业,分析行政审批对总量生产率影响的微观机制。首先,本文分析行政审批对在位企业生产率持续性的影响。Baily *et al.*^[3] 认为生产率持续性可以反映在位企业的学习效应。本文以在位企业生产率为被解释变量,滞后一期企业生产率为核心解释变量,同时加入滞后一期企业生产率和行政审批时间、步骤数的交互项($lfp \times time$ 、 $lfp \times step$),回归结果参见表8模型(1)和模型(2)。滞后一期企业生产率的估计系数显著为正,表明在位企业的生产率存在较高的持续性,企业通过“干中学”提高生产率水平。滞后一期企业生产率与行政审批时间、步骤数交互项的估计系数显著为负,说明开办企业的行政审批时间越长、步骤数越多,在

位企业生产率的持续性越低。根据公共选择理论,行政审批阻碍企业进入进而降低市场竞争程度以维持在位企业的垄断利润,这进一步影响了在位企业的研发投入,导致其缺乏创新激励。

其次,本文分析行政审批对进入企业生产率的影响。以企业生产率作为被解释变量,进入企业哑变量为解释变量(*entry*),参照组是样本期内的在位企业,同时加入进入企业哑变量与行政审批的交互项,回归结果如表 8 模型(3)和模型(4)所示。进入企业哑变量的估计系数显著为负,表明进入企业和在位企业之间的生产率存在显著差异,新进入企业并没有发挥后发优势来追赶在位企业。进入企业哑变量与行政审批交互项(*entry*×*time* 和 *entry*×*step*)的估计系数显著为负,说明在给定市场进入成本条件下,行政审批进一步扩大了企业间生产率的差异。其背后的原因可能在于:本文估算的企业生产率是收益全要素生产率(TFPR),包含价格因素在内,较高的生产率水平可能来自企业的垄断定价或较高的技术效率(TFPQ)。进入企业的市场势力要弱于在位企业,它们通常采取低定价策略以维持生存,即使二者的技术效率相同,由于价格因素的影响,进入企业的生产率也要低于在位企业。此外,行政审批强度越大,进入企业面临的交易费用和进入成本越高,总成本的增加意味着进入企业具有较高的边际成本和较低的生产率水平。

最后,本文分析行政审批对企业退出选择机制的影响。以企业退出哑变量(*exitor*)作为被解释变量,如果企业在某年退出取值为 1,否则取值为 0,核心解释变量为企业当期生产率及其与行政审批的交互项。由于计量模型是 0-1 变量的二值选择模型,本文采用 probit 估计方法,估计系数报告的是 probit 估计的边际效应,如表 8 模型(5)和模型(6)所示。企业生产率估计系数显著为负,说明生产率水平越高企业退出的概率越低,符合以生产率为基础的市场选择机制。生产率与行政审批交互项的估计系数显著为负,说明在给定企业生产率和进入成本条件下,行政审批强度越高(审批时间越长、审批步骤数越多)的地区,企业退出的概率越低。也就是说,行政审批通过增加企业进入的制度性

表 8 在位企业、进入企业与退出企业的估计结果

	在位企业		进入企业		退出企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>tfp</i>	<i>tfp</i>	<i>tfp</i>	<i>tfp</i>	<i>exitor</i>	<i>exitor</i>
<i>lftp</i>	0.620 *** (0.002)	0.619 *** (0.002)				
<i>lftp</i> × <i>time</i>	-0.010 *** (0.000)					
<i>lftp</i> × <i>step</i>		-0.014 *** (0.001)				
<i>entry</i>			-0.259 *** (0.005)	-0.261 *** (0.005)		
<i>entry</i> × <i>time</i>			-0.105 *** (0.005)			
<i>entry</i> × <i>step</i>				-0.148 *** (0.007)		
<i>tfp</i>					-0.019 *** (0.004)	-0.019 *** (0.004)
<i>tfp</i> × <i>time</i>					-0.002 *** (0.002)	
<i>tfp</i> × <i>step</i>						-0.003 *** (0.002)
<i>scale</i>	0.034 *** (0.001)	0.034 *** (0.001)	0.079 *** (0.001)	0.079 *** (0.001)	-0.012 *** (0.002)	-0.012 *** (0.002)
<i>age</i>	0.040 *** (0.002)	0.040 *** (0.002)	0.233 *** (0.002)	0.233 *** (0.002)	0.024 *** (0.004)	0.024 *** (0.004)
<i>credit</i>	-2.581 *** (0.448)	-2.581 *** (0.449)	-0.473 (0.370)	-0.473 (0.370)	0.009 *** (0.003)	0.009 *** (0.003)
<i>soe_dm</i>	0.007 (0.007)	0.007 (0.007)	-0.173 *** (0.011)	-0.173 *** (0.011)	0.083 *** (0.002)	0.083 *** (0.002)
<i>export_dm</i>	0.012 *** (0.002)	0.013 *** (0.002)	0.051 *** (0.004)	0.051 *** (0.004)	-0.006 *** (0.001)	-0.006 *** (0.001)
<i>profit</i>	0.000 (0.046)	0.000 (0.046)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	-0.005 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)
省份、年份、 行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	541 431	541 431	872 363	872 363	647 698	647 698
R ²	0.834	0.834	0.683	0.683		

注: 括号内数值表示稳健聚类标准误,*、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平;*exitor* 表示退出哑变量,*lftp* 表示滞后一期生产率,*lftp*×*time* 表示滞后一期生产率与行政审批时间的交互项,*lftp*×*step* 表示滞后一期生产率与行政审批步骤数的交互项,*entry* 表示进入哑变量,*entry*×*time* 表示进入哑变量与行政审批时间的交互项,*entry*×*step* 表示进入哑变量与行政审批步骤数的交互项。

交易成本以及提高进入壁垒来保护低效率的在位企业继续存活,扭曲了优胜劣汰的市场选择机制。综上所述,结合行政审批对进入企业和退出企业的影响分析,本文从微观视角解释了企业进入退出净效应对总量生产率增长贡献偏低的原因,即行政审批抑制了在位企业的学习效应对生产率的提升作用,扩大了进入企业与在位企业间的生产率差异,并扭曲了企业退出的市场选择机制^⑧。

六、结论与政策启示

本文利用世界银行发布的《2008 中国营商环境报告》和中国工业企业微观数据,基于生产率增长分解框架分析行政审批对中国制造业生产率的影响及其作用机制,研究结论如下:(1) 中国制造业生产率增长主要来自企业微观层面生产率提升的贡献,资源再配置效应和企业进入退出净效应对总量生产率增长的贡献偏低。行政审批显著抑制了总量生产率增长,这样的抑制效应体现在增加企业进入的审批流程、时间、成本等方面。(2) 行政审批对总量生产率的影响主要来自扭曲资源再配置效应,以及扩大企业间生产率差异引致的资源错配,而且这样的抑制影响存在区域差异性和行业异质性。行政审批对西部地区的影响高于中东部地区,对劳动密集型行业的影响高于资本密集型行业。(3) 在企业微观层面,行政审批抑制了在位企业的“干中学”效应对企业生产率的促进作用;行政审批增加了进入企业的交易费用和进入成本,扩大了进入企业与在位企业之间的生产率差异;行政审批扭曲了企业更替的市场选择机制,使得低效率企业可以持续存在,降低了企业进入退出效应对总量生产率的贡献。

本文的政策启示在于:针对中国制造业生产率演化过程中资源配置效应和企业进入退出效应贡献偏低的现状,行政审批制度改革要立足于完善企业进入退出的市场机制,放松企业进入的行政审批管制,让市场决定企业是否存活,进而实现企业优胜劣汰以优化资源配置。具体而言:(1) 简化审批步骤、精简审批事项和缩短审批时间。始于 2011 年的行政审批制度改革截至目前已取得长足进步,但根据 2018 年世界银行的营商环境报告,中国行政审批制度改革主要集中在登记物权方面,在开办企业和强制执行合同方面仍排在百名左右,存在较大的改革空间。此外,行政审批制度改革不仅局限于缩短审批时间、简化审批步骤等方面,还要各职能部门相互配合,协调推进简政放权和政府职能转变。(2) 开展“互联网+政务服务”、实现“最多跑一次”的行政审批制度改革。积极开展“互联网+政务服务”,将政府服务平台落实到省、市、县、镇等各个层级,实现网上提交、审批、办理的一站式服务,形成全覆盖、全方位的各级行政服务体系。需要到实际部门进行审批的,实现“最多跑一次”以提升审批效率。(3) 创新政府监管模式,全面实施负面清单准入机制,通过完善市场竞争机制来激发各类市场主体的活力。降低企业进入成本,打破各地区之间的市场壁垒,通过行政审批制度改革厘清政府与市场的边界,以完善的市场机制实现企业的进入退出和优胜劣汰,从而激发企业的创新活力,提高生产效率,促进企业核心竞争力的提升。(4) 完善市场营销环境,减少不必要的政策限制和制度干预,以市场机制实现要素资源的优化配置。行政审批制度改革不仅体现在企业准入方面,还要不断完善企业登记物权、获取信贷以及合同执行等制度安排,提高营商便利度。对各类企业的市场准入一视同仁,逐步减少对企业的政府补贴以及偏向国有企业的政策扶持,以市场机制实现要素资源的自由流动和再配置过程,促进总量生产率增长。

注释:

① 本文将总量生产率界定在省级四位代码行业层面。

$$\textcircled{2} \Omega_1^C = \sum_{i \in C} \frac{S_{i1}}{\sum_{i \in C} S_{i1}} \omega_{i1}, S_1^X = \sum_{i \in X} S_{i1}, \Omega_1^X = \sum_{i \in X} \frac{S_{i1}}{\sum_{i \in X} S_{i1}} \omega_{i1}, S_2^E = \sum_{i \in E} S_{i2}, \Omega_2^C = \sum_{i \in C} \frac{S_{i2}}{\sum_{i \in C} S_{i2}} \omega_{i2}, \Omega_2^E = \sum_{i \in E} \frac{S_{i2}}{\sum_{i \in E} S_{i2}} \omega_{i2}.$$

- ③ $\Omega_2^C - \Omega_1^C = \Delta \mu^C + \Delta cov^C, \Delta EX = S_2^E(\Omega_2^E - \Omega_2^C) - S_1^E(\Omega_1^E - \Omega_1^C)$ 。
- ④ 括号内为变量单位, 审批时间为天, 审批步骤数为步, 审批成本和最低注册资本金为占省人均 GDP 的百分比。
- ⑤ 本文将行政审批时间 reg_time 定义为沉没进入成本与审批时间的乘积, 样本期内沉没进入成本分布的平均值为 0.037。
- ⑥ 限于篇幅, 本文没有汇报行政审批成本和最低注册资本金作为解释变量的估计结果, 如需要可向作者索取。
- ⑦ 限于篇幅, 稳健性检验的实证结果没有汇报, 如需要可向作者索取。
- ⑧ 本文对企业微观机制分析进行了如下稳健性检验: (1) 采用 Levinsohn and Petrin^[33] 的方法估计企业生产率; (2) 采用 Gschwandtner and Lambson^[34] 的方法度量进入成本; (3) 剔除企业生产率分布的上下各 1% 分位数的异常值。限于篇幅, 该实证结果没有汇报, 如需要可向作者索取。

参考文献:

- [1] 朱旭峰, 张友浪. 创新与扩散: 新型行政审批制度在中国城市的兴起 [J]. 管理世界, 2015(10): 91-105.
- [2] SYVERSON C. What determines productivity? [J]. Journal of economic literature, 2011, 49(2): 326-365.
- [3] HSIEH C, KLENOW P. Misallocation and manufacturing TFP in China and India [J]. The quarterly journal of economics, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [4] 李思龙, 郭丽虹. 市场依赖度、资本错配与全要素生产率 [J]. 产业经济研究, 2018(2): 103-115.
- [5] 王磊, 张肇中. 国内市场分割与生产率损失: 基于企业进入退出视角的理论与实证研究 [J]. 经济社会体制比较, 2019(4): 30-42.
- [6] 毛其淋, 盛斌. 中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化 [J]. 经济研究, 2013(4): 16-29.
- [7] 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.
- [8] PIGOU A C. The economics of welfare [M]. London: Macmillan, 1932.
- [9] STIGLER J. The theory of economic regulation [J]. Bell journal of economics, 1971, 2(1): 3-21.
- [10] SHLEIFER A, VISHNY W. Corruption [J]. The quarterly journal of economics, 1993, 108(3): 599-617.
- [11] DJANKOV S, LA PORTA R, LOPEZ-DE-SILANES F, et al. The regulation of entry [J]. The quarterly journal of economics, 2002, 117(1): 1-37.
- [12] KLAPPER L, LAEVEN L, RAJAN R. Entry regulation as a barrier to entrepreneurship [J]. Journal of financial economics, 2006, 82(3): 591-629.
- [13] POSCHKE M. The regulation of entry and aggregate productivity [J]. The economic journal, 2010, 120(549): 1175-1200.
- [14] BARSEGHYAN L. Entry costs and cross-country differences in productivity and output [J]. Journal of economic growth, 2008, 13(2): 145-167.
- [15] BARSEGHYAN L, DICECIO R. Entry costs, industry structure, and cross-country income and TFP differences [J]. Journal of economic theory, 2011, 146(5): 1828-1851.
- [16] 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.
- [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] 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.
- [19] 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.
- [20] 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.
- [21] MELITZ M, POLANEC S. Dynamic olley-pakes productivity decomposition with entry and exit [J]. The RAND journal of economics, 2015, 46(2): 362-375.
- [22] OLLEY G, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry [J]. Econometrica, 1996, 64(6): 1263-1297.
- [23] 孙浦阳, 蒋为, 张龔. 产品替代性与生产率分布——基于中国制造业企业数据的实证 [J]. 经济研究, 2013(4): 30-42.
- [24] FOSTER L, HALTIWANGER J, SYVERSON C. Reallocation, firm turnover, and efficiency: selection on productivity or profitability [J]. The American economic review, 2008, 98(1): 394-425.
- [25] ACKERBERG D, CAVES K, FRAZER D. Identification properties of recent production function estimators [J].

- Econometrica, 2015, 83(6) : 2411-2451.
- [26] SUTTON J. Sunk cost and market structure [M]. Cambridge: MIT Press, 1991.
- [27] MELITZ M. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity [J]. Econometrica, 2003, 71(6) : 1695-1725.
- [28] 刘小玄, 吴延兵. 企业生产率增长及来源: 创新还是需求拉动 [J]. 经济研究, 2009(7) : 45-54.
- [29] 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.
- [30] 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.
- [31] 程惠霞, 康佳. 我国行政审批制度演进轨迹: 2001~2014 年 [J]. 改革, 2015(6) : 34-42.
- [32] 陈林, 李康萍. 公平竞争审查视阈下行政性垄断与资源错配 [J]. 产业经济研究, 2018(4) : 117-130.
- [33] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables [J]. The review of economic studies, 2003, 70(2) : 317-341.
- [34] GSCHWANDTNER A, LAMBSON E. Sunk costs, profit variability, and turnover [J]. Economic inquiry, 2006, 44(2) : 367-373.
- [35] BAILY N, HULTEN C, CAMPBELL D, et al. Productivity dynamics in manufacturing plants [J]. Brookings papers on economic activity: microeconomics, 1992: 187-267.

(责任编辑: 李 敏)

The effect and mechanism of administrative examination and approval on the productivity of China's manufacturing industry: from the perspective of entry regulation

WANG Lei

(China Institute of Regulation Research, Zhejiang University of Finance & Economics, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Taking the relevant data in the “Doing Business in China 2008” issued by the world bank and China's industrial firm database as samples, the administrative examination and approval is included in the theoretical framework of aggregated productivity growth, and the effect and mechanism of administrative examination and approval on China's manufacturing productivity are examined from the perspective of entry regulation. The study finds that: (1) Administrative examination and approval significantly inhibited the aggregated productivity growth of China's manufacturing industry, which was due to the fact that administrative examination and approval distorted the effect of resource allocation and restrained the contribution of net effect of firm entry and exit to the aggregated productivity growth; (2) There are regional differences and industry heterogeneity in the inhibition effect of administrative examination and approval, which has a higher impact on the western region than the central and eastern regions, and a higher impact on labor-intensive industries than capital-intensive industries; (3) The micro mechanism analysis shows that the administrative examination and approval has restrained the learning effect of the incumbents on productivity promotion, expanded the productivity difference between the entrants and the incumbents, and distorted the market selection mechanism based on productivity. The conclusion of the study means that: for improving TFP, the reform of administrative examination and approval system should be based on improving the market mechanism of firm entry and exit, relaxing the administrative examination and approval for firm entry, letting the market decide whether the firms survive, then realizing the survival of the fittest, optimizing the allocation of resources, and dealing with the relationship between the government and the market in the reforms to streamline administration, delegate powers, and improve regulation and services.

Key words: administrative examination and approval; TFP; entry regulation; resources allocation; government and market