

行政审批改革与经济发展质量

朱光顺 张 莉 徐现祥*

摘 要 行政审批改革能否有效提高经济发展质量? 全要素生产率是经济发展质量的关键度量, 本文从理论和实证两个方面研究了行政审批改革对企业全要素生产率的影响。研究发现: 行政审批改革在总体上促进了该地区企业全要素生产率水平的提高。制度性交易成本的降低和企业进入威胁的加大是行政审批改革影响企业生产率的重要作用机制。进一步地, 对城市总体生产率增长的分解结果显示, 行政审批改革主要促进了在位企业全要素生产率的增长。

关键词 行政体制改革, 制度性交易成本, 全要素生产率

DOI: 10. 13821/j. cnki. ceq. 2020. 02. 14

一、引 言

在中国经济由强调增长速度转为增长质量的新阶段, 如何提高经济发展质量, 需要从政府和市场两方面入手。一方面, 以往的改革更多强调释放市场活力, 而对政府机构自身的改革相对滞后。行政审批改革作为转变政府职能并协调政府与市场角色的突破口 (朱旭峰和张友浪, 2015), 对于十九大报告中提出的深化机构和行政体制改革, 清理和废除妨碍市场公平竞争的规定和做法具有重要意义。另一方面, 生产率提升是决定企业市场竞争力和宏观经济长期可持续增长的主要源泉, 是经济发展质量的关键度量。相比其他发达国家而言, 中国的全要素生产率依然有很大提高空间 (Hsieh and Klenow, 2009)。那么一个自然的疑问是: 行政审批改革能否促进全要素生产率的提高? 如果能, 那么行政审批改革促进其提高的途径是什么? 这些问题的解答可以为理清政府与市场的边界、正确理解行政审批改革的影响和机制提供启示。

中国的行政审批制度是在计划经济时代的直接行政命令、行政指导等手段退出时, 作为政府实施社会管制的权益性措施提出来的 (张康之, 2003)。

* 朱光顺, 中国人民大学财政金融学院; 张莉, 中山大学国际金融学院; 徐现祥, 中山大学岭南学院。通信作者及地址: 张莉, 广东省珠海市中山大学国际金融学院, 519082; 电话: 18602060252; E-mail: zhangl39@mail.sysu.edu.cn。本研究受国家自然科学基金面上项目 (71973158、71673310)、教育部人文社会科学研究规划基金项目 (18YJA790105)、高校基本科研业务费中山大学青年教师重点培育项目 (18wkzd04) 资助。

然而随着社会主义市场经济的发展与完善,行政审批制度出现了诸多的不适应,主要表现在落后的管制理念、过多地干预要素资源的配置以及导致政府与市场边界不清等问题(唐亚林和朱春,2014)。在20世纪90年代,深圳率先设立行政审批中心,进行行政审批改革。在20世纪初,行政审批改革进入实质性推行阶段。截至2007年,中国已有250个地级市设立行政审批中心,占有地级市比率超过88%。在此期间,大量文献研究行政审批改革(张康之,2003;唐亚林和朱春,2014),但是这些文章大多数停留在规范性讨论方面,而在经济学领域,就行政审批改革的生产率效应进行系统的理论研究或实证验证的文章很少。毕青苗等(2018)分析了行政审批改革对企业进入的影响,没有进一步分析其对全要素生产率的影响。行政审批改革作为“放管服”改革的关键点,现阶段评估行政审批改革对于经济发展质量的影响,具有很强的现实政策参考意义。

为了探究行政审批改革的生产率效应,本文基于Schumpeter(1934)创新增长分析框架,将行政审批改革对全要素生产率的影响机制模型化;然后将中国地级市行政审批中心数据库与中国工业企业数据库相匹配,利用微观企业数据库对此进行了验证。本文接下来的结构安排如下:第二部分是文献综述,第三部分是理论模型;第四部分是数据说明和实证分析,第五部分是影响机制分析,第六部分是进一步分析,第七部分是结论。

二、文献综述

在影响企业全要素生产率的长期因素中,制度环境是重要因素之一。随着微观企业数据库的普及与运用,学者从不同角度研究了影响企业全要素生产率的因素,包括企业所有制(刘小玄,2000)、市场环境(张杰等,2011)、进口竞争(简泽等,2014)、经济集聚与选择(李晓萍等,2015;吴利学等,2016)、企业财务状况(任曙明和吕镞,2014)以及资源配置(聂辉华和贾瑞雪,2011)等。但是,这些研究大都忽视了中国特殊又广泛存在的行政审批制度,而行政审批改革带来的制度创新(朱旭峰和张友浪,2015;Zhu and Zhang, 2016)会影响制度性交易成本和企业创新效率。毕青苗等(2018)研究了行政审批改革对企业进入的影响,但没有进一步分析其对全要素生产率的影响,而后者在高质量发展阶段尤为重要。

行政审批改革降低了制度性交易成本。提高社会运转效率的关键在于提高政府的行政效率,政府比市场更多地受交易费用的困扰(Dixit, 1998)。对于企业而言,行政审批繁杂的审批流程、漫长的审批时间、不透明的审批过程会带来制度性交易成本的提高,而以行政审批为代表的制度创新会降低企业面临的制度性交易成本(夏杰长和刘诚,2017;王永进和冯笑,2018)。在行政审批改革历程中,首问责任、分类办理、信息公开、限时承诺、联合办

理、并联审批等多项具体举措极大地提高了行政办事效率，降低了企业的制度性交易成本，从而为企业的创新活动节省资金和时间。

行政审批改革降低了企业的进入门槛。行政审批改革可以通过集中各个职能部门的审批处（科）室，集中办公实现跨部门协调，降低各产业的行政性进入壁垒，促进企业进入市场（Kaplan *et al.*，2011；Bruhn，2011；毕青苗等，2018）。而新企业进入造成对在位企业的竞争威胁，将促进其生产率提高。一方面，新企业进入可以扩大产业规模，通过集聚效应提高产业生产率（Brandt *et al.*，2012；毛其淋和盛斌，2013）；另一方面，在新企业进入导致的竞争性冲击的作用下，制造业企业的可竞争性和竞争程度越来越强（Mc-Millan and Naughton，1992；Perkins，2002；简泽等，2014），将加速市场化进程。

本文可能的边际贡献主要有三点：第一，本文在理论上探究行政审批这一中国政府广泛采用的管制方式影响微观企业全要素生产率的作用机制，区分不同阶段的三类企业，从制度性交易成本视角进行解释，包括企业进入成本和创新成本，对于管制影响和资源配置的相关研究有所贡献；第二，实证上，我们利用行政审批中心设立的冲击来识别其对微观企业生产率的影响，并且综合多个数据来源和多种识别策略，从多个方面深入分析影响机制，得到更丰富的发现；第三，行政审批制度改革涉及政府部门的权力结构优化和职能调整，是深化机构和行政体制改革的重要组成部分，本文的研究将为推动国家治理体系和治理能力现代化提供理论支持和实证证据。

三、理论模型

Aghion *et al.*（2004）通过建立离散时间的多部门模型，分析新企业进入威胁对当地不同技术水平在位企业创新投资的影响。本文以上述研究为基础，进一步讨论了由于行政审批改革带来的企业进入增加以及制度性交易成本的降低对于企业最终生产率的影响。

（一）环境

假设在每一时期 t ，最终产品的生产函数是：

$$Y_t = \int_0^1 A_{it}^{1-\alpha} x_{it}^{\alpha} di, \quad (1)$$

其中， x_{it} 表示时期 t 使用的中间产品 i 的数量， A_{it} 为生产率参数，反映了产品的质量， $\alpha \in (0, 1)$ 。假定创新过程是随机的，每一种中间产品对应的生产率参数是不同的。

与经济体中其他个体一样，中间产品生产企业仅存在一期，其产权在各

代际传递。对于每个中间产品部门 i ，中间产品企业是垄断的，企业选择生产数量来最大化利润，可以得到中间产品企业的均衡利润形式：

$$\pi_{it} = \pi A_{it}, \quad (2)$$

其中：

$$\pi = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}}.$$

(二) 技术与企业进入

记 \bar{A}_t 为时期 t 的前沿生产率，假定：

$$\bar{A}_t = (1+g) \bar{A}_{t-1}, \quad (3)$$

其中， $1+g=\gamma>1$ 。在时期 t ，中间产品企业要么处于生产率前沿的“并驾齐驱”型部门（类型1），其生产率水平为 $A_{it} = \bar{A}_t$ ；要么生产率水平远远落后于前沿型部门（类型2），其生产率为 $A_{it-1} = \bar{A}_{t-1}$ 。在生产之前，企业可以通过创新来提高其生产率水平，若企业创新成功，则企业生产率提升 γ 倍，类型1部门企业生产率由 A_{it} 提升为 $A_{it+1} = \bar{A}_{t+1}$ ，类型2部门企业生产率由 A_{it-1} 提升为 $A_{it} = \bar{A}_t$ 。企业必须进行有成本的研发活动以获取创新成果，研发具有不确定性，创新成功概率与研发投入的最终产品数量正相关。假定企业研发方程具有柯布-道格拉斯形式：

$$z_{it} = \varphi \left(\frac{c_{it}}{A_{it}^*} \right) = \lambda \left(\frac{c_{it}}{A_{it}^*} \right)^\sigma, \quad (4)$$

其中， z_{it} 为中间产品企业 i 在第 t 年的创新成功概率。 A_{it}^* 表示中间产品企业创新成功后的生产率水平，若该中间品企业处于类型1部门，则 $A_{it}^* = \gamma A_{it}$ ；若该中间品企业处于类型2部门，则 $A_{it}^* = \gamma A_{it-1}$ 。企业生产率越高，技术水平越复杂，创新难度也就越大，因此，与创新成功相关的并不是企业投入于研发的产品数量绝对值 c_{it} ，而是经过生产率调整的 $\frac{c_{it}}{A_{it}^*}$ 。 λ 为研发部门生产率的参数，弹性 $\sigma \in (0, 1)$ 。为了保证企业能够以概率 z_{it} 成功创新，企业在时期 t 投入于研发的投资必须为：

$$c_{it} = \left(\frac{z_{it}}{\lambda} \right)^{\frac{1}{\sigma}} A_{it}^*. \quad (5)$$

(三) 行政审批改革的影响

行政审批改革降低企业的制度性交易成本，包括了企业进入成本和企业在位企业创新成本。对企业全要素生产率的影响体现在两个方面：一是通过降低潜在进入者的进入成本，提高其进入概率 p ，加大了对在位企业的威胁，促

进在位企业创新。假定潜在进入企业的生产率 \tilde{A}_{ii} 小于类型 1 部门的企业生产率水平，但是大于类型 2 部门的企业生产率水平： $A_{ii-1} < \tilde{A}_{ii} < A_{ii}$ 。¹如果潜在进入者进入市场，并与比它生产率低的企业竞争，则该进入者将挤出生产率较低的在位企业。如果该企业与生产率相当的在位者竞争，则根据 Bertrand 模型，进入者与在位者最终将获取零利润。进入威胁的存在促使在位企业加大创新投入以提高生产率，防止被市场淘汰。进入博弈分为两个阶段，第一阶段，在位企业进行创新。第二阶段，潜在进入者通过观测在位企业的创新结果进行进入决策，如果在位企业创新成功，则潜在进入者的生产率水平低于在位者，进入无利可图，企业选择不进入；如果创新失败，潜在进入者以概率 p 进入市场。行政审批改革可以增加潜在进入企业的进入概率 p 。

二是行政审批改革也会降低市场中在位企业从事创新的制度性交易成本。假定在创新过程中，企业必须支付 fc_{ii} 的制度性交易成本， f 因行政审批改革而降低。企业的创新成本为研发投入与交易成本的总和：

$$\delta_{ii} = (1 + f) \times \left(\frac{z_{ii}}{\lambda} \right)^{\frac{1}{\sigma}} A_{ii}^* \quad (6)$$

(四) 在位企业的创新决策

假定无论是否面临企业进入威胁，在位企业都会维持一定的创新投入以保持生产率优势。首先考虑类型 2 部门企业。在位企业以概率 z_{ii} 创新成功时，其生产率提高为 A_{ii} ，潜在进入者选择不进入，企业将以概率 z_{ii} 获得利润 πA_{ii} 。创新失败时，在位者生产率保持不变为 A_{ii-1} ，如果潜在进入者选择不进入，企业将以概率 $(1 - z_{ii}) * (1 - p)$ 获得利润 πA_{ii-1} ；如果潜在进入者选择进入，则在位企业利润为 0。对企业家而言，类型 2 部门企业创新的最终回报为创新期望利润减去创新成本：

$$z_{ii}\pi A_{ii} + (1 - p)(1 - z_{ii})\pi A_{ii-1} - (1 + f) \times \left(\frac{z_{ii}}{\lambda} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \gamma A_{ii-1} \quad (7)$$

企业选择创新投入来最大化企业利润，从而企业均衡的创新成功概率为：

$$z_2 = z_{ii} = \left[\frac{\sigma\pi(\gamma + p - 1)\lambda^{\frac{1}{\sigma}}}{\gamma(1 + f)} \right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \quad (8)$$

接下来考虑类型 1 部门企业。因为该类型在位企业初始生产率 A_{ii} 大于潜

¹ 与 Aghion *et al.* (2004) 的研究不同，该文中的潜在进入企业为外国企业，由于外国企业进入本国面临着更大的成本与壁垒，自然需要由其生产率水平的提高来弥补。而本文的潜在进入企业主要为国内制造业企业，根据毛其淋和盛斌 (2013)，中国制造业企业平均生产率水平表现为进入企业高于退出企业，但是两者的生产率均低于在位企业。考虑到只有高效率企业才不会在潜在进入企业进入增加导致的市场竞争中退出，我们可以将在位企业形容为高效率企业，把退出企业形容为低效率企业。如此考虑，本文关于企业生产率水平的假定是符合中国制造业企业现状的。

在进入者企业的生产率水平,即使企业创新失败,潜在进入者相比于在位者也不具备生产率优势,从而不会进入市场;而当在位者以概率 z_{it} 创新成功时,企业将会获得更高的生产率水平从而获得更高的期望利润。因此,前沿企业创新的最终回报为:

$$z_{it}\pi A_{it+1} + (1 - z_{it})\pi A_{it} - (1 + f) \left(\frac{z_{it}}{\lambda} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \gamma A_{it}. \quad (9)$$

从而:

$$z_1 = z_{it} = \left[\frac{\sigma\pi(\gamma - 1)\lambda^{\frac{1}{\sigma}}}{\gamma(1 + f)} \right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}. \quad (10)$$

通过将均衡的创新成功概率对 f 和 p 分别求导可得:

$$\frac{\partial z_2}{\partial f} = -\frac{\sigma}{1-\sigma} \left[\frac{\sigma\pi(\gamma + p - 1)\lambda^{\frac{1}{\sigma}}}{\gamma(1 + f)} \right]^{\frac{2\sigma-1}{1-\sigma}} \frac{\sigma\pi(\gamma + p - 1)\lambda^{\frac{1}{\sigma}}}{\gamma(1 + f)^2} < 0, \quad (11)$$

$$\frac{\partial z_1}{\partial f} = -\frac{\sigma}{1-\sigma} \left[\frac{\sigma\pi(\gamma - 1)\lambda^{\frac{1}{\sigma}}}{\gamma(1 + f)} \right]^{\frac{2\sigma-1}{1-\sigma}} \frac{\sigma\pi(\gamma - 1)\lambda^{\frac{1}{\sigma}}}{\gamma(1 + f)^2} < 0, \quad (12)$$

$$\frac{\partial z_2}{\partial p} = \frac{\sigma}{1-\sigma} \left[\frac{\sigma\pi(\gamma + p - 1)\lambda^{\frac{1}{\sigma}}}{\gamma(1 + f)} \right]^{\frac{2\sigma-1}{1-\sigma}} \frac{\sigma\pi\lambda^{\frac{1}{\sigma}}}{\gamma(1 + f)} > 0, \quad (13)$$

$$\frac{\partial z_1}{\partial p} = 0. \quad (14)$$

式(11)和(12)的结果说明,无论对于类型1还是类型2部门的在位企业来说,行政审批改革带来的制度性交易成本 fc_{it} 的降低都将会促进其均衡的全要素生产率水平提高。式(13)和(14)的结果表明,当潜在进入企业的进入概率 p 增大时,对于落后于前沿生产率的在位企业而言,为保住市场份额所需的创新更多,企业生产率提升的概率更大。但是,对于处于生产率前沿的在位企业而言,潜在进入者的生产率水平并不足以威胁在位者的市场份额,其进入概率对于在位企业的创新成功概率没有影响。由此提出本文的假说:

行政审批改革降低企业的制度性成本,可以促进企业全要素生产率水平的提升。

对于落后于前沿生产率的企业而言,企业的退出概率为 $(1 - z_{it}) \times p$,即当落后于前沿生产率的企业创新失败(概率为 $1 - z_{it}$)并且潜在进入者选择进入(概率为 p)时,该企业才会退出市场。由于行政审批改革一方面会提高企业进入威胁 p ,另一方面也会带来企业生产率提升的概率 z_{it} 增加,退出概率变化不确定。由此提出本文的推论:

行政审批改革对于企业退出的影响是不确定的。

四、数据说明和实证分析

(一) 数据来源

本文将中国地级市行政审批中心数据库与1999—2007年间中国工业企业数据库相匹配,研究行政审批改革对企业全要素生产率的影响。本文使用到的数据库如下:一是中国工业企业数据库。本文使用的所有企业数据来源于1999—2007年中国工业企业数据库。我们对数据库进行如下处理:①仅保留制造业行业样本;②根据2003年出台的《国民经济行业分类》对2003年之前的行业类别进行重新调整;③剔除了遗漏变量和有极端值的样本,最终得到了1 298 874个观测值。二是中国地级行政审批中心数据库。本文使用毕青苗等(2018)整理并公开的中国地级行政审批中心数据,涵盖了该地级市是否设立行政审批中心、行政审批中心设立时间、行政审批中心进驻部门数量及进驻事项数量等信息,与中国工业企业数据库匹配后,最终得到270个地级市的行政审批中心的相关数据。三是《中国城市统计年鉴》。利用1999—2007年《中国城市统计年鉴》,本文还收集了一系列影响企业全要素生产率的城市层面控制变量。主要变量的描述性统计见表1。

表1 变量的描述性统计

	变量名称	符号	来源	样本量	平均值	标准差
被解释变量	LP方法计算的TFP	<i>TFP_LP</i>	1	1 298 874	6.5636	1.1403
	ACF方法计算的TFP	<i>TFP_ACF</i>	1	1 298 874	4.0510	1.0283
解释变量	是否设立行政审批中心(设立=1)	<i>did1</i>	2	2 305	0.5536	0.4972
	进驻部门总数量(审批+服务部门)	<i>did2</i>	2	2 215	25.1842	25.0340
	进驻事项总数量(审批+服务事项)	<i>did3</i>	2	2 069	198.3185	231.0970
企业层面控制变量	企业年龄	<i>age</i>	1	1 298 874	9.4184	9.8251
	企业规模	<i>size</i>	1	1 298 874	9.5471	1.3554
	企业固定资产比率	<i>capital</i>	1	1 298 874	0.3608	0.2129
	企业资产负债率	<i>lev</i>	1	1 298 874	0.5868	0.2874
	企业资产收益率	<i>roa</i>	1	1 298 874	0.0806	0.1570
	国企虚拟变量	<i>state</i>	1	1 298 874	0.0733	0.2607
城市层面控制变量	公路里程数(取对数)	<i>lnroad</i>	3	1 298 874	7.0192	0.9801
	城市GDP(取对数)	<i>lngdp</i>	3	1 298 874	15.1214	1.2302
	城市人口(取对数)	<i>lnpop</i>	3	1 298 874	4.9004	0.7290

数据来源:(1)中国工业企业数据库;(2)中国地级行政审批中心数据库;(3)《中国城市统计年鉴》。

(二) 基准回归模型

为检验行政审批改革对企业全要素生产率的影响,本文构建如下回归模型:

$$TFP_{i,c,t} = \beta_0 + \beta_1 did_{c,t} + \gamma_1 Z_{i,c,t} + \gamma_2 X_{c,t} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,c,t} \quad (15)$$

由于各地设立行政审批中心的时点不完全一致,本文使用连续时间 DID 模型进行估计。其中下标 i 表示企业, c 表示城市, t 表示时间, λ_i 、 λ_t 分别表示企业、年份固定效应。 $TFP_{i,c,t}$ 为被解释变量,用城市 c 中企业 i 第 t 年的全要素生产率衡量,为稳健性考虑,本文利用 LP (Levinsohn and Petrin, 2003) 以及 ACF (Akerberg *et al.*, 2006) 两种方法估计企业全要素生产率。 $did_{c,t}$ 代表该地级市 c 在第 t 年是否受到行政审批改革的冲击,本文分别使用该城市是否设立行政审批中心虚拟变量(设立赋值为 1)、行政审批中心进驻部门数量(审批+服务部门)和行政审批中心进驻事项数量(审批+服务部门)三种方法对其进行赋值。

$Z_{i,c,t}$ 为企业层面的控制变量,具体为:①企业年龄 (*age*):用当前年份减去开业年份表示;②企业规模 (*size*):总资产的对数;③企业固定资产比率 (*capital*):固定资产净值占总资产比重;④企业资产负债率 (*lev*):总负债占总资产比重;⑤资产收益率 (*roa*):净利润占总资产比重;⑥国有企业虚拟变量 (*state*)。 $X_{c,t}$ 为城市层面的控制变量,本文选取公路里程数对数代表的基础设施 (*lnroad*)、城市 GDP 的对数 (*lngdp*)、城市人口的对数 (*lnpop*) 作为控制变量。

回归结果见表 2。结果显示,无论以 LP 方法还是 ACF 方法计算的企业全要素生产率为被解释变量,我们关注的核心解释变量行政审批中心是否设立 (*did1*)、进驻部门数量 (*did2*) 和进驻事项数量 (*did3*) 的回归系数都显著为正。表明在其他条件不变时,行政审批中心的设立、行政审批中心进驻部门以及进驻事项的增加都会带来该地区企业全要素生产率的提高,初步证明了行政审批改革确实促进了企业全要素生产率的提高。²

表 2 行政审批改革与企业全要素生产率

	是否设立审批中心		进驻部门数量		进驻事项数量	
	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_ACF</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_ACF</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_ACF</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>did1</i>	0.0394**	0.0429***				
	(0.0149)	(0.0132)				

² 本文还在位企业为样本,重复了表 2 的基本回归,基本结果并没有改变。具体回归结果可向作者索取。

(续表)

	是否设立审批中心		进驻部门数量		进驻事项数量	
	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_ACF</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_ACF</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_ACF</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>did2</i>			0.0007**	0.0008***		
			(0.0003)	(0.0003)		
<i>did3</i>					0.0001**	0.0001**
					(0.0000)	(0.0000)
控制变量	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
样本量	1 298 874	1 298 874	1 236 821	1 236 821	1 136 212	1 136 212
<i>R</i> ²	0.2326	0.1866	0.2310	0.1858	0.2336	0.1891

注：括号内是稳健标准误，模型估计的标准误聚类到省级层面，***、**和*分别表示估计系数在1%、5%和10%水平上显著，回归中不包括四大直辖市的数据。

(三) 稳健性检验——政策的动态影响

本文借鉴“事件研究法”的思想，考察行政审批改革前后一段时间的动态影响。具体来说，本文将各城市行政审批改革前三年至后四年共8年的年份虚拟变量，作为解释变量进行回归，结果见表3。在行政审批改革前，处理组与对照组的企业全要素生产率水平都没有显著差异，但在改革之后，我们关注的回归系数在改革第一年后都明显变大，且在改革第二年以后系数变显著。该动态性检验结果一方面证明了本文的样本选取基本满足平行趋势假设；另一方面也表明行政审批改革对企业全要素生产率的影响具有时滞性，即行政审批改革到第二年才会对该地区的企业全要素生产率水平产生显著影响，且该影响具有持续性。

表 3 行政审批改革与企业全要素生产率（动态影响）

	是否设立审批中心		进驻部门数量		进驻事项数量	
	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_ACF</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_ACF</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_ACF</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
改革前三年	-0.0056	-0.0119	-0.0002	-0.0003	0.00003	0.00002
	(0.0198)	(0.0219)	(0.000376)	(0.000423)	(0.00005)	(0.00005)
改革前两年	0.0227	0.0160	0.0005	0.0004	0.00007	0.00007
	(0.0254)	(0.0287)	(0.0005)	(0.0006)	(0.00006)	(0.00007)

(续表)

	是否设立审批中心		进驻部门数量		进驻事项数量	
	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_ACF</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_ACF</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_ACF</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
改革前一年	0.0199 (0.0283)	0.0150 (0.0329)	0.0003 (0.0005)	0.0002 (0.0006)	0.00006 (0.00007)	0.00006 (0.00008)
改革当年	0.0332 (0.0305)	0.0260 (0.0346)	0.0006 (0.0006)	0.0004 (0.0007)	0.00008 (0.00007)	0.00008 (0.00008)
改革后第一年	0.0385 (0.0284)	0.0352 (0.0323)	0.0010** (0.0005)	0.0010* (0.0005)	0.0001* (0.0001)	0.0002* (0.0001)
改革后第二年	0.0546** (0.0236)	0.0552** (0.0264)	0.0011*** (0.0003)	0.0012*** (0.0004)	0.0001** (0.0000)	0.0001** (0.00001)
改革后第三年	0.0580*** (0.0194)	0.0616** (0.0226)	0.0011*** (0.0002)	0.0011*** (0.0002)	0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)
改革后第四年	0.0579*** (0.0121)	0.0620*** (0.0141)	-0.0002 (0.0004)	-0.0002 (0.0004)	0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)
控制变量	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
样本量	1 298 874	1 298 874	1 236 821	1 236 821	1 136 212	1 136 212
R ²	0.2332	0.1873	0.2315	0.1865	0.2347	0.1905

注：括号内是稳健标准误，模型估计的标准误聚类到省级层面，***、**和*分别表示估计系数在1%、5%和10%水平上显著，回归中不包括四大直辖市的数据。

(四) 解决内生性——IV估计

在经济发展水平更高的地区，政府与企业发生经济联系的概率更高，地方政府可能更加主动地设立审批中心，而该地区的企业本身的生产率水平可能也更高，从而导致内生性问题。本文采用工具变量法解决可能存在的内生性问题。

合适的工具变量既要与内生变量高度相关，又要确保有足够的外生性。第一，由于制度创新的横向扩散效应，同属于同一省级政府的地级市存在竞争关系（朱旭峰和张友浪，2015）。对一个地级市而言，与省内首个设立审批中心城市的地理距离越近、同一省份已采纳创新的城市越多时，本地政府更可能设立行政审批中心，满足相关性假定。第二，距离是城市固有的地理变量，其本身并不会直接对企业生产率造成影响，具有较天然的外生性特征。

而邻区采纳创新比率这一宏观变量较少影响个体企业的创新决策，本文认为该变量也满足工具变量的外生性条件。³因此，本文使用本城市与省内首个设立审批中心城市的地理距离 (*dis*) 和上一年度同省其他地级市行政审批中心设立率 (*neighbor*) 作为行政审批改革的工具变量。回归结果如表4所示。

从回归结果中看出，以LP方法和以ACF方法计算的TFP为被解释变量，行政审批改革的影响系数都显著为正，且均能通过显著性水平为1%的统计检验。因此采用工具变量控制内生性问题后，本文的基本结果依然存在。⁴

表4 IV估计结果

	是否设立审批中心		进驻部门数量		进驻事项数量	
	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_ACF</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_ACF</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_ACF</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>did1</i>	0.3380*** (0.0139)	0.3726*** (0.0141)				
<i>did2</i>			0.0072*** (0.0003)	0.0077*** (0.0003)		
<i>did3</i>					0.0007*** (0.0000)	0.0008*** (0.0000)
控制变量	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
样本量	1 287 131		1 225 279		1 125 497	
第一阶段F统计值	5.49		8.02		16.43	
Hausman 检验 (P 值)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
过度约束检验 (P 值)	0.0505	0.1378	0.0166	0.0530	0.2825	0.5706

注：括号内是稳健标准误，模型估计的标准误聚类到省级层面，***、**和*分别表示估计系数在1%、5%和10%水平上显著，回归中不包括四大直辖市的数据。

五、机制分析

在本部分，我们将分别从制度性交易成本与企业进入威胁两个角度探究行政审批改革影响企业全要素生产率的作用机制。最后，我们将研究行政审批改革对企业退出行为的影响。

³ 感谢审稿人的建议，我们还对工具变量的排他性约束进行了讨论和控制。

⁴ 在稳健性检验方面，我们还做了两种处理：(1) 对样本进行倾向得分匹配后再进行基本DID回归；(2) 控制了样本期内其他政策环境的影响。经过上述处理后，本文的基本回归结果依然稳健，篇幅限制，结果可向作者索取。

(一) 行政审批改革与制度性交易成本

行政审批改革可以通过减少审批程序、多部门联动办公等手段,提高审批效率,降低企业的制度性交易成本,从而促进整体企业全要素生产率的提升。考虑到行政审批具有明显的行业特征,不同行业需要打交道的审批部门和审批事项存在很大差异,本文从世界银行2005年企业投资与经营环境调查中选取该城市各行业企业平均每月与政府打交道时间这一维度来测度该城市行业层面的平均制度性交易成本。如果行政审批改革确实能够通过降低企业的制度性交易成本来促进企业全要素生产率的提高,我们预期该城市行业的平均交易成本越高,则其通过行政审批改革降低交易成本的收益越大,从而能够更大程度地提高该城市该行业内企业的全要素生产率水平。⁵我们对制度性交易成本($Tcost$)取虚拟值处理,具体来说,如果该城市该行业内企业平均每月与政府打交道时间大于所有城市行业的中位数水平,则 $Tcost$ 赋值为1,否则赋值为0。通过构建企业交易成本与行政审批改革冲击的交叉项,表5的估计结果显示,本文关注的交叉项回归系数都为正,并且是否设立行政审批中心与交易成本的交叉项、进驻部门数量与交易成本的交叉项的回归系数都至少在5%水平上显著。这说明,行政审批改革对企业全要素生产率的改善作用在平均交易成本高的行业中更为有效。该实证结果支持了我们的猜想,在制度性交易成本更大的行业,行政审批改革通过行政审批事项的简化和集中办理,减少企业的交易成本的作用更大,从而促进企业全要素生产率的提升。⁶

表5 行政审批改革对不同交易成本城市行业的影响

	是否设立审批中心		进驻部门数量		进驻事项数量	
	TFP_LP	TFP_ACF	TFP_LP	TFP_ACF	TFP_LP	TFP_ACF
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Tcost$	-0.0354 (0.1361)	-0.1523 (0.1451)	-0.0873 (0.1603)	-0.2303 (0.1607)	-0.0030 (0.1386)	-0.1313 (0.1502)
$did1$	0.0180 (0.0187)	0.0230 (0.0182)				
$did2$			0.0004 (0.0004)	0.0004 (0.0004)		
$did3$					0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)

⁵ 篇幅限制,各行业受政府干预程度指标的大小可向作者索取。

⁶ 考虑到世界银行2005年企业投资与经营环境调查中只覆盖了120个城市,本文还利用该数据库计算了全国31个工业行业的平均交易成本,替代 $Tcost$ 重新进行表6的回归,回归结果并没有发生变化,具体回归结果可向作者索取。

(续表)

	是否设立审批中心		进驻部门数量		进驻事项数量	
	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_ACF</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_ACF</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_ACF</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>did1</i> × <i>Tcost</i>	0.0396** (0.0167)	0.0369** (0.0165)				
<i>did2</i> × <i>Tcost</i>			0.0008** (0.0003)	0.0008** (0.0003)		
<i>did3</i> × <i>Tcost</i>					0.0001 (0.0000)	0.0001 (0.0001)
控制变量	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
样本量	706 296	706 296	666 805	666 805	610 243	610 243
<i>R</i> ²	0.2444	0.1933	0.2420	0.1919	0.2460	0.1972

注：由于世界银行2005年企业投资与经营环境调查只覆盖了120个城市，该回归样本为位于该120个城市的所有制造业企业样本。括号内是稳健标准误，模型估计的标准误聚类到省级层面，***、**和*分别表示估计系数在1%、5%和10%水平上显著，回归中不包括四大直辖市的数据。

(二) 行政审批改革与企业进入

为了检验行政审批改革能否通过提高企业进入的威胁激励企业提高研发支出(孔东民等, 2014), 从而促进企业创新, 本文首先检验行政审批改革会提高当地新设立企业的数量从而加大企业进入的威胁。

借鉴毕青苗等(2018)的做法, 本文通过企业开业年份判定新设立企业。例如, 如果该企业的设立年份为1999年, 则将其判定为1999年设立的企业。由于中国工业企业数据库的调查对象是全部国有和规模以上非国有企业, 如果该新设立非国有企业当年主营业务收入低于500万元, 则不会出现在该年的数据库中。为了更准确地衡量企业进入率, 我们采取分别对企业的设立标准延长一年、两年、三年、四年的方法。具体来说, 例如1999年城市*c*行业*in*的企业进入率: 如果延后两年, 则表示在1999、2000年的企业统计中, 在城市*c*行业*in*中企业成立年份为1999年的企业数量占1999年在城市*c*行业*in*市场中企业总数的比重。⁷如果延后三年, 则表示在1999、2000、2001年的企业统计中, 在城市*c*行业*in*中企业成立年份为1999年的企业数量占1999

⁷ 与毕青苗等(2018)一致, 我们将第*t*年市场中企业总数定义为在库的企业与对企业设立标准延长*n*(*n*=1、2、3、4)年以后即将入库的规模以下企业的数量之和。“以后即将入库的规模以下企业”需要满足两个条件: 第一, 企业的“开业年份”必须在第*t*年或之前; 第二, 该企业在数据库中至少出现两次, 即在第*t*年及之后, 该企业在数据库中还必须至少出现一次。

年在城市 c 行业 in 市场中企业总数的比重, 以此类推。通过上述处理, 本文得到了地级市行业层面新设立企业占比的面板数据。⁸

首先, 本文将检验行政审批改革会提高当地同行业新设立企业的数量, 从而提高企业进入的威胁, 回归结果见表 6。可以看出, 在将企业设立标准延长两年至四年的回归结果中, 行政审批改革中心的设立、行政审批中心进驻部门数量和进驻事项数量的增加都会带来该地区该行业内企业进入率的增加, 这也与毕青苗等 (2018) 的发现一致, 即行政审批中心会通过跨部门办公降低企业进入成本, 促进企业进入市场。

表 6 行政审批改革对企业进入率的影响

	企业设立标准延长一年			企业设立标准延长两年		
	企业进入率	企业进入率	企业进入率	企业进入率	企业进入率	企业进入率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>did1</i>	0.0064*			0.0117***		
	(0.0033)			(0.0039)		
<i>did2</i>		0.0002*			0.0003***	
		(0.0001)			(0.0001)	
<i>did3</i>			0.0000			0.0000**
			(0.0000)			(0.0000)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	53 174	50 972	47 803	53 174	50 972	47 803
R^2	0.0993	0.1021	0.1038	0.1166	0.1192	0.1204
	企业设立标准延长三年			企业设立标准延长四年		
	企业进入率	企业进入率	企业进入率	企业进入率	企业进入率	企业进入率
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>did1</i>	0.0103***			0.0117***		
	(0.0036)			(0.0035)		
<i>did2</i>		0.0002***			0.0003***	
		(0.0001)			(0.0001)	

⁸ 我们进一步通过核密度图对企业生产率分布进行了比较分析, 中国制造业企业平均生产率水平的排序表现为进入企业高于退出企业, 但均低于在位企业, 这与毛其淋和盛斌 (2013) 的研究一致, 也符合本文关于进入企业、在位企业和退出企业生产率水平的假定。具体结果可向作者索取。

(续表)

	企业设立标准延长三年			企业设立标准延长四年		
	企业进入率	企业进入率	企业进入率	企业进入率	企业进入率	企业进入率
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>did3</i>			0.0000** (0.0000)			0.0000* (0.0000)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	53 174	50 972	47 803	53 174	50 972	47 803
<i>R</i> ²	0.0947	0.0967	0.0981	0.0743	0.0751	0.0759

注：表 6 为在城市—行业—年份层面的回归，故控制了城市、行业与年份固定效应。括号内是稳健标准误，模型估计的标准误聚类到省级层面，***、**和*分别表示估计系数在 1%、5%和 10%水平上显著，回归中不包括四大直辖市的数据。由于对回归结果采取了保留四位小数的处理方法，在四舍五入的处理下，导致进驻事项数量 (*did3*) 的回归系数显示为 0。在回归结果保留 6 位小数时，表中对应于企业设立标准延长一年至四年的进驻事项数量的回归系数大小分别为 0.000014、0.000020、0.000017、0.000015。

本文还需验证，新设立企业数量增加引致的企业进入威胁增大会导致企业加大研发投入，从而促进企业生产率增长率的提高。为此，本文设立如下模型研究企业进入威胁对企业生产率增长率的影响：⁹

$$TFP_growth_{i,c,t} = \beta_0 + \beta_1 SetRatio_{c,in,t} + \gamma_1 Z_{i,c,t} + \gamma_2 X_{c,t} + \lambda_i + \lambda_t + \epsilon_{i,c,t}, \quad (16)$$

其中，*TFP_growth_{i,c,t}* 为企业全要素生产率的增长率，用 LP 和 ACF 两种方法计算的企业全要素生产率的增长率 *growth_lp_{i,c,t}* 和 *growth_acf_{i,c,t}* 来表示。*SetRatio_{c,in,t}* 为城市 *c* 行业 *in* 在时间 *t* 时的企业新设率，用以衡量企业进入的威胁，变量 *Z_{i,c,t}*、*X_{c,t}*、 λ_i 、 λ_t 与式 (15) 相同。本文关注的核心系数为 β_1 。表 7 的回归结果显示，对企业的设立标准延长一年和两年时，核心系数为正，但不显著。对企业的设立标准延长三年、四年时，核心系数显著为正，表明一个地区新设企业比率越高，则该地区企业的全要素生产率增长率水平也更高。证实了本文的猜想，行政审批改革便于企业进入市场，而企业进入威胁的增大会促进企业增加研发投入，从而促进企业全要素生产率增长率的提高。¹⁰

⁹ 参考审稿人的意见，我们也直接检验了企业进入威胁对企业研发支出的影响，篇幅限制，具体结果可向作者索取。

¹⁰ 我们也通过构建交叉项的方式考察了进入威胁对于新进入企业和在位企业的异质性影响，发现企业进入带来的竞争效应对于新进入企业的全要素生产率水平的提升作用更大。具体结果可向作者索取。

表 7 行政审批改革对企业全要素生产率增长率的影响

	延长一年		延长两年		延长三年		延长四年	
	<i>growth</i> _ <i>lp</i>	<i>growth</i> _ <i>acf</i>	<i>growth</i> _ <i>lp</i>	<i>growth</i> _ <i>acf</i>	<i>growth</i> _ <i>lp</i>	<i>growth</i> _ <i>acf</i>	<i>growth</i> _ <i>lp</i>	<i>growth</i> _ <i>acf</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>SetRatio</i>	0.0296 (0.0287)	0.0636 (0.0508)	0.0199 (0.0209)	0.0214 (0.0382)	0.0222** (0.0101)	0.0313* (0.0168)	0.0211** (0.0082)	0.0266* (0.0139)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	894 271	894 271	894 271	894 271	894 271	894 271	894 271	894 271
<i>R</i> ²	0.0205	0.0145	0.0206	0.0145	0.0206	0.0145	0.0207	0.0145

注：括号内是稳健标准误，模型估计的标准误聚类到省级层面，***、**和* 分别表示估计系数在 1%、5%和 10%水平上显著，回归中不包括四大直辖市的数据。

(三) 行政审批改革对企业退出的影响

本节我们将检验行政审批改革对企业退出的影响，兼对本文的推论进行验证。企业退出率 (*exit_ratio*) 根据 $exit_ratio_{c,t} = NX_{c,t} / NT_{c,t-1}$ 测算得出，其中，下标 *c* 和 *t* 分别表示城市和时间， $NX_{c,t}$ 为在第 *t*-1 年和第 *t* 年之间退出城市 *c* 的企业数量， $NT_{c,t-1}$ 为第 *t*-1 年城市 *c* 的企业总数。¹¹ 回归结果见表 8，可以看出，我们关注的核心解释变量的回归系数为负，但是都不显著，这说明行政审批改革对于企业退出没有显著影响，证明了本文的推论。从行政审批改革现状来说，行政审批改革对于市场主体退出机制还存在诸多障碍，需要加强市场主体退出的制度建设和落实具体退出机制，才能整体提高市场活力和经济发展质量。

表 8 行政审批改革对企业退出率的影响

	退出企业比率	退出企业比率	退出企业比率
	(1)	(2)	(3)
<i>did1</i>	-0.0036 (0.0143)		
<i>did2</i>		-0.0001 (0.0003)	

¹¹ 我们也借鉴了 Dunne *et al.* (1988) 的做法，将第 *t* 期的退出企业定义为“在第 *t* 期存在但在 *t*+1 期消失或死亡的企业”重新度量了企业退出率，发现基本结果并没有变化。

(续表)

	退出企业比率 (1)	退出企业比率 (2)	退出企业比率 (3)
<i>did3</i>			-0.0000 (0.0000)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
样本量	2 233	2 144	2 005
R^2	0.3580	0.3530	0.3588

注：表8为在城市—年份层面的回归，故控制了城市与年份固定效应。括号内是稳健标准误，模型估计的标准误聚类到省级层面，***、**和*分别表示估计系数在1%、5%和10%水平上显著，回归中不包括四大直辖市的数据。

六、进一步分析——全要素生产率增长分解

为分析企业生产率增长的来源，我们借鉴 Melitz and Polanec (2015) 提出的 DOP (Dynamic Olley-Pakes) 分解方法，将各年份各城市总体生产率的增长分解为在位企业、新进入企业以及退出企业的生产率增长。

定义在第 t 期某一城市内不同类型企业的加总生产率 Φ_t 为：

$$\Phi_t = \sum_{i \in \Omega} \omega_{it} \varphi_{it},$$

其中， i 代表企业， t 代表年份， Ω 代表全体企业， φ_{it} 表示企业 i 在时期 t 的生产率水平， ω_{it} 为权重，本文以企业工业增加值占该城市全体企业工业增加值的比重来衡量。

将第 t 期市场中的企业分为两类，一类为第 $t-k$ 期就已经进入市场并且存活至第 t 期的在位企业，一类为在 $t-k$ 期之后进入市场的新进入企业。DOP 分解的思路为，将第 t 期的地区加总生产率 Φ_t 分解为在位企业和进入企业的加权生产率之和，即：

$$\Phi_t = \Phi_{St} \sum_{i \in S} W_{it} + \Phi_{Nt} \sum_{i \in N} W_{it} = \Phi_{St} + \sum_{i \in N} W_{it} [\Phi_{Nt} - \Phi_{St}].$$

同时将第 $t-k$ 期的地区加总生产率 Φ_{t-k} 分解为在位企业和退出企业的加权生产率之和，即：

$$\begin{aligned} \Phi_{t-k} &= \Phi_{S(t-k)} \sum_{i \in S} W_{i(t-k)} + \Phi_{X(t-k)} \sum_{i \in X} W_{i(t-k)} \\ &= \Phi_{S(t-k)} + \sum_{i \in X} W_{i(t-k)} [\Phi_{X(t-k)} - \Phi_{S(t-k)}], \end{aligned}$$

其中, S 代表在位企业, N 代表新进入企业, X 代表退出企业, Φ_{S_t} 和 $\Phi_{S(t-k)}$ 分别表示某一城市内在位企业在第 t 期和第 $t-k$ 期的加总生产率, Φ_{N_t} 代表该城市内新进入企业在第 t 期的加总生产率, $\Phi_{X(t-k)}$ 表示该城市内退出企业在第 $t-k$ 期的加总生产率。 W_{it} 和 $W_{i(t-k)}$ 分别表示第 t 期和第 $t-k$ 期企业加总的权重, 用企业工业增加值占该城市全体企业工业增加值的比重来衡量, 并且满足: $\sum_{i \in S} W_{it} + \sum_{i \in N} W_{it} = 1$ 和 $\sum_{i \in S} W_{i(t-k)} + \sum_{i \in X} W_{i(t-k)} = 1$ 。

通过对上述公式经过一系列变形可得最终 DOP 分解结果:

$$\Delta \Phi_t = \Phi_{S_t} - \Phi_{S(t-k)} + s_{N_t} (\Phi_{N_t} - \Phi_{S_t}) + \{-s_{X(t-k)} [\Phi_{X(t-k)} - \Phi_{S(t-k)}]\},$$

其中, $\Delta \Phi_t$ 代表该城市在第 t 期相对于第 $t-k$ 期加总生产率的变化; $s_{N_t} = \sum_{i \in N} W_{it}$; $s_{X(t-k)} = \sum_{i \in X} W_{i(t-k)}$ 。 $[\Phi_{S_t} - \Phi_{S(t-k)}]$ 为企业成长效应, 反映该城市内在位企业成长导致的加总生产率的进步; $s_{N_t} (\Phi_{N_t} - \Phi_{S_t})$ 为企业进入效应, 表示该城市内由企业进入所引致的总体生产率的变动, 当新进入企业的生产率高于平均生产率时该项为正; $\{-s_{X(t-k)} [\Phi_{X(t-k)} - \Phi_{S(t-k)}]\}$ 为企业退出效应, 表示由企业退出所引致的总体生产率的变动, 当退出企业的生产率低于平均生产率时, 该项为正。分解结果见表 9。

表 9 中第 (1)、(2) 列分别为设立和未设立行政审批中心城市的 TFP 分解结果, 第 (3) 列为均值差异检验, 第 (4) 列为总体样本的 TFP 分解结果。从总体上来看, 中国制造业企业全要素生产率的增长效应主要来自企业成长效应, 进入和退出效应对 TFP 增长的促进作用很小。值得注意的是企业进入的净效应为负, 这也与吴利学等 (2016) 的研究一致。由于当新进入企业生产率水平低于平均生产率水平时, 企业进入效应为负, 这也符合本文的基本假设, 即在位企业的生产率水平大于新进入企业。

为了比较行政审批改革对在位企业、新进入企业和退出企业的不同影响, 本文继续对设立行政审批中心和未设立行政审批中心的 TFP 分解结果进行了均值差异检验。相比于未设立行政审批中心的城市, 设立了行政审批中心的企业的企业成长效应更大, 说明行政审批改革对在位企业生产率的影响是积极的, 即行政审批改革可以促进该区域在位企业全要素生产率水平的提升, 也是对本文理论模型基本结论的一个验证。

接着比较企业进入效应, 发现相比于未设立行政审批中心的城市, 设立了行政审批中心的企业的企业进入效应更小。结合文章理论模型和新进入企业生产率水平低于在位企业的事实, 本文认为这可以在一定程度上说明行政审批改革通过降低企业进入门槛促进了企业进入的增加, 而由于新进入企业生产率水平低于在位企业生产率, 导致设立行政审批中心的城市内的企业进入效应更低。而比较企业退出效应, 我们发现设立行政审批中心城市和未设立行政审批中心城市的企业退出效应并没有显著差别, 这与前文表 8 的结果

一致，说明行政审批改革并没有显著促进企业退出的增加。¹²

表9 基于DOP方法的TFP增长分解结果

	设立行政审批 中心的城市 (<i>did</i> 1=1)	未设立行政审批 中心的城市 (<i>did</i> 1=0)	均值差异 检验	总体样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	
对LP方法计算的 TFP的分解	企业成长效应	0.1524 (107.32)	0.0822 (98.66)	0.0702*** (4.4115)	0.1211 —
	进入效应	-0.0255 (-17.96)	-0.0092 (-1.10)	-0.0162** (-2.4101)	-0.0182 —
	退出效应	0.0151 (10.63)	0.0204 (2.45)	-0.0053 (-0.5948)	0.0174 —
	总效应	0.1420 —	0.0934 —	0.0486*** (3.3306)	0.1203 —
对ACF方法计算 的TFP的分解	企业成长效应	0.1697 (101.07)	0.1002 (93.73)	0.0695*** (6.3169)	0.1387 —
	进入效应	-0.0049 (-2.91)	0.0021 (1.96)	-0.0070* (-1.8519)	-0.0018 —
	退出效应	0.0031 (1.85)	0.0046 (4.30)	-0.0015 (-0.2956)	0.0038 —
	总效应	0.1679 —	0.1070 —	0.0609*** (5.8073)	0.1407 —

注：我们通过对企业的设立标准延长四年来界定新进入企业。第(1)、(2)列括号内的数值表示各个效应对生产率的贡献率，单位为%，第(3)列括号内的数值表示均值差异检验的T值，“—”表示不适用。第(3)列中***、**和*分别表示均值差异检验系数在1%、5%和10%水平上显著，检验中不包括四大直辖市的数据。

七、结 论

本文从理论上分析了行政审批改革对企业全要素生产率的影响和具体机制，利用1999—2007年间相匹配的中国地级市行政审批中心数据库与中国工业企业数据库，进行了实证检验。结果显示：行政审批改革在总体上促进了该地区企业全要素生产率水平的提高。一方面，行政审批改革可以通过降低交易成本来促进企业生产率的提高，行政审批改革对企业全要素生产率的改

¹² 我们也进行了异质性分析，发现行政审批制度对企业生产率的影响主要集中在非国有企业和东部地区企业。具体结果可向作者索取。

善作用在平均交易成本高的行业中尤为有效；另一方面，行政审批改革也可以促进辖区内新设企业数量的增加，通过提高企业进入的威胁激励企业提高研发支出，从而促进生产率增长率的提高；而行政审批改革对企业退出则没有显著影响。此外，对城市总体生产率增长的分解结果显示，行政审批改革主要促进了在位企业全要素生产率的增长。

本文的研究涉及行政体制改革和经济增长质量两大主题，将为十九大报告提到的深化机构和行政体制改革、实现经济由高速增长平稳过渡到高质量增长提供理论支持和实证证据。首先，行政审批改革是国家行政体制改革的关键部分，其可以通过促进企业准入、提高审批效率等途径促进企业全要素生产率水平的提高，这说明中国行政体制改革是中国经济由高速增长转向高质量增长的重要推动力量。其次，要让行政审批改革发挥应有的作用，一方面，要优化各个政府部门的工作流程，通过集中审批、标准化建设、加强信息资源共享等措施提高工作效率与透明度，减少企业的交易成本。另一方面，行政审批改革不仅应切实降低企业进入门槛，还需要加强市场主体退出的制度建设和落实具体退出机制，建成企业优胜劣汰的市场机制，才能整体提高市场活力和经济发展质量。

参 考 文 献

- [1] Akerberg, D., K. Caves, and G. Frazer, "Structural Identification of Production Functions", *mimeo: University of California at Los Angeles*, 2006.
- [2] Aghion, P., R. Griffith, P. Howitt, and S. Prantl, "Entry and Productivity Growth: Evidence from Microlevel Panel Data", *Journal of the European Economic Association*, 2004, 2 (2-3), 265—276.
- [3] 毕青苗、陈希路、徐现祥、李书娟, "行政审批改革与企业进入", 《经济研究》, 2018年第2期, 第140—155页。
- [4] Brandt, L., V. B. Johannes, and Y. Zhang, "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2), 339-351.
- [5] Bruhn, M., "License to Sell: The Effect of Business Registration Reform on Entrepreneurial Activity in Mexico", *The Review of Economics and Statistics*, 2011, 93 (1), 382-386.
- [6] Dixit, A. K., "The Making of Economic Policy: A Transaction Cost Politics Perspective", *Journal of Policy Analysis and Management*, 1998, 1 (1), 116-120.
- [7] Dunne, T., M. J. Roberts, and L. Samuelson, "Patterns of Firm Entry and Exit in U. S. Manufacturing Industries", *RAND Journal of Economics*, 1988, 19 (4), 495-515.
- [8] Hsieh, C., and P. J. Klenow, "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India", *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124 (4), 1403-1448.
- [9] 简泽、张涛、伏玉林, "进口自由化、竞争与本土企业的全要素生产率——基于中国加入WTO的一个自然实验", 《经济研究》, 2014年第8页, 第120—132页。
- [10] Kaplan, D. S., E. Pidea, and E. Seria, "Entry Regulation and Business Start-ups: Evidence from

- Mexico”, *Journal of Public Economics*, 2011, 95 (11-12), 1501-1515.
- [11] 孔东民、代昀昊、李阳, “政策冲击、市场环境与国企生产效率: 现状、趋势与发展”, 《管理世界》, 2014年第8期, 第4—17+187页。
- [12] Levinsohn, J., and A. Petrin, “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables”, *Review of Economic Studies*, 2003, 70 (2), 317-341.
- [13] 李晓萍、李平、吕大国、江飞涛, “经济集聚、选择效应与企业生产率”, 《管理世界》, 2015年第4期, 第25—37+51页。
- [14] 刘小玄, “中国工业企业的所有制结构对效率差异的影响——1995年全国工业企业普查数据的实证分析”, 《经济研究》, 2000年第2期, 第17—25+78—79页。
- [15] 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”, 《经济研究》, 2013年第4期, 第16—29页。
- [16] McMillan, J., and B. Naughton, “How to Reform a Planned Economy: Lessons from China”, *Oxford Review of Economic Policy*, 1992, 8 (1), 130-143.
- [17] Melitz, M., and S. Polanec, “Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit”, *RAND Journal of Economics*, 2015, 46 (2), 362-375.
- [18] 聂辉华、贾瑞雪, “中国制造业企业生产率与资源误置”, 《世界经济》, 2011年7期, 第27—42页。
- [19] Perkins, D., “The Challenge China’s Economy Poses for Chinese Economists”, *China Economic Review*, 2002, 13 (4), 412-418.
- [20] 任曙明、吕镛, “融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究”, 《管理世界》, 2014年第11期, 第10—23+187页。
- [21] Schumpeter, J. A., *The Theory of Economic Development*. Harvard University Press, 1934.
- [22] 唐亚林、朱春, “2001年以来中央政府行政审批制度改革的基本经验与优化路径”, 《理论探讨》, 2014年第5期, 第148—153页。
- [23] 王永进、冯笑, “行政审批制度改革与企业创新”, 《中国工业经济》, 2018年第2期, 第24—42页。
- [24] 吴利学、叶素云、傅晓霞, “中国制造业生产率提升的来源: 企业成长还是市场更替?”, 《管理世界》, 2016年第6期, 第22—39页。
- [25] 夏杰长、刘诚, “行政审批改革、交易费用与中国经济增长”, 《管理世界》, 2017年第4期, 第47—59页。
- [26] 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。
- [27] 张康之, “行政审批制度改革: 政府从管制走向服务”, 《理论与改革》, 2003年第6期, 第42—45页。
- [28] Zhu, X., and Y. Zhang, “Political Mobility and Dynamic Diffusion of Innovation: The Spread of Municipal Pro-business Administrative Reform in China”, *Journal of Public Administration Research and Theory*, 2016, 26 (3), 535-551.
- [29] 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”, 《管理世界》, 2015年第10期, 第91—105+116页。

Administrative Approval Reform and the Quality of Economic Development

GUANGSHUN ZHU

(Renmin University of China)

LI ZHANG* XIANXIANG XU

(Sun Yat-sen University)

Abstract Can administrative approval reform become an effective reform to improve the quality of economic development? Total factor productivity is the key measure of the quality of economic development. In this paper we study the influence of administrative approval reform on total factor productivity of enterprises theoretically and empirically. We find that administrative approval reform has promoted the improvement of the total factor productivity of enterprises overall. The reduction of institutional transaction costs and the increase of the threat of enterprise entry are important mechanisms for administrative approval reform to affect enterprise productivity. In addition, the decomposition results of the overall productivity growth of cities show that administrative approval reform mainly promotes the growth of total factor productivity of incumbent enterprises.

Key Words administrative approval reform, institutional cost, total factor productivity

JEL Classification G18, L11, F425

* Corresponding Author: Li Zhang, International School of Business & Finance, Sun Yat-sen University, Zhuhai, Guangdong, 519082, China; Tel: 86-18602060252; E-mail: zhangl39@mail.sysu.edu.cn.