

行政审批制度改革与企业创新

王永进, 冯 笑

[摘要] 本文以各地行政审批中心成立为“准自然实验”,结合中国微观企业数据,采用双重差分法和三重差分法,系统考察了行政审批制度改革对企业创新活动的影响。研究发现:行政审批中心的建立显著提升了企业创新水平,并且经过一系列稳健性检验后,该结论依然成立;但政策效果因专利类型、企业性质不同而存在较大差异。具体表现为:实用新型专利和外观设计专利、内资企业、接近国际技术前沿行业、低融资约束行业以及非专利密集型行业企业从制度改革中获益更大。从影响机制看,行政审批中心的建立降低了企业的制度性交易成本,从而促进企业进行研发和技术创新,但同时行政审批效率的改善也会促进企业进入,挤压已有企业的生存空间,从而可能抑制企业创新。

[关键词] 行政审批效率; 制度; 市场竞争; 企业创新

[中图分类号]F203 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2018)02-0024-19

一、引言

党的十九大报告指出,创新是引领发展的第一动力,是建设现代化经济体系的战略支撑。中国政府高度重视科技在生产力的重要作用,审时度势提出并贯彻落实创新驱动发展战略,以切实增强自主创新能力、建设创新型国家。与此同时,以体制机制改革激发创新活力、形成适应创新驱动发展要求的制度环境,是中国迈入创新型国家行列的重要保障。为此,根据党中央全面深化改革的战略部署和国务院推进简政放权、放管结合、优化服务的总体要求,作为厘清政府和市场边界的“先手棋”,行政审批制度改革深入开展,不断为大众创业、万众创新释放活力、清障搭台。近年来,越来越多的文献强调制度对创新的重要性,然而行政审批制度改革对中国创新主体——企业创新行为的影响却鲜有文章提及。对该问题的研究,不仅有助于厘清行政审批制度改革对微观企业创新行为的内在机制,而且对进一步深化制度改革、最大限度地释放制度活力以激发企业创新潜力具有深刻的政策指导涵义。

推进行政审批制度改革的关键是形成制度创新(王克稳,2014),而行政审批中心正是在这一改革过程中产生的一种派生制度创新(陈时兴,2006)。早在1997年,江门市政府就尝试引入政务服务中心,实现审批项目“一站式”办理。此后,随着2001年中国加入WTO和2004年《行政许可法》的出

[收稿日期] 2017-09-18

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“国际贸易与工资不平等:基于企业内和企业间工资不平等研究”(批准号 71573141);国家自然科学基金面上项目“环境管制与中国出口贸易:基于异质性贸易理论的视角”(批准号 71673150);国家自然科学基金面上项目“中国出口产品质量升级问题研究”(批准号 71473133)。

[作者简介] 王永进,南开大学经济学院副教授,经济学博士;冯笑,南开大学经济学院博士研究生。通讯作者:冯笑,电子邮箱:fengxiaonku@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

台,行政审批制度改革逐步开展,这一制度创新也迅速在全国范围内扩散。截至2016年,中国已有276个地级市先后建立了行政审批中心。它要求具有审批权限的部门集中办公,为企业提供注册、投资、资质资格审核、国税地税缴纳等项目的“一站式”审批,真正实现“一座楼办事、一个口受理、一个窗收费、一网式审批”^①,因而有利于加强各审批部门之间的协作、提高审批效率、缩减审批时间,也最大限度地削弱了以往审批者直接支配社会资源的特权,减少了由此导致的腐败行为的发生,同时规范了收费标准,对降低企业制度性交易成本、进而优化大众创业环境、开创万众创新的新局面具有重要意义。

理论上,行政审批制度改革对于企业创新主要有正反两个方面的影响:一方面,行政审批时间的缩减和收费标准的规范化管理,可以降低企业的制度性交易成本,使得企业能够将更多的时间和资金进行生产及开展创新活动,尤其是在融资难、融资贵的背景下,资金仍然是制约企业发展的首要问题,制度性交易成本的下降,也能够为企业的研发创新节省资金,有利于企业主动开展创新活动、提高自主创新能力;另一方面,制度性交易成本的下降,特别是审批时间的缩减和企业进入成本的下降,有助于企业进入并加剧市场竞争,从而挤压企业的生存空间,对企业创新起到不利影响。

与已有研究相比,本文的贡献集中表现在以下三个方面:①本文首次考查了行政审批制度改革对企业创新行为的影响。金融危机以来,全球经济复苏缓慢,越来越多的经济学家开始关注放松政府管制对经济发展的拉动作用。这类研究主要围绕取消行政许可的准自然实验,考察其对产出、就业、技术进步等方面的影响(Sharma, 2007; Aghion et al., 2008; Chamarbagwala and Sharma, 2010)。在国内,随着行政审批制度改革的不断深化,近年来学者也开始关注到这一改革的经济效益——对经济增长、企业投资规模和效率以及居民创业的影响。然而迄今为止,尚未有文章就行政审批制度改革对企业创新水平的影响进行过细致研究,而这一研究对识别企业创新增长、建设创新型国家的新路径具有重要的政策指导涵义。②同大多数制度变量存在难以量化的特点一样,如何有效识别行政审批制度改革是个难题。考虑到这一制度改革的主要形式就是建立“一站式”的行政审批中心(朱旭峰和张友浪, 2015),本文创新性地以各地级市建立行政审批中心为准自然实验,采用双重差分法(Difference-in-Differences, DID)考查了其对企业创新行为的影响。③鉴于企业在所有制类型、技术距离、融资约束等方面存在明显差异,本文还采用三重差分法(Triple Difference, DDD)考察了行政审批中心对不同性质企业的影响。这类异质性研究对切实提高行政审批制度改革的政策效果意义非凡。

本文剩余部分安排如下:第二部分是文献综述;第三部分是理论模型;第四部分是模型设定、指标构建、数据说明;第五部分为计量结果分析;最后为本文的结论。

二、文献综述

在已有研究中,影响企业创新的制度因素大致可以分为三类:国家制度环境、市场竞争环境以及企业自身的治理机制(鲁桐和党印, 2015)。行政审批制度改革属于国家层面优化企业创新创业环境的有力举措,同时改革带来的制度性交易成本的下降又会影响市场竞争,因此,本小节主要就前两个层面的文献进行梳理。

1. 国家制度与创新

国家层面影响企业创新的制度环境主要包括知识产权保护和投资者保护的法律环境、完善金融市场的融资环境、产品和劳动力市场监管以及行政环境等。

具体而言,知识产权的授予能够保证企业在一段时间内拥有新产品的垄断权并由此获得垄断

^① 资料来源于江门市人民政府行政服务中心。

利润,激励企业开展更多的创新活动;而当一国产权保护不足时,模仿和侵权行为随之增加,就会侵蚀企业创新收益、削弱创新激励,最终导致创新投入和产出的下降(Katz and Shapiro,1987;Anton et al.,2006);投资者保护通过影响企业获得创新资金的难易程度进而影响一国创新活动(鲁桐和党印,2015);金融体系的发展能够有效解决企业创新过程中的信息不对称问题,发现企业创新价值,引导投资,提高创新投资效率和资金匹配效率,同时通过契约激励,降低研发人员的道德风险和代理人的监管成本(King and Levine,1993;Morales,2003;Chowdhury and Maung,2012);产品市场监管主要通过采取反垄断、放松市场准入等措施降低市场集中度、保证企业在公平的环境中竞争,进而激励企业开展创新活动(Barbosa and Faria,2011);劳工保护一方面会增强内部人讨价还价的能力、提高企业用工的调整成本,降低创新利润、抑制创新(Bassanini,2002),但另一方面,严格的解雇制度降低了劳动力市场的流动性,有利于企业开展员工培训等人力资本投资,提高员工技术能力(Boone,2001)。此外,劳工保护能够有效减少雇主事后“敲竹杠”(Hold Up)现象的发生,提高雇员的创新积极性,从而促进企业创新(Acharya et al.,2013)。

行政环境对企业技术创新的影响也不容忽视,良好的行政环境有助于降低企业在生产和创新过程中的交易成本,推动创新活动的开展(鲁桐和党印,2015)。但在中国经济改革不断深化的进程中,行政环境中还存在着诸多阻碍企业创新的不利因素,突出表现为行政审批的存在,即企业进行某项生产经营活动或进入某个行业前必须经过政府相关部门的严格审批。繁琐的审批程序、冗长的审批时间以及高额的审批费用,都为企业增加了额外成本。因此,在行政审批方面,需要不断放松审批,降低企业的交易费用(夏杰长和刘诚,2017),为企业创新节省资金;此外,进入成本过高还可能导致企业转向地下经济,这就使得企业在融资、人才招聘、规模扩大等方面的困难加剧,同样不利于创新活动的开展(Rauch,1991)。

2. 市场竞争与创新

一系列研究都表明放松政府管制——削减企业注册程序、时间和成本,有助于新企业的成立(Bripi,2016;Amici et al.,2016)。随着创业行为的增加,市场竞争随之加剧。市场竞争加剧又会对企业创新产生怎样的影响?然而,在已有文献中,经济学家就市场竞争对企业创新的影响并未达成共识。

Schumpeter(1942)最早将竞争和垄断问题与创新联系起来,指出市场竞争抑制了企业创新。原因在于垄断企业能够承担创新活动需要的资金投入和创新失败的风险,因而具有更强的创新能力。而市场竞争加剧,会削弱企业预期的创新收益,降低创新激励,不利于创新行为的开展(Aghion and Howitt,1992)。Kraft(1989)、Crépon et al.(1998)分别利用西德地区金属制造业和法国制造业的实证检验证实了这一猜想。Cornaggia et al.(2015)和 Hashmi and Van Biesebroeck(2016)分别以银行业和汽车制造业为例,考察了市场竞争与创新的关系,同样发现二者存在负相关性。此外,Artés(2009)指出市场竞争对企业创新倾向也存在抑制作用。

相反,Arrow(1962)认为竞争条件下企业的创新激励显著高于垄断条件下的创新激励,因此市场竞争有利于企业创新。Nickell(1996)通过研究英国的微观企业数据发现以竞争对手数量和企业利润衡量的市场竞争程度对生产率具有促进作用。Blundell et al.(1999)同样利用英国微观企业数据发现进口渗透率低、行业集中程度高的低竞争性行业创新活动更少。此外,Okada(2005)、Griffith et al.(2010)、Correa and Ornaghi(2011)等由日本、欧盟、美国等发达国家的制造业企业数据也得到了市场竞争促进创新的结论。

更进一步地,Aghion et al.(2005)研究指出市场竞争与企业创新之间呈倒U型关系,即初始竞

争程度较低时竞争会促进创新,初始竞争程度较高时竞争则会阻碍创新。随后,来自瑞典、荷兰、日本、瑞士等企业数据的研究也证实了这种“倒U型”关系的存在(Alder,2010;Michiyuki and Shunsuke,2013;Peneder and Woerter,2014)。基于中国情境下的相关研究也大多支持这一观点(朱恒鹏,2006;聂辉华等,2008;寇宗来和高琼,2013)。当然,并不是所有针对Aghion et al.(2005)的再检验都得到了上述结论:Correa(2012)利用同样的数据,发现这种倒U型关系并不存在。Hashmi(2013)利用美国制造业上市企业数据发现二者仅存在正向关系,并且指出这种差异的产生主要与美国制造业企业间技术差距较小有关。

综上所述,无论在理论分析还是实证检验上,竞争与创新的关系并未得出一致结论。究其原因,一是由于假设条件或样本选择、计量方法、指标选取等方面存在较大差异;二是竞争与创新之间的内生性关系也会影响研究结论,这往往是研究者所忽略的问题。另外,值得一提的是,上述研究大多是针对发达国家展开。区别于这类经济体,中国现阶段的市场制度、市场秩序、法制环境以及产权保护等制度因素尚不完善,在一定程度上制约着竞争对创新的影响,因此,不能像针对发达国家的研究一样,简单将制度因素视为外生给定的变量。相反,将制度因素纳入分析框架,进而揭示中国经济改革过程中制度、竞争与企业创新行为的关系,显得更为重要(吴延兵,2007),这正是本文要尝试做的工作。

三、理论模型

本部分主要借鉴Melitz and Ottaviano(2008)和Antoniades(2015)构建如下理论模型,以考察行政审批中心的建立对企业创新的影响。具体地,行政审批中心将通过两个渠道来影响企业的创新:一是减少企业用于行政审批的时间,从而增加企业用于生产和研发的时间;二是降低企业进入成本,加剧市场竞争,从而对创新活动产生影响。

1. 消费者

假定代表性消费者偏好为如下:

$$U=q_0^c+\alpha\int_{i\in\Omega}q_i^c di+\beta\int_{i\in\Omega}\lambda_i q_i^c di-\frac{1}{2}\gamma\int_{i\in\Omega}(q_i^c)^2 di-\frac{1}{2}\eta\left(\int_{i\in\Omega}q_i^c di\right)^2 \quad (1)$$

其中, q_0^c 和 q_i^c 分别代表每个消费者对同质产品和差异化产品*i*的消费量, λ_i 表示产品质量;参数 α 衡量消费者从差异化产品消费中所获得的效用大小, β 测度消费者对产品质量的偏好程度, γ 衡量非标准化产品的差异程度,若 $\gamma=0$,则产品是完全替代的;参数 η 控制标准化产品和差异化产品间的替代弹性, η 越小,则对差异化产品的相对需求越大。

假定计价物的需求总是大于零($q_0^c > 0$),根据效用最大化可以得到每一种差异化产品的反需求函数:

$$p_i=\alpha+\beta\lambda_i-\gamma q_i^c-\eta Q^c, \quad Q^c=\int_{i\in\Omega}q_i^c di \quad (2)$$

由公式(2)得到如下线性需求系统:

$$q_i=\frac{L}{\gamma}(\alpha+\beta\lambda_i-\eta Q^c-p_i), \quad Q^c=\frac{N}{\eta N+\gamma}(\alpha+\gamma\beta\bar{\lambda}-\gamma\bar{p}) \quad (3)$$

其中, L 表示市场规模或消费者数量, N 为产品种类数, $\bar{p}=\frac{1}{N}\int_{i\in\Omega^*}p_i di$ 和 $\bar{\lambda}=\frac{1}{N}\int_{i\in\Omega^*}\lambda_i di$ 分别表示平均价格和平均产品质量。 Ω^* 表示集合 Ω 中满足下列条件的最大子集:

$$p_i \leq \alpha + \beta \lambda_i^c - \eta Q^c = p_{\max} \quad (4)$$

将 Q^c 代入并整理得到:

$$p_{\max} = \frac{\alpha \gamma}{\eta N + \gamma} + \beta \left(\lambda_i^c - \frac{\eta N}{\eta N + \gamma} \gamma \bar{\lambda} \right) + \frac{\eta N}{\eta N + \gamma} \gamma \bar{p} \quad (5)$$

2. 企业

借鉴 Melitz and Ottaviano(2008),假定劳动力为唯一的生产要素,且计价物的投入产出系数为1,从而工资水平也为1(即 $w=1$)。

企业生产的顺序如下:① N_e 个企业通过支付固定成本 f_e 进入该行业,然后了解到自身的成本参数 c 。其中, c 的累积分布函数为 $G(c)$,取值区间为 $[0, c_m]$ 。② 给定每个企业的成本参数和行政审批效率,企业选择产品质量所对应的研发投入成本为 $z = \theta \lambda^2$ 。③ 给定参数 c 和产品质量,企业选择生产数量、价格,消费者选择消费数量。

3. 企业决策

企业的成本函数为如下:

$$TC_i = \frac{1}{1-t} c_i q_i + \theta \lambda^2, t \in (0, 1) \quad (6)$$

其中,公式的第一项为可变的生产成本, t 表示用于行政审批的时间;第二项为研发的固定投入。其经济学涵义是:企业的生产效率和研发效率一方面取决于企业家自身的能力,另一方面则取决于用于生产的时间。为此,可以把企业的生产效率写成 $\frac{1-t}{c_i}$ 。

给定上述的参数,可以得到企业的定价、产量、加成率和利润:

$$p(c, \lambda) = \frac{1}{2} \left(\alpha - \eta Q^c + \frac{c}{1-t} \right) + \frac{1}{2} \beta \lambda \quad (7a)$$

$$q(c, \lambda) = \frac{L}{2\gamma} \left(\alpha - \eta Q^c - \frac{c}{1-t} + \beta \lambda \right) \quad (7b)$$

$$\mu(c, \lambda) = \frac{1}{2} \left(\alpha - \eta Q^c - \frac{c}{1-t} \right) + \frac{1}{2} \beta \lambda \quad (7c)$$

$$\pi(c, \lambda) = \frac{L}{4\gamma} \left[\left(\alpha - \eta Q^c - \frac{c}{1-t} + \beta \lambda \right)^2 - \theta \lambda^2 \right] \quad (7d)$$

其中, $\mu(c, \lambda) = p(c, \lambda) - \frac{c}{1-t}$ 为绝对加成率。

由利润最大化,可以得到企业的最优产品质量(研发水平):

$$\lambda = s \left(\alpha - \eta Q^c - \frac{c}{1-t} \right), \quad s = \frac{\beta}{(4\gamma\theta/L - \beta^2)} \quad (8)$$

显然, $\partial \lambda(c) / \partial t < 0$, 即企业用于行政审批的时间越多,则研发水平和产品质量越低。令 c_D 为存活企业成本参数的临界点,则 $c_D = \alpha - \eta Q^c$ 。将公式(8)代入(7)中,不难发现,边际成本参数 c 高于 c_D 的企业会退出市场。显然,若 $c = (1-t)c_D$, 则最优的研发投入为 $\lambda(c_D) = 0$, 即那些不进入市场的企业是没有动力进行研发的。从而企业的产品质量可以重新表述为:

$$\lambda = s \left(c_D - \frac{c}{1-t} \right), \quad s = \frac{\beta}{(4\gamma\theta/L - \beta^2)} \quad (9)$$

联合公式(4)得到 $p_{\max} = \alpha - \eta Q^c + \beta \lambda_i = c_D$, 从而公式(7)可以重新整理如下:

$$p(c) = \frac{1}{2}(c_D + \frac{c}{1-t}) + \frac{1}{2}\beta s(c_D - \frac{c}{1-t}) \quad (10a)$$

$$q(c) = \frac{L}{2\gamma}(1+\beta s)(c_D - \frac{c}{1-t}) \quad (10b)$$

$$\mu(c) = \frac{1}{2}(1+\beta s)(c_D - \frac{c}{1-t}) \quad (10c)$$

$$\pi(c) = \frac{L}{4\gamma}(1+\beta s)(c_D - \frac{c}{1-t})^2 \quad (10d)$$

联合式(4)、式(8)和式(10)可以得到:

$$\begin{aligned} c_D &= \alpha - \frac{\eta N}{(\eta N + \gamma)}(\alpha + \beta \gamma \bar{\lambda} - \gamma \bar{p}) \\ \bar{p} &= \frac{1}{2}(c_D + \frac{1}{1-t}\bar{c}) + \frac{1}{2}\beta s(c_D - \frac{1}{1-t}\bar{c}) \\ \bar{\lambda} &= s(c_D - \frac{1}{1-t}\bar{c}) \end{aligned}$$

联立上述三式可以得到 N 的表达式:

$$N = \frac{2\gamma}{\eta} \frac{(\alpha - c_D)}{\gamma\beta s(c_D - \frac{1}{1-t}\bar{c}) - \gamma(c_D + \frac{1}{1-t}\bar{c}) + 2c_D} \quad (11)$$

4. 自由进入条件

均衡状态,企业的预期利润等于进入成本,即:

$$\frac{L}{4\gamma}(1+\beta s) \int_0^{(1-t)c_D} (c_D - \frac{c}{1-t})^2 dG(c) = f_E \quad (12)$$

假定成本参数 c 服从 Pareto 分布 $G(c) = (c/c_m)^k$, $c \in [0, c_m]$, 则根据公式(12)可以求解得到:

$$\begin{aligned} c_D &= \frac{1}{(1-t)} \left[\frac{2(k+1)(k+2)\gamma f_E c_m^k}{(1+\beta s)L} \right]^{\frac{1}{k+2}} \\ &= \frac{1}{(1-t)} \left[2(k+1)(k+2)\gamma f_E c_m^k \left(\frac{1}{L} - \frac{1}{4\gamma\theta}\beta^2 \right) \right]^{\frac{1}{k+2}} \end{aligned} \quad (13)$$

对(13)式求一阶偏导数可知: $\partial c_D / \partial t > 0$, $\partial c_D / \partial f_E > 0$, 即生产中用于行政审批的时间越少、进入成本越低,则临界的成本水平越低,原因在于行政审批效率的提升会促进企业的进入。随着创业行为的广泛开展,行业内的市场竞争加剧,企业的均衡利润也随之降低,这就使得低效率的企业被淘汰。

把公式(13)代入企业的研发投入表达式(9),并求一阶偏导数可得:

$$\frac{d\lambda(c)}{dt} = s \left[\frac{\partial c_D}{\partial t} - \frac{c}{(1-t)^2} \right] = s \frac{1}{(1-t)^2} \left\{ \left[2(k+1)(k+2)\gamma f_E c_m^k \left(\frac{1}{L} - \frac{1}{4\gamma\theta}\beta^2 \right) \right]^{\frac{1}{k+2}} - c \right\} \quad (14)$$

其中, $s = \frac{\beta}{(4\gamma\theta/L - \beta^2)}$ 。由式(14)可知,行政审批效率对企业的研发和技术创新的影响是不确定的:①行政审批效率的改进会直接降低企业非生产成本,从而促进研发创新;②行政审批效率提升也有助于企业研发效率的提升,也可以促进企业研发;③行政审批效率的提升还会加剧竞争,并损害企业的生存空间,从而抑制企业创新。

四、模型设定、指标构建和数据说明

1. 模型设定

本文采用双重差分法(DID)进行政策评估。其基本逻辑是:①挑选未建立行政审批中心的“合适的”地级市为对照组,使其创新增长趋势与实验组大致相同。②计算对照组辖区内企业创新行为在政策前后的差异。在满足上述增长趋势一致的原则下,这一差异同时反映了实验组除行政审批中心建立以外的其他因素对企业创新的影响。③计算实验组企业在行政审批中心建立前后的创新差异,并从中剔除上述共时性因素的影响,即可得到行政审批中心对企业创新的净效应。

理论上,使用 DID 的前提条件是满足随机性假设,即各地级市是否建立行政审批中心必须是随机决定的,否则就会存在样本选择偏差,影响估计结果。就本文而言,行政审批中心是将所有审批事项集中办理的“一站式”服务平台,旨在最大限度地降低政府对微观企业事务的干预以及由此导致的制度性交易成本,改善企业营商环境。因此,行政审批中心建立的初衷并不是提高企业创新水平,由此可以基本确立本研究样本选择的随机性。

此外,DID 估计结果的准确性还依赖于“合适的”对照组的选取,即对照组能否客观反映出实验组在未建立行政审批中心这一反事实情形下的创新变化。为此,本文做了以下工作:在收集了各地级市建立行政审批中心的时间之后,发现这一时间分布相对集中,建立时间较晚或者始终未建立的地级市数量相对较少,这就给本文对照组的选取带来了困难。有鉴于此,本文转而以最具有代表性的 2002 年建立行政审批中心的地级市为实验组,以 2007 年及其以后建立或者始终未建立行政审批中心的地级市作为备选的对照组。对照组样本的确定按照各城市建立行政审批中心之前(即 2002 年以前)专利申请数量增长率与实验组相一致的原则。

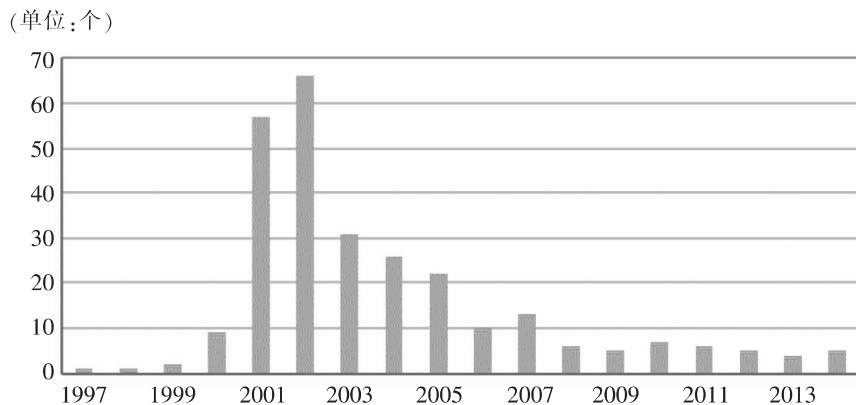


图 1 各地级市建立行政审批中心的时间分布

由此,本文得到了最终样本,其中,实验组包括 50 个城市样本,对照组 31 个城市样本。加总两样本中企业专利申请数量的对数值,得到如图 2 所示的时间变化趋势,具体而言,2002 年之前专利申请数量增长趋势基本一致,2002 年之后实验组较对照组增长率出现了明显上升。由此本文得到了样本满足趋势一致性的初步结论。

为了定量考察行政审批中心对企业创新的影响,DID 模型具体设置如下:

$$y_{fict} = \beta AAC_{ct} + X'_{fict} \delta + \alpha_c + \gamma_t + \eta_i + \varepsilon_{fict} \quad (15)$$

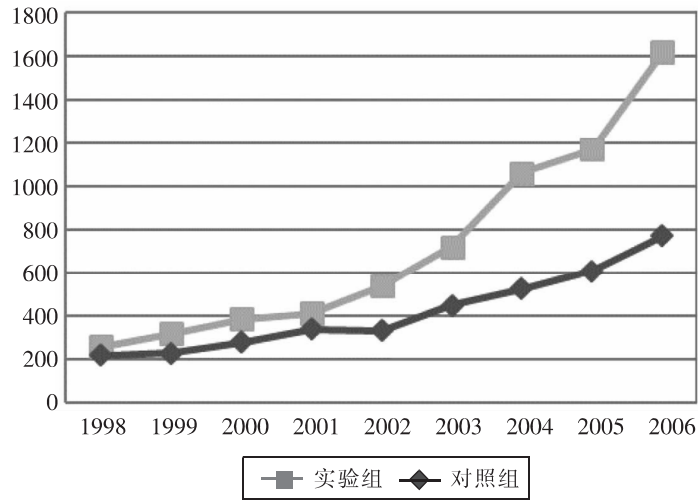


图2 实验组与对照组申请专利数量的变化趋势

其中,下标 c 为城市, i 为行业, f 为企业, t 为时间。 y_{fict} 代表 f 企业的创新成果, AAC 为实验组虚拟变量 $treat$ 与行政审批中心建立的时间虚拟变量 $post$ 之积, 估计系数 β 反映了行政审批中心的建立对企业创新的影响。如果 c 城市在 2002 年建立了行政审批中心, 则 $treat$ 取 1, 反之取 0。 $post$ 的取值为 2002 年及以后取 1、2002 年之前取 0。 X 表示企业层面的控制变量。本文还在模型中加入了时间、城市和行业固定效应 ($\gamma_t, \alpha_c, \eta_i$)。 ε 为误差项。

2. 指标构建

(1) 被解释变量。 y 为描述企业创新活动的指标, 现有研究中有学者用研发费用或研发人员数量等创新投入来衡量企业创新, 但考虑到投入转化为产出的不确定性以及研发投入数据的可得性和准确性, 本文借鉴 Aghion et al. (2005) 采用企业申请专利数量描述企业创新行为。

(2) 核心解释变量——行政审批中心。中国行政审批制度改革的进程集中体现在审批中心的建立与扩散上(夏杰长和刘诚, 2017)。早在 20 世纪 90 年代末期, 广东江门、浙江金华就尝试引入一站式的服务中心, 以改善投资环境、吸引外商投资。进入 21 世纪以来, 特别是加入 WTO 以后, 繁琐的审批程序、冗长的审批时间以及不透明、不规范的审批标准日益成为制约中国经济发展的体制机制障碍。在日益强烈的制度需求下, 行政审批中心作为一种新的制度安排在全国范围内推广。它要求具有审批权限的部门集中办公, 其职能也由最初的为外商投资提供注册审批服务扩展到为所有企业提供注册登记、项目报建、国地税缴纳、资质资格审核等审批事项的一站式办理。特别是限时办结、多证合一、公开审批事项与收费标准、效能监察等配套措施的实行, 有利于相关审批部门缩减审批时间和程序、提高审批效率、规范审批标准、减少受贿等腐败行为的发生, 对企业降低制度性交易成本具有重要意义。

(3) 控制变量。 X 的选取主要参照 Liu et al. (2015), 包括企业年龄 ($\ln age$)、年龄平方 ($\ln age^2$)、出口状态 ($export$)、员工数量 ($\ln employment$)、人均资本 ($\ln avek$)、外资比重 ($foreign\ share$) 以及国有资本比重 ($SOE\ share$)。

(4) 城市建立行政审批中心的决定因素。本文借鉴朱旭峰和张友浪 (2015) 选取了以下三类指标: ①反映城市内部经济与行政特征的因素, 包括行政审批中心建立前一年 (即 2001 年) 该城市的生产总值 ($\ln gdp$)、第二产业比重 ($Industry$)、对外开放程度 ($Open$)、是否为省会或者副省级城市

(*Adm_rank*)。其中,对外开放程度由实际利用外资规模与城市国内生产总值之比表示。此外,本文还加入了年末人口总数(*lnpopulation*)、规模以上的企业数量(*lnN_firms*)、利税总额(*lnntax*)、是否位于东部地区的区位因素(*east*)以及市场化指数(*market*)。②横向扩张效应,这里主要考虑相邻区域采纳比率(*Neibor*),即在2001年该地级市所在省份中已经建立行政审批中心的城市所占比例。③官员政治流动的影响,包括市委书记年龄(*Age_ps*)、任期(*Tenure_ps*)以及市长年龄(*Age_mayor*)与任期(*Tenure_mayor*)、前任书记去向(*PredP_ps*)和前任市长去向(*PredP_mayor*)六个指标。

(5)政策冲击变量。为了剔除样本区间内外生政策冲击对被解释变量可能存在的影响,本文依次构建了国有企业改革、放松外资管制以及加入WTO的衡量指标。其中,国有企业改革(*SOE*)用1998—2001年间中国工业企业数据库中城市国有企业数量占总企业数量的比重表示,放松外资管制(*FDI*)由相同期间内外资企业中外商独资企业的占比得到。最后,加入WTO(*TA*)用2001年CIC四分位行业的平均关税水平衡量。

3. 数据说明

本文数据主要来源于以下四部分:①1998—2006年中国工业企业数据库中的全部制造业行业。该数据库的统计对象为所有国有企业以及规模以上(产品销售收入在500万元以上)的非国有企业,统计指标涵盖了企业名称、代码、年份、成立时间、总资产规模、雇佣工人数量、新产品产出以及企业所有制成分、工业总产值、企业所在城市、所在行业等信息。在使用该数据库之前,本文首先对存在明显统计错误或者不符合会计准则的观测值进行了删除。②1998—2006年中国国家知识产权局统计的专利数据库,该数据库包括了专利申请名称、申请时间、申请单位、申请地址、申请类型(发明专利、实用新型专利以及外观设计专利)。由于该数据库中缺少申请单位的详细信息,为此本文按照申请单位(企业名称)与中国工业企业数据库匹配,再根据申请地址复核。③各地级市建立行政审批中心决定因素的城市层面变量,主要来源于2002年城市统计年鉴和中国党政领导干部资料库、政坛网、择城网等。各省份2001年市场化水平来源于樊纲等(2011)。是否位于东部地区、是否为省会及副省级城市的数据来源于维基百科等网站。④2001年关税水平来源于WTO网站,由于该数据库中关税水平采用HS六分位编码,所以本文首先将HS六分位编码与CIC四分位编码匹配,然后对同一CIC四分位行业中的关税水平进行简单平均。美国制造业行业生产率来源于NBER-CES制造业行业数据库,由附加值与雇佣员工之比得到。通过NAICS编码与CIC四位编码之间的匹配关系,得到基于CIC分类的美国制造业行业生产率。

表1中列出了1998—2006年中国工业企业数据库与专利数据库匹配得到的企业申请专利数量的描述性统计特征。由表1可知,在本研究样本区间内,企业的专利密集度(*lnpatent*)为0.03,其中发明专利、实用新型专利以及外观设计专利密集度分别为0.006、0.013和0.011^①。限于篇幅,其他变量不再一一赘述^②。

五、计量结果分析

本节主要利用上述匹配样本实证检验行政审批中心的建立对企业申请专利数量的影响。具体分为四个部分:①基准回归;②在此基础上,通过剔除样本选择偏差和内生政策冲击等一系列措施,

① 根据本文中的匹配方法,1998—2007年工业企业数据库中全部制造业行业与专利数据库的匹配结果显示,专利密集度为0.11,其中发明专利、实用新型专利以及外观设计专利分别为0.031、0.034和0.041,与Liu and Ma(2015)的匹配结果大致相同。

② 限于篇幅,相关变量的统计性描述详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

表 1 变量统计性描述

	名称	符号	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	专利数量	<i>lnpatent</i>	393513	0.03	0.21	0.00	5.88
	发明专利数量	<i>lnpatent_id1</i>	393513	0.01	0.09	0.00	5.48
	实用新型专利数量	<i>lnpatent_id2</i>	393513	0.01	0.14	0.00	5.04
	外观设计专利数量	<i>lnpatent_id3</i>	393513	0.01	0.14	0.00	5.87

考察估计结果的稳健性；③进一步采用分样本回归和三重差分法探讨行政审批中心对不同专利类型、不同性质企业创新行为的影响差异；④对影响机制进行检验。

1. 基准回归结果

理论上,行政审批中心的建立,一方面降低了企业用于非生产性的交易成本投入,从而促进企业研发创新;另一方面,通过促进企业进入,压缩了企业的利润空间,从而抑制企业创新,因此对企业创新的影响是不确定的。实证检验的估计结果表明,行政审批中心对企业创新存在显著的正向影响^①。表2中第(1)列仅控制了时间、城市和行业固定效应,第(2)列在此基础上加入了企业年龄、年龄平方、员工数量等控制变量,由回归结果可知AAC的估计系数显著为正,即行政审批中心的建立带来了专利申请数量的增加。此外,本文还发现企业的出口行为有助于创新,这与Liu and Ma (2015)的研究结论一致。企业规模、人均资本的提高也有利于创新活动的开展,但企业年龄、国有资本和外商资本比重的增长并没有对企业创新起到促进作用。从固定效应看,企业研发活动随着时间的推移呈上升趋势,并且通用设备、专用设备、航空航天、计算机等高新技术行业的研发产出较其他行业高。第(3)列控制了时间和企业固定效应,估计系数依然显著为正。第(4)、(5)列进一步将*post*拆分为每一年的时间虚拟变量,以考察政策的延续性。依次加入控制变量后,政策效果随时间变化大致呈上升趋势,但期初存在两年的时滞。第(6)列是以企业专利数量增长率为被解释变量的估计结果,AAC的估计系数仍然显著为正。由此,本文得到了行政审批中心促进了企业创新的初步结论。

2. 稳健性检验

(1)控制样本选择偏差。本文主要考虑了以下三类:

行政审批中心的建立是否与地区的创新产出有关?如果行政审批中心集中在创新产出较多的城市,那么上述回归结果不仅反映了制度创新的作用,而且包含了其他影响企业创新的城市层面因素的作用。为此,在Probit模型中以地级市是否建立行政审批中心为被解释变量,以1998—2001年城市平均专利申请数量为解释变量,回归发现创新水平并不影响建立行政审批中心的决策。由此进一步证实了本研究样本的随机性和上述回归结论的准确性。

各地级市建立行政审批中心的决定因素是否也会影响企业创新?如果对这些决定因素不加以识别并在回归中剔除其影响,同样会导致估计结果不准确。本文在Probit模型中借鉴朱旭峰和张友浪(2015)依次纳入官员政治流动、横向扩散效应以及城市内部经济与行政特征三类因素,以识别各地建立行政审批中心的决定因素*S*。回归结果显示,决定因素*S*主要包括以下五个方面:市委书记年龄、市长任期、邻区采纳比率、第二产业比重以及企业数量。接下来,本文将上述决定因素*S*分别

① 由于样本中企业的专利密集度较低,本文回归部分将被解释变量*lnpatent*放大了100倍,相应地,AAC的估计系数也随之扩大100倍,但并不影响估计结果的显著性。

表 2 基础回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>AAC</i>	0.9330*** (0.0001)	0.6035** (0.0480)	0.9050* (0.0537)			0.0034** (0.0322)
<i>AAC</i> 2002				0.3267 (0.2822)	0.2290 (0.4282)	
<i>AAC</i> 2003				0.3556 (0.3071)	0.1804 (0.6288)	
<i>AAC</i> 2004				0.8642*** (0.0047)	0.7883** (0.0154)	
<i>AAC</i> 2005				1.1178*** (0.0007)	0.6148* (0.0809)	
<i>AAC</i> 2006				1.5383*** (0.0017)	0.9148* (0.0681)	
<i>X</i>		Y	Y		Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y		Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y		Y	Y	Y
企业固定效应			Y			
Observations	392866	387722	358236	392866	387722	272386
R-squared	0.0175	0.0424	0.4812	0.0176	0.0425	0.0014

注:括号内为回归系数的 p 值,***、**、* 分别表示 1%、5%和 10%的统计水平上显著,标准差在城市层面进行聚类。

与 $F(t)$ 、 $post$ 交叉后纳入回归方程中以剔除样本选择的影响。其中, $F(t)$ 为时间趋势 t 的三次多项式,表示 S 对被解释变量的影响遵循特定的时间趋势。 AAC 的估计系数均在 10%的统计水平上显著为正,即行政审批中心有利于企业创新水平的提高。

在控制城市层面样本选择的影响之后,如果在位企业为了审批便利,选择向建立有行政审批中心的地区转移,特别是当这些迁移企业本身创新产出较多时,上述估计结果会高估行政审批中心的作用。为此,本文将样本中 2002 年及其以后成立、企业地址在城市层面发生变动的样本删除,回归发现 AAC 的估计系数依然显著。

(2)剔除政策改革。如果样本区间内发生了与被解释变量高度相关的其他政策冲击,也会影响估计结果的准确性。本文主要考虑了 1998—2001 年国有企业改革、放松外资管制以及加入 WTO 三类外生政策冲击对企业创新活动的影响。将构建的政策指标与 $post$ 交叉纳入回归后, AAC 的估计系数仍然显著大于零,这再一次证明行政审批中心的建立有利于促进企业创新。

(3)安慰剂检验。为了检验上述估计结果的稳健性,本文依次进行了以下三类安慰剂检验(Placebo Test):①置换虚假的政策发生时间,分别以 1999 年、2000 年和 2001 年作为实验组建立行政审批中心的时间,构造虚假的政策变量(*Artificial AAC*)并重复上述回归。②只使用政策发生前的样本对实验组虚拟变量 $treat$ 回归。基本思想是在 2002 年之前,各地级市都未建立行政审批中心,两样本在申请专利数量上不应该存在显著差异,否则表明存在其他潜在城市层面因素影响企业创

新。③通过随机抽样的方式构建虚假实验组与对照组。具体而言,在81个城市样本中,随机抽取50个地级市作为实验组,剩余城市作为对照组,生成 *Artificial AAC*, 回归并记录估计系数。循环500次,考察估计系数均值是否为0。

回归结果显示,前两种安慰剂检验得到的 *Artificial AAC* 估计系数均不显著,500次随机抽检得到的估计系数均值为0.00008,接近于0,与预期一致。

(4)其他稳健性检验。在上述回归中,本文主要采用OLS方法估计行政审批中心的建立对企业创新行为的影响。考虑到本文中企业申请专利数量为计数变量的非线性面板,为了提高估计效率,本文采取了一系列其他估计方法:①混合泊松回归;②针对被解释变量可能存在过度分布的问题,继续对样本进行混合负二项回归;③借鉴Liu and Ma(2015)、Ueda and Hirukawa(2003)分别用新产品产出、全要素生产率衡量企业创新活动。回归发现AAC的估计系数依然显著大于0,与上述研究结论一致,再一次证明了本文估计结果的稳健性^①。

(5)平行趋势的再检验。由图2本文得出了样本满足趋势一致性的初步结论,为了严谨起见,本文采用事件研究法(Event Study)进一步验证这一结论的可靠性。由于2002年及其以后年份中,行政审批中心建立的效果叠加到了企业申请专利数量的变化上,本文主要考察2002年以前估计系数的显著性。如果估计系数显著异于零,平行趋势假定不成立。由表3回归结果可知,AAC1999—AAC2001的估计系数均不显著,因此趋势一致性假设成立。

综上,行政审批中心的建立带来了企业创新活动的增加这一研究结论有效。

2. 异质性检验

本部分主要考察行政审批中心的建立对不同专利类型、不同企业创新行为的作用差异,对继续深化行政审批制度改革、切实提高企业创新活力具有极其重要的政策指导意义。为此,本文在模型(15)的基础上拟构建三重差分(DDD)进行识别检验。具体的模型设置参照Cai et al.(2016):

$$y_{fict} = \beta AAC_{ct} \times dz + X_{fict} \times \delta + \alpha_{ct} + \gamma_{it} + \eta_{ci} + \varepsilon_{fict} \quad (16)$$

其中, dz 依次表示企业所有制性质(内资企业为1,否则为0)、企业融资约束程度(SA)、所在行业技术距离(IDF)以及专利密集度(专利密集型行业取1,其余取0)等四个指标^②。 α_{ct} 、 γ_{it} 、 η_{ci} 分别表示城市年份固定效应、行业年份固定效应以及城市行业固定效应,其他变量设置同模型(15)一致。若 β 通过显著性检验,说明行政审批中心的建立对创新活动的影响在不同企业间存在明显差异。回归结果参见表4和表5。

(1)区分专利类型的回归结果。在三种专利类型中,发明专利的审查标准最严格、质量最高,是体现微观企业乃至一国自主创新能力最为重要的指标(张杰等,2014),实用新型和外观设计专利的技术含量较低。专利数据库中包含了每一项申请专利的具体类型,通过这些信息可以考察行政审批中心的建立对不同专利类型的影响,从而间接反映出企业创新质量的变化。根据表4中第(1)、(2)列分样本回归结果可知,行政审批中心对企业创新行为的促进作用主要体现在实用新型专利和外观设计专利上,发明专利数量并未出现显著上升。因此,中国企业自主创新能力的提高仍需进一步深化体制机制改革,实现由模仿到引领创新的转变。

(2)区分内外资企业的回归结果。为了保护知识产权、扩大垄断优势,外资企业每年在华申请的

① 限于篇幅,稳健性检验的回归结果均可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件查看。

② 如Cai et al.(2016)所述,三重差分模型中将行业特征 dz 简单设置为0—1变量可能会导致回归结果被低估,因为在 $dz=0$ 的行业,行政审批中心也可能会促进企业创新。但考虑到它可以控制所有行业特征,本文仍然采用三重差分估计并辅以分样本的双重差分以考察估计结果有效性。

表 3 趋势一致性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
AAC1999	0.1514 (0.4506)	0.1771 (0.3901)	0.1786 (0.3920)	0.2819 (0.1355)
AAC2000	0.1237 (0.5702)	0.1837 (0.4672)	0.1768 (0.4885)	0.3517 (0.1567)
AAC2001	-0.2407 (0.1794)	-0.2373 (0.2620)	-0.2374 (0.2664)	-0.0194 (0.9368)
AAC	0.9383*** (0.0004)	0.6308* (0.0893)	0.6355* (0.0849)	0.7261* (0.0620)
X		Y	Y	Y
Sxpost			Y	
SxF(t)				Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y
Observations	392866	387722	386378	386378
R-squared	0.0175	0.0425	0.0426	0.0427

注:括号内为回归系数的 p 值,***、**、* 分别表示 1%、5%和 10%的统计水平上显著,标准差在城市层面进行聚类。

专利数量不断增加。尽管内资企业可以通过竞争、示范模仿等方式促进企业创新,但如果企业自主创新能力缺失,就会陷入“引进—淘汰—再引进—再淘汰”的恶性循环(刘志彪和张杰,2009)。因此,必须通过体制机制改革不断优化内资企业创新环境、增强自主创新能力。表 4 列出了区分不同企业所有制性质的回归结果。结果发现,行政审批中心的建立对内资企业申请专利数量的促进作用更大,对外资企业的影响不显著。

(3)区分技术距离的回归结果。行政审批中心降低了企业的进入成本、促进了企业进入,使得市场竞争加剧。实际上,市场竞争对企业创新行为的影响还取决于技术距离的大小(Aghion et al., 2005; Aghion et al., 2009)。具体而言,在面对更加激烈的市场竞争时,远离国际技术前沿的企业预期即使创新成功也不足以覆盖创新成本、改善经营绩效,自然就不会采取创新活动,即市场竞争对落后企业的创新行为存在阻碍效应(Discouragement Effect)。相反,那些接近国际技术前沿的企业更有动机去创新,因为创新成功带来的利润增加不但可以弥补事前的创新租金,同时还可以使企业远离市场竞争的威胁,即逃离竞争效应(Escape-competition Effect)。综上,从创新动机上看,本文认为行政审批中心对接近国际技术前沿行业的企业创新行为影响更大。

为此,本文借鉴 Aghion et al.(2009)对技术距离的度量方法^①,将 1998—2001 年美国制造业行业的平均技术水平视为世界技术前沿水平,然后结合同时期中国制造业行业的平均劳动生产率水平,得到不同行业的技术距离指标 IDF_i 。 IDF_i 值越大,表示技术距离越小、越接近国际技术前沿。表 4 中,第(6)、(7)列汇报了分样本回归结果。显然,行政审批中心对那些接近国际技术前沿行业的企业创新促进作用更大,三重差分回归结果也证实了这一结论。

^① 技术距离定义为 $IDF_i = LP_i^{chn} / LP_i^{us}$ 。

表 4 区分专利类型、内外资企业和技术距离的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	发明专利	其他专利	内资企业	外资企业	所有制 DDD	距离小	距离大	技术距离 DDD
<i>AAC</i> × <i>dz</i>					1.4419*** (0.0014)			1.5855** (0.0117)
<i>AAC</i>	0.0097 (0.9525)	0.5996** (0.0124)	0.5911* (0.0786)	0.6356 (0.2549)		0.7737* (0.0791)	0.4758 (0.1188)	
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间×城市					Y			Y
城市×行业					Y			Y
行业×时间					Y			Y
Observations	388292	388292	310258	66212	388267	176106	211852	379248
R-squared	0.0213	0.0363	0.0461	0.0350	0.0611	0.0437	0.0418	0.0615

注:括号内为回归系数的 p 值,***、**、* 分别表示 1%、5%和 10%的统计水平上显著,标准差在城市层面进行聚类;分样本的回归结果中控制了时间、城市和行业固定效应。

(4)区分融资约束的回归结果。外部融资是企业资金的重要来源。然而现阶段,融资难、融资贵问题突出,严重制约企业创新、创业行为的开展。当前由于金融市场不完善,银行贷款仍然是企业获得外部融资最主要的渠道。银行出于自身金融风险控制和贷款监督成本的考量,给予贷款时间长、规模大、风险高的高融资行业的贷款条件往往高于其他同等条件下的信贷业务,这就加剧了企业的贷款难度。相反,低融资约束行业资金需求较小,受融资难、融资贵的影响相对较小。因此,预期行政审批中心的建立更有利于提高低融资约束企业的创新投入和产出。接下来,本文采用 Hadlock and Pierce(2010)构建的 SA 指数衡量企业的融资约束^①,SA 越大表示融资约束越弱。表 5 中,第(1)—(3)列汇报了相应的回归结果:行政审批中心对融资约束程度不同的两类样本企业都起到了显著的促进作用,但对低融资约束企业的创新促进作用更为大。

(5)区分专利密集度的回归结果。本文重点考察行政审批中心对专利密集型企业创新行为的影响。为了更好地引导社会资源的投向,国务院根据行业发明专利密集度、授权规模以及产业成长性等指标编制并颁布了《专利密集型产业目录(2016)》(试行),主要涉及信息基础、软件和信息技术服务、智能制造装备等高新技术产业。专利密集型行业具备较为明显的专利优势,主要依赖技术创新与知识产权参与市场竞争,对贯彻落实创新驱动发展战略、实现产业结构优化升级、推动经济持续增长具有直接而显著的影响。但现阶段,其发展过程中自主创新能力不足问题尤为突出,严重制约着专利密集型企业的技术进步。分样本的回归结果也证实,较之于非专利密集型行业,行政审批中心的建立对专利密集型行业的创新行为影响不显著。因此,开展专利密集型产业培育和扶持工作是今后增强企业自主创新能力、建设创新型国家的重中之重。

3. 影响机制检验

如前文所述,行政审批中心的成立,一方面降低了企业用于非生产性的交易成本投入,从而有

^① $SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 + 0.04 \times Age$, 利用随时间变化不大的企业规模和年龄构建指标,有利于克服以往融资约束指标存在的内生性问题。

表 5 区分融资约束和专利密集度的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	融资约束强	融资约束弱	融资约束 DDD	专利密集型	非专利密集型	专利密集度 DDD
$AAC \times dz$			12.3218*** (0.0000)			0.0509 (0.9311)
AAC	0.3618** (0.0441)	0.8712* (0.0960)		0.4259 (0.4744)	0.6311** (0.0235)	
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间×城市			Y			Y
城市×行业			Y			Y
行业×时间			Y			Y
Observations	176106	212186	379248	95743	292549	388267
R-squared	0.0437	0.0424	0.0615	0.0507	0.0403	0.0609

注:括号内为回归系数的 p 值,***、**、* 分别表示 1%、5%和 10%的统计水平上显著,标准差在城市层面进行聚类;分样本的回归结果中控制了时间、城市和行业固定效应。

利于企业研发创新;另一方面,则通过促进企业进入、迫使低效率企业退出影响企业创新。本节对上述机制进行检验。回归结果汇报在表 6 中。

行政审批中心的建立,表现为审批程序、审批时间的削减和收费标准的规范化管理,对企业而言就体现为制度性交易成本的下降。制度性交易成本的衡量,借鉴已有文献中用销售费用、管理费用以及财务费用之和或三种费用之和占总资产的比重表示^①。为了直观起见,本文采用三类费用之和与企业总利润的比重表示,即企业每赚取一单位利润所需要负担的制度性交易成本的多寡。由第(1)列回归结果可知,行政审批中心的建立显著降低了企业的制度性交易成本。

制度性交易成本的下降,特别是审批时间的缩减,有利于潜在企业家及时把握市场契机、拉动创业。本文采用 Probit 模型来检验这一假设,如果企业在 t 年为新进入企业, $entry$ 取 1, 否则为 0。回归结果表明,行政审批中心的建立在当期并没有显著提高企业进入倾向^②。考虑到政策时滞效应的存在,本文依次取 $post$ 滞后一期和滞后二期。相应地, AAC 的值也随之变化。重复上述回归,第(3)、(4)列发现 AAC 估计系数显著性逐渐提高,在滞后二期时显著大于 0。因此,行政审批中心有利于提高企业进入倾向的假设成立。

随着新企业的进入,市场竞争加剧,导致无效率或低效率的企业被迫退出,即企业退出倾向加剧。类似地,如果企业在 t 年退出市场, $exit$ 取 1, 否则为 0。Probit 回归结果表明,行政审批中心的建立显著提高了企业退出市场的倾向。此外,三重差分(AAC_tfp)回归结果显示,生产率越高的企业退出倾向越低,即无效率或者低效率的企业更可能在市场竞争中被淘汰,与假设一致。

专利申请是企业创新的结果,从投入看,行政审批中心的建立还会影响企业的研发投入。为此,

① 这种度量方法主要用来衡量交易成本的多寡,而制度性交易成本只是交易成本的一部分,用这一指标衡量制度性交易成本比较粗糙。但鉴于数据的不可得性,本文采用这一指标观察其大致变化。

② 由于中国工业企业数据库中只记录了规模以上的企业的进入,而忽略了小规模企业的进入,所以上述回归结果可能存在低估。

表 6 影响机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	交易成本	entry			exit		研发投入
AAC	-12.0591** (0.0230)	0.0362 (0.6433)	0.0387 (0.5823)	0.1038* (0.0908)	0.1645** (0.0325)	0.2096*** (0.0000)	0.0761* (0.0820)
AAC_tfp						-0.0697*** (0.0030)	
X	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Sxpost	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y		Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y		Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	3719611	353433	353433	353433	386378	369640	256647

注：括号内为回归系数的 p 值，***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著，标准差在城市层面进行聚类；第 (6) 列控制了城市—时间双向固定效应。

本文也将对研发投入进行考察。考虑到数据的可得性，本文仅利用 2001—2006 年企业的研发投入检验^①。由回归结果可知，行政审批中心的建立提高了企业的研发投入水平。

六、研究结论

自 2001 年以来，行政审批制度改革深入开展，不断为大众创业、万众创新释放活力、清障搭台。然而，在国家不断出台各种政策以确保创新驱动发展各项任务落实到位的背景下，鲜有文献考察这一制度改革对中国企业创新行为的影响。事实上，以体制机制改革激发创新活力，是中国进入创新型国家行列的有力保障。为此，本文在理论分析的基础上，利用 1998—2006 年中国工业企业数据库，采用双重差分法和三重差分法实证分析了行政审批中心的建立对企业创新行为的影响以及对不同专利类型、不同企业的作用差异。研究发现：总体而言，行政审批中心的建立显著提高了企业的创新水平。经过一系列稳健性检验之后，该结论依然成立；但政策效果在不同专利类型、不同性质企业间存在明显差异。具体表现为，实用新型专利和外观设计专利、内资企业、接近国际技术前沿行业、低融资约束行业以及非专利密集型行业企业从行政审批中心的建立中获益更大；从影响机制上看，行政审批中心的建立显著降低了企业的制度性交易成本，一方面对增加研发时间和资金、节省创新成本、提高研发效率起到了积极作用；但另一方面，企业进入增加导致市场竞争加剧，压缩企业利润空间，不利于创新行为的开展。

本文的政策涵义是较为明显的：针对当前中国本土企业自主创新能力不足的现状，在坚持创新驱动发展的战略要求下，政府应着力推进行政审批制度改革的深化、完善行政审批中心职能、促进政府职能转变，进一步释放制度活力以增强企业自主创新能力、建设创新型国家。具体而言：①要继续精简审批项目——该取消的取消、该下放的下放、该合并的合并、该调整的调整，最大限度地减少

^① 由于 2004 年企业的研发投入数据缺失，本文借鉴聂辉华等 (2008) 的处理方法，用 2003 和 2005 年相应数据的平均值代替。

政府对微观事务的干预,发挥市场对资源配置的决定作用,激发市场活力与社会创造力。②对于政府保留审批权限的项目,既要厘清各部门职责又要加强部门间协作,形成高效联动机制,防止各部门之间出现相互扯皮、推诿,落实依法限时办结制度,切实缩减审批时间、提高审批效率。③完善融资支持、财税优惠等配套措施。除了审批难、审批慢等问题以外,融资难、融资贵、高税费、高物流成本等也限制了企业创新行为的开展。这就需要出台降低制度性交易成本、正税清费、深化金融企业改革、降低电力物流成本等措施的“组合拳”,优化营商环境,切实降低企业负担。④国家要加快培育专利密集型产业,这对实施创新驱动发展战略、实现产业结构优化升级、推动经济持续增长具有直接而显著的意义。为此,政府要大力倡导创新理念、整合创新资源、保护创新成果,提高企业创新活动的预期收益,鼓励并引导企业进行更多的研发创新,实现自主创新能力与经济效益提升的良性互动。

[参考文献]

- [1]陈时兴. 行政服务中心对行政审批制度改革的机理分析[J]. 中国行政管理, 2006,(4):36-39.
- [2]樊纲,张小鲁,朱恒鹏. 中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2011 年报告[M]. 北京:经济科学出版社, 2011
- [3]寇宗来,高琼. 市场结构、市场绩效与企业的创新行为——基于中国工业企业层面的面板数据分析[J]. 产业经济研究, 2013,(3):1-11.
- [4]刘志彪,张杰. 中国本土制造业企业出口决定因素的实证分析[J]. 经济研究, 2009,(8):99-112.
- [5]鲁桐,党印. 投资者保护、行政环境与技术创新:跨国经验证据[J]. 世界经济, 2015,(10):99-124.
- [6]聂辉华,谭松涛,王宇锋. 创新、企业规模和市场竞争:基于中国企业层面的面板数据分析[J]. 世界经济, 2008,(7):57-66.
- [7]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.
- [8]吴延兵. 市场结构、产权结构与 R&D——中国制造业的实证分析[J]. 统计研究, 2007,(5):67-75.
- [9]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.
- [10]张杰,郑文平,翟福昕. 竞争如何影响创新:中国情景的新检验[J]. 中国工业经济, 2014,(11):56-68.
- [11]朱恒鹏. 企业规模、市场力量与民营企业创新行为[J]. 世界经济, 2006,(12):41-52.
- [12]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.
- [13]Acharya, V., R. Baghai, and K. Subramarian. Labour Laws and Innovation[J]. Journal of Law and Economics, 2013,(56):997-1037.
- [14]Aghion, P., N. Bloom, R. Blundell, R. Griffith, and P. Howitt. Competition and Innovation: an Inverted-U Relationship[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2005,120(2):701-728.
- [15]Aghion, P., R. Blundell, R. Griffith, P. Howitt, and S. Prantl. The Effects of Entry on Incumbent Innovation and Productivity[J]. The Review of Economics and Statistics, 2009,91(1):20-32.
- [16]Aghion, P., R. Burgess, S. Redding, and F. Zilibotti. The Unequal Effects of Liberalization: Evidence from Dismantling the License Raj in India[J]. American Economic Review, 2008,98(4):1397-1412
- [17]Aghion, P., and P. Howitt. A Model of Growth through Creative Destruction[J]. Econometrica, 1992,60(2):323-351.
- [18]Alder, S. Competition and Innovation: Does the Distance to the Technology Frontier Matter [R]. University of Zürich, Institute for Empirical Research in Economics Working Paper, 2010.
- [19]Amici, M., S. Giacomelli, F. Manaresi, and M. Tonello. Red Tape Reduction and Firm Entry: New Evidence from an Italian Reform[J]. Economics Letters, 2016,(146):24-27.
- [20]Anton, J., G. Hillary, and Y. Dennis. Policy Implications of Weak Patent Rights[J]. Innovation Policy and the Economy, 2006,(6):1-26.

- [21]Antoniades, A. Heterogeneous Firms, Quality, and Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2015,95(2): 263–273.
- [22]Arrow, K. J. Economic Welfare and the Allocation on Resources for Invention[A] Nelson, R.R.(ed.). *The Rate and Direction of Inventive Activity*[C]. Princeton: Princeton University Press. 1962.
- [23]Artés, J. Long–run versus Short–run Decisions: R&D and Market Structure in Spanish Firms [J]. *Research Policy*, 2009,38(1):120–132.
- [24]Barbosa, N., and A. P. Faria. Innovation across Europe: How Important are Institutional Differences [J]. *Research Policy*, 2011,40(9):1157–1169.
- [25]Bassanini, A. Labour Market Institutions, Product Market Regulation and Innovation: Cross–Country Evidence[J]. OECD Department of Economics Working Paper, 2002.
- [26]Blundell, R., R. Griffith, and J. Van Reenen. Market Share, Market Value and Innovation in a Panel of British Manufacturing Firms[J]. *Review of Economic Studies*, 1999,66(3):529–554.
- [27]Boone, J. Competitive Pressure: The Effects on Investments in Product and Process Innovation[J]. *Rand Journal of Economics*, 2001,31(3):549–569.
- [28]Bripi, F. The Role of Regulation on Entry: Evidence from the Italian Provinces [R]. World Bank Policy Research Working Paper, 2016.
- [29]Cai, X., Y. Lu, M. Wu, and L. Yu. Does Environmental Regulation Drive Away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from A Quasi–Natural Experiment in China [J]. *The Journal of Development Economics*, 2016,(123):73–86.
- [30]Chamarbagwala, R., and G. Sharma. Industrial De–licensing, Trade Liberalization, and Skill Upgrading in India[J]. *Journal of Development Economics*, 2010,96(2):314–336.
- [31]Chowdhury, R. H., and M. Maung. Financial Market Development and the Effectiveness of R&D: Evidence from Developed and Emerging Countries[J]. *Research in International Business and Finance*, 2012,26(2):285–272.
- [32]Cornaggia, J., Y. Mao, X. Tian, and B. Wolfe. Does Banking Competition Affect Innovation [J]. *Journal of Financial Economics*, 2015,115(1):189–209.
- [33]Correa, J. A. Innovation and Competition: An Unstable Relationship [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2012, 27(1):160–166.
- [34]Correa, J. A. and C. Ornaghi. Competition and Innovation: Evidence from U.S. Patent and Productivity Data[J]. *Journal of Industrial Economics*, 2011,62(2):258–285.
- [35]Crépon, B., E. Duguet, and J. Mairessec. Research, Innovation and Productivity: An Econometric Analysis at the Firm Level[J]. *Economics of Innovation and New Technology*, 1998,7(2):115–158.
- [36]Griffith, R., R. Harrison, and H. Simpson. Product Market Reform and Innovation in the EU [J]. *Scandinavian Journal of Economics*, 2010,112(2):389–415.
- [37]Hadlock, C., and J. Pierce. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index[J]. *Review of Financial Studies*, 2010,23(5):1909–1940.
- [38]Hashmi, A. R. Competition and Innovation: The Inverted–U Relationship Revisited [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2013,95(5):1653–1668.
- [39]Hashmi, A. R., and J. Van Biesebroeck. The Relationship between Market Structure and Innovation in Industry Equilibrium: A Case Study of the Global Automobile Industry [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2016, 98(1):192–208.
- [40]Katz, M., and C. Shapiro. R&D Rivalry with Licensing or Imitation [J]. *The American Economic Review*, 1987,77(3):402–420.

- [41]King, R., and R. Levine. Finance and Growth: Schumpeter Might be Right [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1993,108(3):717–737.
- [42]Kraft, K. Market Structure, Firm Characteristics and Innovative Activity [J]. *Journal of Industrial Economics*, 1989,37(3),329–336.
- [43]Liu, Q., and H. Ma. Trade Policy Uncertainty and Innovation: Firm Level Evidence from China’s WTO Accession[R]. Working Paper, 2015.
- [44]Liu, Q., R. Lu, Y. Lu, and T. Luong. Is Free Trade Good or Bad for Innovation[R]. Working Paper, 2015.
- [45]Melitz, M., and G. Ottaviano. Market Size, Trade, and Productivity [J]. *Review of Economic Studies*, 2008, 75(1):295–316.
- [46]Michiyuki, Y., and M. Shunsuke. Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship Using Japanese Industry Data[R]. RIETI Working Paper, 2013.
- [47]Morales, M. Financial Intermediation in a Model of Growth through Creative Destruction [J]. *Macroeconomic Dynamics*, 2003,7(3):363–393.
- [48]Nickell, S. J. Competition and Corporate Performance[J]. *Journal of Political Economy*, 1996,104(4):724–746.
- [49]Okada, Y. Competition and Productivity in Japanese Manufacturing Industries [J]. *Journal of the Japanese and International Economics*, 2005,19(4):586–616.
- [50]Peneder, M., and M. Woerter. Competition, R&D and Innovation: Testing the Inverted-U in a Simultaneous System[J]. *Journal of Evolutionary Economics*, 2014,24(3):653–687.
- [51]Rauch, J. Modelling the Informal Sector Formally[J]. *Journal of Development Economics*, 1991,5(1):33–47.
- [52]Schumpeter, J. A. *Capitalism, Socialism and Democracy*[M]. New York: Harper and Brothers, 1942.
- [53]Sharma, G. Competing or Collaborating Siblings? Industrial and Trade Policies in India [J]. *Ssrn Electronic Journal*, 2007,5(5):331–350.
- [54]Ueda, M., and M. Hirukawa. Venture Capital and Productivity [R]. University of Wisconsin Working Paper, 2003.

The Reform of Administration Approval System and Firms’ Innovation

WANG Yong-jin, FENG Xiao

(School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: Using the Quasi-Natural Experiment of establishing administrative approval center and combined with Chinese micro enterprise data, this paper studies the impacts of administrative approval system reform on enterprise innovation with the difference-in-differences and triple difference methods. We find that administrative approval center significantly improved the level of enterprise innovation and after a series of robustness tests, the conclusion remains valid. However, there are differences in policy effect between the type of patents and firms. Specially, utility model and appearance design patent, domestic-funded enterprises, firms close to the international technological frontier and firms in low external financial dependence and non-patented intensive industries benefitted more from the institutional reform. Finally, from the perspective of influence mechanism, Administrative Approval Center obviously reduced institutional transaction cost and fostered R&D and technological innovation for enterprises on the one hand. Yet on the other hand, the improvement of administrative approval efficiency promoted enterprises entering and squeezed the living space of incumbent enterprises, which discouraged innovation.

Key Words: efficiency of administrative approval; institution; market competition; enterprise innovation

JEL Classification: D02 O31 F22

[责任编辑:许明]