

商事制度改革对企业创新的影响^{*}

李小平 余东升

摘要:商事制度改革如何影响企业创新,是现阶段政策制定者和学界共同关注的重大问题。本文构建了商事制度改革影响企业创新的理论模型,并以商事制度改革为“准自然实验”,将手工收集整理的中国286个地级市商事制度改革数据与2010—2018年中国A股上市企业数据库匹配,采用多期双重差分模型实证分析了商事制度改革对企业创新的影响效应以及渠道机制。研究发现,商事制度改革有助于企业创新水平的提升。在进行多项稳健性检验后,本文的研究结论依然可靠。影响机制分析发现,商事制度改革主要是通过降低企业制度成本以及企业进入成本,增加企业研发时间和资金,从而提升企业创新水平,同时企业竞争的“倒逼效应”在企业创新中发挥了积极作用。异质性分析发现,民营企业、实用新型专利和外观专利、高融资约束企业从商事制度改革中获益更大。本文研究结论对于进一步推进商事制度改革以及如何提升企业创新水平、建设创新型国家有着重要启示。

关键词:商事制度改革 企业创新 制度成本 企业进入

一、引言

创新是企业获得核心竞争力和应对激烈市场竞争的重要途径,也是国家经济高质量发展的主要驱动力。为了更好地推进创新战略的实施,保障我国顺利迈入创新型国家行列,我国政府推出了一系列服务优化与创新、放管结合以及简政放权的革新举措。2014年国务院发布的《关于促进市场公平竞争维护市场正常秩序的若干意见》正式启动了商事制度改革^①。在此之后,2015年国家又发布《关于加快推进“三证合一”登记制度改革的意见》以及《关于“先照后证”改革后加强事中事后监管的意见》,积极推行“三证合一”登记流程、“一照一码”登记方式。2016年国务院公布《关于加快推进“五证合一、一照一码”登记制度改革的通知》,在“三证合一”改革有效落实的基础上,继续改进和完善,逐步达成“五证合一”,进一步促进企业创新、改善企业营商环境。随后,各省市也开展了企业登记、监管、注销等方面的一系列改革,如全程电子化改革、一网通办、“互联网+监管”、一窗受理、一证通办、“多证合一”等。六年以来,商事制度改革正在不断助力中国发展,积极推动“有效市场+有为政府”制度体系的形成(王贤彬、黄亮雄,2019)。商事制度改革作为现阶段放管服改革中的一项重大改革举措,持续为企业创新、企业营商环境改善释放着自己的制度“红利”。

商事制度改革是政府参与和支持企业创新活动的一项重要探索。然而,政府参与对于企业创新的作用在以往文献研究中一直存有争议,主要有促进论和抑制论两种不同观点。部分研究显示,政

^{*} 李小平、余东升,中南财经政法大学经济学院,邮政编码:430073,电子邮箱:chineselixp@126.com,649813218@qq.com。基金项目:国家社会科学基金重大项目“‘一带一路’区域价值链构建与中国产业转型升级研究”(18ZDA038);国家社会科学基金一般项目“贸易摩擦对我国出口企业技术创新的影响及突围路径”(20BJL053)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

①商事制度改革的具体内涵是将注册资本实缴登记制改为注册资本认缴登记制,取消了原有对公司注册资本、出资方式、出资额、出资时间等硬性规定,取消了经营范围的登记和审批,从以往的“重审批轻监管”转变为“轻审批重监管”,旨在简化企业登记注册流程,缩减企业登记和审批时间,降低企业交易成本。

府干预有助于鼓励公司实施创新活动(Doh & Kim, 2014; Guo et al, 2016),在企业创新活动中扮演“帮助之手”(张杰等, 2015; 王永进、冯笑, 2018)。然而,也有一些研究发现政府参与阻碍了企业创新活动的开展(Boeing, 2016),损害了企业创新效率(黎文靖、郑曼妮, 2016),在企业创新活动中扮演“掠夺之手”(叶祥松、刘敬, 2018)。那么一个自然的疑问是:商事制度改革在企业创新活动中究竟扮演的是促进还是抑制的角色?如果是促进的,那么商事制度改革促进企业创新的途径又是什么?为此,本文手工收集了全国 286 个地级以上城市的商事制度改革数据,并将地级市商事制度改革数据与 2010—2018 年中国 A 股上市企业数据库相匹配,采用多时点双重差分模型实证分析了商事制度改革对企业创新的影响效应以及渠道机制。对上述问题的回答,将为进一步深化商事制度改革、最大限度地释放制度活力以激发企业创新潜力提供理论参考。

二、文献综述

作为国内市场经济改革的重要内容之一,商事制度改革提出的时间并不长,现有文献主要从理论层面对商事制度改革进行了一些定性的研究,大部分采用的是案例研究法,难以提供充分的证据来验证落实商事制度改革的经济效益。因而,一些学者开始关注商事制度改革的宏观经济绩效。徐现祥和马晶(2019)采用广东省 177 个区县的数据考察了商事制度改革数量和质量对市场主体进入的影响,研究发现商事制度改革的质量是提高市场进入率的主要因素。张莉等(2019)利用 2017 年广东省商事制度改革的公司调研问卷,就商事制度改革对于公司制度成本产生的作用展开验证,实证结果表明商事制度改革有利于降低公司制度性成本。黄亮雄等(2019)将商事制度改革实施的时间作为分界变量,利用准自然实验方法,考察了中国 284 个地级市是否进行商事制度改革与吸引外资之间的关系,结果表明商事制度改革显著促进了外资流入。夏杰长和刘诚(2020)利用 2013—2016 年中国 285 个地级及以上城市的创新数据,考察了契约精神、商事改革与城市创新水平三者的关系,发现契约精神和商事改革能促进城市创新水平的提升。刘诚和杨继东(2020)采用地级市是否成立市场监管局来衡量商事制度改革,考察了商事制度改革对产业化水平的影响,研究发现设立市场监管局促进了专业化水平的提高。这些文献定量考察了商事制度改革产生的经济效应,但是只涉及特定区域或者国内宏观层面的经济效应,到目前为止尚未有关于商事制度改革影响微观企业创新的相关研究文献。

商事制度改革是行政审批制度改革发展过程中产生的一种派生制度创新,是对行政审批环节流程的优化和再造(张莉等, 2019)。近些年,很多文献强调了行政审批改革的重要性。例如王永进和冯笑(2018)以各地行政审批中心成立与否为“准自然实验”,考察了行政审批改革对 1998—2006 年工业企业创新水平的影响,发现行政审批改革显著提升了工业企业创新水平。毕青苗等(2018)借助是否设立行政审批中心以及行政审批中心进驻部门数量,考察了行政审批改革对 1998—2007 年工业企业进入率的影响,发现行政审批改革显著提高了企业进入率。朱光顺等(2020)用同样的指标衡量了行政审批改革,考察了行政审批改革对 1998—2007 年工业企业全要素生产率的影响,发现行政审批改革提高了工业企业全要素生产率水平。这些文献大多集中在 2000—2010 年的行政审批改革,主要考察的是 2000—2010 年期间行政审批中心成立与否或数量多少对企业行为的影响,样本研究时限也多在 2010 年之前,还未涉及新一轮商事制度改革对中国企业创新行为的影响效应。此外,新一轮商事制度改革是对行政审批改革的继承和发展,已成为中国社会主义市场经济体制和秩序的重要内容,与企业营商环境和研发创新环境息息相关,体现的内涵可能与 2000—2010 年的行政审批体制改革有所差异,会产生何种影响效应更值得现阶段从经济学角度予以研究和探索。因此,本文对于当下商事制度改革如何影响中国企业创新进行实证研究,不仅有助于打开商事制度改革影响企业创新的“黑匣子”,而且从新的制度视角丰富了企业创新的相关研究。

商事制度改革是政府参与和引导企业创新的一项重要探索(刘诚、杨继东, 2020),属于制度环境范畴,在一定程度上可以反映政府干预力度。差的制度环境增加了企业进入门槛,提高了企业进入

成本,降低了资源配置效应,不利于企业创新(Svensson,2005)。Klapper et al(2006)利用一个欧洲公司的综合数据库,考察了市场准入规则对新有限责任公司的创建、进入者的平均规模和现有公司的增长的影响,研究发现费用高昂的市场准入管制阻碍了新企业的进入,并使原先进入成本较高行业的在位企业成长缓慢。Dreher & Gassebner(2013)利用全球 43 个国家政府法规数据,研究发现在登记注册新企业所需程序越多、最低注册资本金要求越高的国家,企业进入越容易受到阻碍,创业所需的程序数量和最低资本要求的增加不利于创业。好的制度环境能够降低公司的交易成本,鼓励企业积极开展创新活动。近年来,各国政府大力推进行政审批制度改革,就是为了减少政府对企业的干预,简化和缩短企业注册程序和时间,降低企业交易费用,促使新企业进入市场门槛降低(Amici et al,2016),加剧企业之间竞争,倒逼企业提升研发创新水平以摆脱“竞争”。国外文献如 Alfaro & Chari(2014)研究的印度放松部分行业的准入管制、Branstetter et al(2014)研究的葡萄牙“一站式注册”以及 Amici et al(2016)研究的意大利“一站式商店”均促进了企业的进入。夏杰长和刘诚(2017)利用 2010—2014 年中小板上市公司数据,研究表明行政审批改革促使公司交易成本降低,推动了经济的快速发展。毕青苗等(2018)考察了 1998—2007 年行政审批中心的成立对工业企业进入几率的影响,结果表明成立行政审批中心有利于工业企业更加便利地进入市场。王永进和冯笑(2018)基于 1998—2006 年工业企业数据库,发现行政审批中心的成立促进了企业创新水平的提升。此外,公司营商环境的优劣,会直接影响公司创新以及市场运行良好与否(夏后学等,2019)。优越的营商环境有助于企业非生产性交易成本的减少,促使公司绩效明显提升(许和连、王海成,2018),推动企业开展创新活动。反之,恶劣的营商环境则不利于企业创新。

综上所述,在现有文献中,更多学者考察的是准入管制、政府管制、“一站式注册”、行政审批中心成立与否或数量多少对创新创业的影响,虽然这些均属于行政审批改革措施,但是这些行政审批改革措施考察的时限相对较早,多为针对 2010 年之前情况的研究,还未涉及新一轮商事制度改革对微观企业创新行为的影响效应。并且,以往行政审批中心成立与否或数量多少的文献(王永进、冯笑,2018;毕青苗等,2018;朱光顺等,2020)、商事制度改革实施时间的文献(黄亮雄等,2019)以及地级市是否成立市场监管局的文献(刘诚、杨继东,2020),可能无法真实地反映各地实际落实商事制度改革的效果。为了排除各地为完成上级要求而可能存在的形式主义现象,本文将设定规则集中在商事制度改革实施的具体内容和措施上。此外,鲜有文献从理论和实证双重层面探究商事制度改革对企业创新的影响。对此,本文从新的制度视角出发,将新一轮的商事制度改革纳入企业创新分析框架中,揭示中国经济改革过程中制度与企业创新的关系,这对于优化企业营商环境,加速创新型国家的建设,是非常重要的,这亦是本文写作的初衷。

三、理论模型

本节主要借鉴 Antoniadou(2015)的方法,构建商事制度改革影响企业创新的理论模型。

1. 消费者行为。本文借鉴 Antoniadou(2015)的方法,设定 q_0 和 q_i 分别为同质产品和差异化产品 i 的消费量, ω_i 表示差异化产品 i 的质量, $\alpha, \beta, \delta, \eta$ 分别表示消费者对产品 i 的偏好程度、效用、差异程度以及替代弹性,在此基础上,消费者效用函数可表示如下:

$$U = q_0 + \alpha \int \omega_i q_i di + \beta \int q_i di - \frac{1}{2} \delta \int (q_i)^2 di - \frac{1}{2} (\eta \int q_i di)^2 \quad (1)$$

对式(1)求导,产品 i 的反需求函数可表示如下:

$$p_i = \beta + \alpha \omega_i - \delta q_i - \eta Q_i, Q_i = \int q_i di \quad (2)$$

由此,产品 i 的市场需求函数可表示如下:

$$q_i = \frac{M}{\delta} (\beta + \alpha \omega_i - \eta Q_i - p_i), Q_i = \frac{N}{\delta + \eta N} (\beta + \alpha \bar{\omega} - \delta \bar{p}) \quad (3)$$

式(3)中, M 表示市场规模和消费者数量, p_i 为差异化产品 i 的价格,对于单个消费者而言,产品 i 的消费量就为 Q_i ,差异化产品 i 有 N 种, $\bar{\omega} = \int \omega_i di / N$ 为差异化产品 i 的平均质量, $\bar{p} = \int p_i di / N$ 为差异化产品 i 的平均价格。

因为 $q_i \geq 0$,所以消费者能接受差异化产品 i 的最高价格为:

$$p_i \leq \beta + \alpha \omega_i - \eta Q_i = p_{\max} = \frac{\delta \beta}{\delta + \eta N} + \alpha \left(\omega_i - \frac{\eta N}{\delta + \eta N} \delta \bar{\omega} \right) + \frac{\eta N}{\delta + \eta N} \delta \bar{p} \quad (4)$$

2. 企业行为。本文借鉴 Melitz & Ottaviano(2008)的方法,假定投入产出系数为1,劳动力是唯一的生产要素,工人工资水平也为1,提供公司生产差异化产品所耗费的成本参数 c_i ,企业研发投入参数 θ ,企业业务办理时间参数 t (即行政审批时间), $t \in (0, 1)$,差异化产品 i 的成本函数可设定如下:

$$TC_i = \frac{1}{1-t} c_i Q_i + \theta \omega_i^2 \quad (5)$$

式(5)中,差异化产品 i 的可变成本为 $c_i Q_i / (1-t)$,差异化产品 i 的研发成本为 $\theta \omega_i^2$,因此,差异化产品 i 的研发和生产不仅与企业家自身的能力有关系,而且与企业非生产性时间(即相关业务办理时间等)有关系。

根据式(2)、(3)、(4)、(5),差异化产品 i 的价格、产量和利润可表示如下:

$$\begin{aligned} p(c_i, \omega_i) &= \frac{1}{2} \left(\beta - \eta Q_i + \frac{c_i}{1-t} \right) + \frac{1}{2} \alpha \omega_i \\ Q(c_i, \omega_i) &= \frac{M}{2\delta} \left(\beta - \eta Q_i - \frac{c_i}{1-t} + \alpha \omega_i \right) \\ \pi(c_i, \omega_i) &= \frac{M}{4\delta} \left(\beta - \eta Q_i - \frac{c_i}{1-t} + \alpha \omega_i \right)^2 - \theta \omega_i^2 \end{aligned} \quad (6)$$

根据企业利润最大化原则,对 c_i 和 ω_i 求导,差异化产品 i 的研发水平可表示为:

$$\omega_i = \frac{\alpha}{\frac{4\delta\theta}{M} - \alpha^2} \left(\beta - \eta Q_i - \frac{c_i}{1-t} \right) \quad (7)$$

从式(7)不难看出, ω_i 和 t 存在负向关系,即商事制度改革实施后,随着企业用于开办、审批的时间越短,企业产品研发水平(产品质量)越高。

3. 企业进入决策。本文假设 c_e 表示存活企业的临界成本参数,联立式(6)和式(7),则有 $c_e = \beta - \eta Q_i$ 。因此,一旦企业成本参数 $c_i > c_e$,企业就会退出市场。结合式(7), $c_i = (1-t)c_e$,则产品研发水平 $\omega_i = 0$,即不进入市场的企业是没有研发动力的。式(7)也可表示为:

$$\omega_i = \frac{\alpha}{\frac{4\delta\theta}{M} - \alpha^2} \left(c_e - \frac{c_i}{1-t} \right) \quad (8)$$

进一步地,联合式(3)、式(6)和式(8),可得到差异化产品种类数量的表达式:

$$N = \frac{2\delta}{\eta} \frac{(\beta - c_e)}{\frac{\alpha^2}{\frac{4\delta\theta}{M} - \alpha^2} \left(c_e - \frac{1}{1-t} \bar{c} \right) - \left(c_e + \frac{1}{1-t} \bar{c} \right) + 2c_e} \quad (9)$$

式(9)中,差异化产品 i 的平均成本参数为 \bar{c} 。因此,在均衡状态下有:

$$\frac{M}{4\delta} \left(1 + \frac{\alpha^2}{\frac{4\delta\theta}{M} - \alpha^2} \right) \int_0^{(1-t)c_e} \left(c_e - \frac{c_i}{1-t} \right)^2 dG(c_i) = f_e \quad (10)$$

式(10)中,企业生产差异化产品*i*的固定成本为 f_e 。在此基础上,本文假定 c_i 服从帕累托分布 $G(c_i) = (\frac{c_i}{c_{\max}})^k, c_i \in (0, c_{\max})$,代入式(10),可以求得临界成本参数表达式:

$$c_e = \left(\frac{1}{1-t}\right) \left[2(k+1)(k+2)\delta f_e c_{\max}^k \left(\frac{1}{M} - \frac{1}{4\delta\theta\alpha^2}\right) \right]^{\frac{1}{k+2}} \quad (11)$$

对式(11)求导,可得到 $\frac{\partial c_e}{\partial t} > 0, \frac{\partial c_e}{\partial f_e} > 0$,即商事制度改革实施后,企业生产中用于审批的时间越短、进入成本越低,则企业临界成本水平越低。这主要是因为商事制度改革后,行政审批效率的提升会促进企业进入。

进一步地,将式(11)代入式(8)并求导得到:

$$\frac{d\omega(c)}{dt} = \frac{\alpha}{4\delta\theta - \alpha^2} \left(\frac{1}{1-t}\right)^2 \left\{ \left[2(k+1)(k+2)\delta f_e c_{\max}^k \left(\frac{1}{M} - \frac{1}{4\delta\theta\alpha^2}\right) \right]^{\frac{1}{k+2}} - c \right\} \quad (12)$$

通过式(12)可知,商事制度改革对企业创新的影响作用是不确定的,其影响作用与企业的制度性交易成本以及企业进入密切相关。具体来说,针对企业而言,商事制度改革简化了登记注册流程,放宽了工商登记条件,减少了企业开展生产经营活动所需的许可和登记注册项目,使企业不再为了审批而在不同部门间来回奔波,从而降低了企业开办和业务办理时间(王贤彬、黄亮雄,2019)。同时,这意味着政府管制的放松,政府部门对企业生产经营活动的干预受到一定的约束,从而降低了企业制度性交易成本(Fisman & Wang, 2015; 夏杰长、刘诚,2017; 张莉等,2019)。政府管制的放松和制度性交易成本的降低,一方面增加了企业用于生产和研发的时间和投入,使得企业能够将更多的时间和资金用于生产和开展创新活动(夏杰长、刘诚,2017),尤其是在企业融资难、融资贵的情况下,资金仍然是制约企业创新和发展的首要问题,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(王永进、冯笑,2018),有利于企业主动开展创新活动、提高自主创新能力;另一方面降低了企业准入门槛,提高了潜在企业进入市场的可能性(徐现祥、马晶,2019; Branstetter et al, 2014; 毕青苗等,2018),市场结构因此发生变化,在位企业面临更大的进入威胁和竞争压力。

企业竞争加剧,既可能倒逼企业提升研发创新水平以摆脱“竞争”、避免破产倒闭,也可能使企业因竞争带来的创新租金消散而从事创新活动的激励效应减弱(Aghion et al, 2005)。当在位企业的先发优势不是来自技术优势时,企业有较强激励将市场势力转为政治权力,影响潜在企业的进入和创新。进入企业的增加还可以推动在位企业的创新。Aghion et al(2009)发现,新企业的市场进入极大激发了在位企业技术创新的热情,在位企业将试图通过提高创新水平来应对潜在威胁和保持领先地位。然而,研发水平低的企业给研发水平高的企业带来的竞争压力较小,企业改进技术和加强管理以提高创新水平的激励也相对较弱,竞争的租金消散效应将起支配作用(郭小年、邵宜航,2019)。因此,商事制度改革会使在位企业更快地进行研发创新,这是商事制度改革的激励效应。同时,商事制度改革会使难以提升研发水平的企业退出市场的可能性变大,这是达尔文主义的市场选择效应。

综上所述,商事制度改革可以通过降低企业制度性交易成本和促进企业进入两个渠道作用于企业创新。

四、模型构建、变量与数据

(一)模型构建与变量选取

由于商事制度改革遵循“先试点后推广”的原则,每个地级市实施商事制度改革的时间是随机分布的,并不统一。例如,深圳市、珠海市、东莞市和佛山市等在2012年开始实施商事制度改革,阳江市、广州市和中山市等在2013年开始实施商事制度改革,2014年全国各地已普遍实施了商事制度改革

革。所以,本文不同于国内学者黄亮雄等(2019)的做法,将商事制度改革实施的时间变量设定一致,而是依据商事制度改革的具体时间渐进式地设定时间点,采用多期双重差分模型进行实证评估,具体模型如下:

$$Innovation_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 reform_{ct} + \beta X_{ict} + \eta_i + \delta_c + \mu_t + \epsilon_{ict} \quad (13)$$

其中,下标 i 为 A 股上市企业, c 为城市, t 为年份, $Innovation_{ict}$ 为 A 股上市企业创新变量, $reform_{ct}$ 为实施商事制度改革的虚拟变量,若商事制度改革在某年被企业所在地级市引进, $reform_{ct}$ 在当年及以后赋值为 1,其余赋值为 0。 X_{ict} 为企业和城市层面的控制变量, η_i 为企业固定效应, δ_c 为城市固定效应, μ_t 为年份固定效应, ϵ_{ict} 为误差项。一般来说,商事制度改革在某年被企业所在地级市引进之后,均没有再被取消,所以,在控制了地级市和时间固定效应后,式(13)等价于双重差分模型(Moser & Voena, 2012)。本文重点关注式(13)中 α_1 的回归结果。为了消除可能的异方差和自相关,本文所有的回归均在城市层面聚类。

1. 被解释变量。本文借鉴王桂军和卢潇潇(2019b)的方法,在基准回归、中介机制检验和异质性分析回归中,借助中国 A 股上市企业三种专利申请数量之和加 1,对其取对数来评估企业创新^①。在文中的稳健性回归中,借助国内上市公司研发成本,对其取对数来评估企业创新。

2. 核心解释变量。为了更好地契合商事制度改革“由点到面”的渐进式改革模式,本文不同于黄亮雄等(2019)的做法,将商事制度改革实施的时间作为分界变量,也不同于刘诚和杨继东(2020)采用地级市是否成立市场监管局来衡量商事制度改革,而是将设定规则转向商事制度改革实施的具体内容和措施上。主要原因有以下几点:第一,商事制度改革通过优化服务、增强事中事后监督与管理、放宽市场准入标准,旨在简化企业登记注册流程、缩减企业登记和审批时间、降低企业交易成本,其具体措施的实施与落实直接关系到企业的经济行为,而仅仅以商事制度改革实施时间或是否成立市场监管局来衡量,并不能真实有效地评估商事制度改革的实际经济效应。为了规避这个问题,本文将同时实施“注册资本认缴登记制”和“多证合一”作为商事制度改革的政策变量,更能真实反映各地实际落实商事制度改革的决心,排除为完成上级要求而可能存在的形式主义现象。第二,这两项政策措施直接为企业服务,与企业创新息息相关。注册资本认缴制降低了公司资金注册的门槛;多证合一解决了创业者证照登记准入的困难,实质性便利了企业的工商登记,这两项政策的实施与企业创新行为直接相关。由于不同城市实施商事制度改革的时间存在上下半年之分,而本文的匹配数据是年度样本,本文将某城市在某年度上半年同时实施“注册资本认缴登记制”及“多证合一”两项措施认定为当年商事制度改革城市样本,将某城市在某年度下半年同时实施“注册资本认缴登记制”及“多证合一”认定为下一年商事制度改革城市样本。根据本文收集的数据显示,部分城市在 2014 年同时实施了这两项改革措施,截至 2015 年 6 月底,在我们考察的样本城市中,仍有 182 个城市还没能同时实施这两项改革措施,到 2015 年 12 月底,仍有 49 个城市没能同时实施这两项改革措施。

3. 控制变量。企业层面:企业规模,借助年末资产总额,对其取对数来评估;企业年龄,借助样本考察期内统计年份减去企业成立年份加 1 来评估(景守武、张捷, 2021);资本结构,借助公司期末负债总额占资产总额之比来衡量(王桂军、卢潇潇, 2019b);企业资金周转能力,借助运营活动形成的现金流量净额同总资产之比来衡量(毕青苗等, 2018);盈利能力,借助企业净利润占平均资产总额之比来评估(朱光顺等, 2020);成长能力,借助总资产增长率来评估(王永进、冯笑, 2018)。城市层面:产业结构,借助 GDP 当中第二产业占比来评估;外商直接投资,借助实际利用外商直接投资取对数来评估(黄亮雄等, 2020);经济发展,借助各个城市人均 GDP,对其取对数来评估;市场化水平,借助城镇从业总人数当中个体以及私营从业者数量占比来评估(黄亮雄等, 2020)。

^①为了避免中国 A 股上市企业三种专利申请数量之和为零,取对数没有意义,本文将中国 A 股上市企业三种专利申请数量之和均加 1 之后再取对数。

(二)数据说明

本文的数据处理工作主要包括以下几个方面:第一,在各城市工商局及政府官网上,手工收集中国 286 个地级以上城市在 2010—2018 年期间的商事制度改革数据,并整理和构建上市企业所在城市实施商事制度改革的相关数据^①。第二,本文借鉴王桂军和卢潇潇(2019a)的方法,将在 CSMAR 和 Wind 数据库中收集到的 2010—2018 年中国 A 股上市企业数据进行整理,删除核心变量不完善以及金融类的公司样本,剔除财务异常值样本(包括总资产小于 0、净资产小于 0、资产负债率大于 1 和未正常经营样本)。本文不同于王永进和冯笑(2018)将工业企业作为研究样本,而是选择上市企业,主要是因为:(1)国内采用工业企业数据库研究的文献的研究时间普遍截至 2007 年,最新的研究文献也只研究至 2013 年,并未涉及商事制度改革落实的时间,而上市公司数据不仅数据披露好、可得性强、时间跨度更接近当下,并且可以涉及商事制度改革实施的时间,对于自身所在城市实施商事制度改革的反应比较敏感,所以更能准确评估商事制度改革对企业创新的影响;(2)这些上市企业是所在城市的模范企业,样本容量虽然不如工业企业数据库大,但是对整个城市企业状况的代表性强;(3)本文将地级以上城市商事制度改革的相关数据与中国 A 股上市企业相关数据按照上市企业所属地址进行匹配,最终得到了 13268 个企业—城市样本观测值,在样本容量上同样可以满足研究的需求。本文变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	变量定义	平均值	标准差	最小值	最大值
企业专利	企业三种专利申请数量之和+1后取对数	2.888	1.556	0	9.53
企业研发	企业研发费用取对数	17.651	1.436	8.006	23.491
商事制度改革	商事制度改革在某年被企业所在地级市引进为 1,否则为 0	0.384	0.486	0	1
企业规模	公司期末资产总额取对数	21.754	1.253	18.088	28.098
企业年龄	统计年份减去企业成立年份加 1	14.267	5.571	0	39
资本结构	公司期末负债总额/资产总额	0.578	0.249	0.053	0.981
资金周转	现金流量净额/总资产	0.055	0.069	-0.145	0.257
盈利能力	企业净利润/平均资产总额	0.061	0.168	-0.189	0.353
成长能力	(本期末总资产-上期末总资产)/上期末总资产	0.279	0.559	-0.862	2.419
产业结构	第二产业占 GDP 比重	0.485	0.104	0.122	0.897
外商直接投资	实际利用外商直接投资额取对数	12.138	1.878	2.964	16.956
经济发展	城市人均 GDP 取对数	6.539	0.997	3.547	9.822
市场化水平	个体以及私营从业者数占总从业数比重	0.491	0.131	0.049	0.945

五、实证分析

(一)基准回归结果

表 2 汇报了商事制度改革的基准回归结果。表 2 中列(1)控制城市及时间固定效应,列(2)在列(1)基础上添加控制变量。列(1)和列(2)中商事制度改革的估计系数均显著为正,说明商事制度改革的实施增加了上市企业专利申请数量,有助于企业开展研发创新活动。表 2 中列(3)控制了企业和时间固定效应,商事制度改革的估计系数也显著为正,充分证实,商事制度改革的实施增加了上市企业专利申请数量,促进了企业创新,这与前文理论模型部分企业决策行为推导的结论相一致,商事制度改革能够促使企业开办、审批时间的减少,降低企业的非生产性成本,从而有利于企业研发水平的提升。由此,本文得到初步研究结论,商事制度改革确实有助于提高企业的创新水平。

^①具体主要包含“一照一码”和“多证合一”,还有“注册资本登记制度改革”的公布时间。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
商事制度改革	0.1850*** (0.0002)	0.2237*** (0.0022)	0.1168*** (0.0343)
控制变量	否	是	是
时间固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
企业固定效应	否	否	是
R ²	0.073	0.175	0.178
观测值	13268	13268	13268

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著,括号中的数值代表城市层面聚类的稳健性标准误,下同。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。由于本文中多期 DID 商事改革政策实施的年份不统一,因此,本文借鉴许和连和王海成(2018)的方法,设计平行趋势检验模型:

$$\begin{aligned}
 Innovation_{ict} = & \alpha_0 + \alpha_1 reform_a^{-4} + \alpha_2 reform_a^{-3} + \alpha_3 reform_a^{-2} \\
 & + \alpha_4 reform_a^{-1} + \alpha_5 reform_a^1 + \alpha_6 reform_a^2 + \alpha_7 reform_a^3 \\
 & + \alpha_8 reform_a^4 + \beta X_{ict} + \eta_i + \delta_c + \mu_t + \epsilon_{ict}
 \end{aligned} \quad (14)$$

其中, $reform_a^{\pm i}$ 表示一系列虚拟变量,当处理组位于商事制度改革前第 i 年时, $reform_a^{-i}$ 取 1;当处理组位于商事制度改革后第 i 年时, $reform_a^i$ 取 1;其余年份 $reform_a^{\pm i}$ 均取 0。图 1 直观地反映了商事制度改革的平行趋势检验结果,其中折线表示 $reform_a^{\pm i}$ 估计系数^①的走势,横轴表示距离商事制度改革实施的时间,纵轴表示估计值的大小。可以看出,商事制度改革实施前的 4 年, $reform_a^{\pm i}$ 对企业创新的影响系数不显著,这说明商事制度改革实施前,企业专利申请数量在处理组与对照组之间不存在显著差异。商事制度改革实施后的四年内, $reform_a^{\pm i}$ 对企业创新的影响系数显著为正,这说明商事制度改革的实施增加了上市企业专利申请数量,促进了企业创新。该经验证据支持了 DID 方法的有效性。

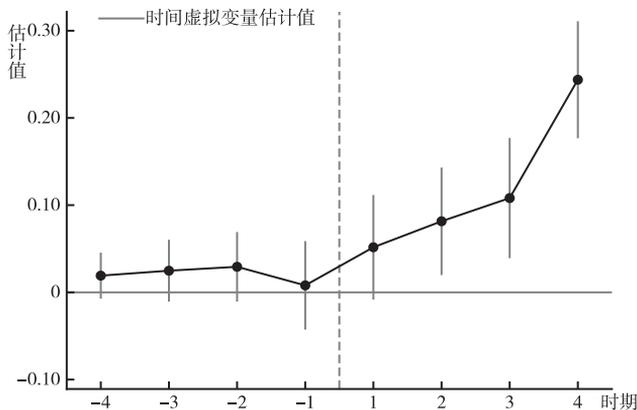


图 1 平行趋势检验

2. 变换企业创新代理变量。本文借助国内上市企业研发成本,对其取对数来评估企业创新。表 3 中因变量为企业研发强度,即研发成本,由列(1)到列(3)的结果均可发现,商事制度改革的估计系数显著为正,这意味着商事制度改革的实施有助于企业研发强度的提升,进一步证实了商事制度改革确实有助于企业研发创新,支持了本文的研究结论。

① 估计系数大小对应 95% 的置信区间。

表3 对企业研发强度的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
商事制度改革	0.0771*** (0.0027)	0.1324*** (0.0061)	0.0946*** (0.0055)
控制变量	否	是	是
时间固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
企业固定效应	否	否	是
R ²	0.044	0.117	0.122
观测值	13268	13268	13268

3. 排除其他政策的干扰。文中研究样本的选择区间为2010—2018年,2013年国家提出的“一带一路”倡议可能会对研究结论造成影响,从而无法准确评估商事制度改革对企业创新的净效应。此外,王桂军和卢潇潇(2019a,2019b)研究发现,“一带一路”倡议与企业创新和企业升级均存在关系。为了剔除样本区间内其他外生政策冲击对被解释变量可能存在的影响,本文主要考虑剔除2013年“一带一路”倡议政策冲击的影响。国家相关部门共同推出的《愿景与行动》中明确指出了18个省份、重点建设的10个内陆节点城市以及16个沿海港口城市,将这些受“一带一路”倡议重点影响的区域所辖上市企业样本删除,从而剔除“一带一路”倡议的政策干扰。表4报告了剔除“一带一路”倡议政策干扰之后的估计结果。结果表明,在对企业专利申请的回归结果中,商事制度改革的系数依然显著为正。这说明在剔除了“一带一路”倡议政策干扰之后,商事制度改革的实施仍然有助于企业研发创新水平的提升,本文结论依然稳健。

4. 控制样本选择偏差。为尽量剔除选择性偏差所产生的不利影响,本文利用PSM匹配方法,解决两组企业在个体特征上的系统性差异。表5报告了PSM-DID的估计结果,从列(1)到列(3),商事制度改革的系数均显著为正。这说明在消除了两组企业样本个体特征上的差异后,商事制度改革的实施仍然有助于提高企业的创新水平,再次支持了基准回归中的结论。

表4 排除“一带一路”倡议干扰的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
商事制度改革	0.0564** (0.0255)	0.0880*** (0.0075)	0.0763*** (0.0153)
控制变量	否	是	是
时间固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
企业固定效应	否	否	是
R ²	0.203	0.352	0.364
观测值	6896	6896	6896

表5 PSM-DID的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
商事制度改革	0.1630*** (0.0008)	0.2191*** (0.0067)	0.1129** (0.0531)
控制变量	否	是	是
时间固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
企业固定效应	否	否	是
R ²	0.080	0.169	0.172
观测值	13095	13095	13095

5. 安慰剂检验。为了保证研究结论的可靠性,本文分别将商事制度改革的政策冲击时间设定为2011年、2012年和2013年,表6中的列(1)至列(3)分别是对应的政策时点的估计结果。研究发现,当改变政策时点之后,商事制度改革的估计系数不再显著,因此可以排除其他潜在的不可观测因素对本文企业研发创新行为的影响,基准模型中所得出的商事制度改革对企业研发创新的影响效应是可信的。

表6 安慰剂检验

变量	(1)	(2)	(3)
商事制度改革	0.0591 (0.0437)	0.1383 (0.1026)	0.1220 (0.0842)
控制变量	是	是	是
R ²	0.105	0.113	0.155
观测值	13268	13268	13268

注:时间、城市、企业固定效应均已控制。

6. 非随机讨论。商事制度改革城市的选取可能并不随机,可能取决于城市的经济发展状况。为了控制商事制度改革的选取标准对估计结果造成的偏误,本文借鉴 Li & Wang (2016)的做法,以对政策选择标准进行设定的方式,来控制选择标准对结果造成的偏误,具体而言,首先,设定商事制度改革选择标准变量与时间三次多项式的交互项,从而假定选择标准对因变量的影响遵循特定的时间趋势。然后,设定改革选择标准变量与商事制度改革前后虚拟变量的交互项,从而允许选择标准变量对因变量的影响在商事制度改革前和改革后存在差异。最后,设定改革选择标准变量与年份虚拟变量的交互项,从而更加灵活地控制了选择标准变量对因变量影响的时间作用。本文参考 Li & Wang (2016)和张华(2020)总结的改革试点标准,商事制度改革实施的选择标准变量包括是否为省会城市、是否为一线城市、是否有自贸区、城市离港口的距离、贸易开放度、市场化水平等一系列变量,并对这些变量进行了组间均值差异检验。组间均值差异检验的 p 值均不显著,这说明这些变量在控制组和对照组之间不存在显著差异。表7报告了商事制度改革非随机讨论结果,其中列(1)至列(3)对应的是上述相应的设定规则。回归结果显示,在政策选择标准进行不同设定的情况下,核心解释变量商事制度改革的系数大小略有变化,但符号和显著性都与基准回归结果保持一致,这表明商事制度改革促进企业创新的积极效应并未受到改革选择标准的威胁,再度支持了基准回归中的结论。

表7 商事制度改革非随机讨论结果

变量	(1)	(2)	(3)
	设定商事制度改革的标准变量		
商事制度改革	0.0568* (0.0334)	0.1403*** (0.0281)	0.0811*** (0.0270)
改革时间趋势	是	是	是
改革标准变量×时间	是	是	是
改革标准变量×时间 ²	是	是	是
改革标准变量×时间 ³	是	是	是
改革标准变量×商事制度改革	否	是	否
改革标准变量×年份虚拟变量	否	否	是
控制变量	是	是	是
R ²	0.227	0.256	0.330
观测值	13268	13268	13268

注:时间、城市、企业固定效应均已控制。

7. 总部专利申请检验。上市企业可能在其他城市设有子公司,存在跨地区经营,这可能会造成实证结果的偏差。为此,本文将被解释变量限定为基于上市企业总部申请的专利数量加1后的对数

值进行检验。表8报告了商事制度改革对上市企业总部申请专利数量的影响,结果显示,商事制度改革对企业专利申请存在显著的正向影响,这进一步支持了本文的主要发现。

表8 总部专利申请检验

变量	(1)	(2)	(3)
商事制度改革	0.1862*** (0.0011)	0.2503*** (0.0083)	0.1447*** (0.0346)
控制变量	否	是	是
时间固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
企业固定效应	否	否	是
R ²	0.101	0.155	0.161
观测值	13268	13268	13268

(三)影响机制检验

正如前文所分析的,商事制度改革将通过两个渠道来影响企业的创新。有鉴于此,本文借鉴王永进和冯笑(2018)的方法,构造中介效应检验模型来识别商事制度改革对企业创新的作用机制,检验模型设计如下:

$$\begin{aligned}
 Innovation_{ict} &= \alpha_0 + \alpha_1 reform_{ct} + X_{ict} + \eta_1 + \delta_1 + \mu_1 + \epsilon_1 \\
 M_{ict} &= \beta_0 + \beta_1 reform_{ct} + X_{ict} + \eta_2 + \delta_2 + \mu_2 + \epsilon_2 \\
 Innovation_{ict} &= \chi_0 + \chi_1 reform_{ct} + \chi_2 M_{ict} + X_{ict} + \eta_3 + \delta_3 + \mu_3 + \epsilon_3
 \end{aligned}
 \tag{15}$$

其中,下标*i*为A股上市企业,*c*为城市,*t*为年份,*Innovation_{ict}*为A股上市企业创新变量,*reform_{ct}*为实施商事制度改革的虚拟变量。若商事制度改革在某年被企业所在地级以上城市引进,*reform_{ct}*在当年及以后赋值为1,其余赋值为0。*M_{ict}*表示中介机制变量,分别为制度性交易成本及企业进入变量。制度性交易成本,本文借助公司总利润中公司销售、管理和财务费用之和和占比来衡量。企业进入,本文采用probit模型来检验,具体做法是,若企业在某年是新进入企业,则将企业进入变量定义为1,反之则定义为0。*X_{ict}*为企业和城市层面的控制变量, η 为企业固定效应, δ 为城市固定效应, μ 为年份固定效应, ϵ 为误差项。为了消除可能的异方差和自相关,本文所有的回归均在城市层面聚类。

表9报告了影响机制的估计结果。其中,列(1)中商事制度改革的估计系数显著为负,说明商事制度改革能够促使企业制度成本的降低,这与理论模型中推导的结论相一致,即商事制度改革简化登记注册流程,放宽工商登记条件,降低了企业开办和业务办理时间(王贤彬、黄亮雄,2019),降低了企业交易成本(Fisman & Wang, 2015; 夏杰长、刘诚, 2017; 张莉等, 2019)。列(2)中,制度成本具有明显的负估计系数,这意味着伴随公司制度成本的降低,公司研发创新水平会明显提升。这也与上文理论推导结果相吻合。随着商事制度改革的推进,企业用于业务办理、审批的时间会越少,企业非生产性的成本会缩减,研发创新的时间和投入会增加(张莉等, 2019),从而有助于企业创新水平的提升。列(3)中,商事制度改革具有显著的正向估计系数,这意味着商事制度改革能够促使公司进入成本的降低,从而促进企业进入市场。列(4)中,企业进入具有显著的正向估计系数,这意味着企业的进入有助于企业的创新和研发,这与王永进和冯笑(2018)的观点不一致,可能的原因有:(1)新企业的不断加入,会加剧企业之间的竞争,企业面临被淘汰的危险,为了摆脱当下的竞争劣势,企业将借助增加创新支出,通过创新行为形成更高质量的差异化产品来使企业获得并保持竞争优势(Aghion et al, 2013);(2)从更加“微观”的个体来说,管理层在企业创新过程中起着决定性的作用(Yung & Chen, 2018),随着市场竞争的加剧,企业管理层会通过“清算威胁假说”(Jiang et al, 2015)、“声誉激励假说”(Cornaggia et al, 2013)和“信息假说”(Dhaliwal et al, 2014)所阐述的机制,降低企业代理成本,同时市场竞争会激励管理层参考行业标杆的创新水平,从而促进创新水平的提升。综上所述,商事制度改革

对企业创新的促进作用来源于两个方面:一方面,商事制度改革会缩减和降低企业非生产性成本和进入成本,增加企业的研发费用和时间,从而促使企业创新能力增强;另一方面,商事制度改革能够促使企业进入门槛降低,加剧企业之间的竞争,倒逼企业进行产品研发,从而提升企业创新水平。

表9 影响机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	制度成本	企业创新	企业进入	企业创新
商事制度改革	-0.0112*** (0.0014)	0.0472** (0.0224)	0.0031** (0.0015)	0.0380*** (0.0023)
制度成本		-0.0712** (0.0341)		
企业进入				0.0833*** (0.025)
控制变量	是	是	是	是
R ²	0.158	0.086	0.256	0.164
观测值	13268	13268	13268	13268

注:时间、城市、企业固定效应均已控制。下同。

(四)异质性分析

1. 区分产权性质的估计结果。商事制度改革着眼于政府与市场的关系,本质上是政府将更多的权力下放,减少市场干预行为。在此过程中,需要关注国有企业和民营企业等哪类产权性质企业的创新对商事制度改革的响应更加敏感。表10报告了商事制度改革在异质性产权性质下的回归结果。由表10可知,虽然商事制度改革具有正的估计系数,但是对国有企业研发创新的促进作用不显著,对民营企业研发创新的促进作用显著。可见,相较国有企业而言,民营企业创新对商事制度改革更加敏感,商事制度改革更能带动民营企业开展研发创新活动。这主要是因为,国有企业一般占据上游产业链,大多属于资金或技术密集型行业,资金实力雄厚,往往会按照规模、税收偏好来进行投资和生产,行业开放度不够,商事制度改革未能充分放开这些行业的市场准入条件(刘诚、杨继东,2020)。同时,国有企业与政府关系较为密切,商事制度改革下放权力的多少,对国有企业的投资和生影响不大,反而是民营企业更需政府放松管制,来降低企业交易成本,促进企业研发创新。因此,当务之急,一方面要持续深化商事制度改革,致力于流程的优化与创新,环节的缩减以及证照的减少,向民营企业提供更为优越与公平公正的营商与准入环境,促使民营企业不但可以进入市场的大门,而且还可以进入产业的小门,获得商事制度改革更大的“红利”;另一方面,商事制度改革应与国有企业改革相结合,培育一批具有自主创新能力的国有骨干企业。

表10 区分产权性质的估计结果

变量	(1)	(2)
	国有企业	民营企业
商事制度改革	0.0276 (0.0264)	0.0615*** (0.0028)
控制变量	是	是
R ²	0.224	0.191
观测值	4858	8410

2. 异质性专利的估计结果。企业专利申请数量是企业创新能力的主要代表,发明专利则是衡量企业乃至一个国家自主研发创新能力和核心竞争力最为重要的标准(王永进、冯笑,2018),其技术含量较高,而实用新型专利和外观专利大多属于模仿型专利,技术含量较低。因此,需要关注不同类型的专利申请是否会对商事制度改革的敏感程度不同。或者说,需要关注商事制度改革主要是通过促进哪种类型的专利申请来提高企业研发创新水平。基于此,本文考察了商事制度改革对上市企业

专利数据库中三种专利申请的影响,表 11 报告了三种专利申请的估计结果。其中,列(1)中的估计系数不显著,另外两列中的估计系数显著为正,这意味着商事制度改革对企业研发创新的促进作用主要来源于外观设计以及实用新型专利申请,对于发明专利的积极作用还未显现。由此可知,发明专利应是中国企业创新在今后需要关注的重要方面。当务之急,创新驱动发展战略应当同商事制度改革有效融合,推动科技进步,加强对高技术企业的扶植,促进低技术企业的自主创新,特别是核心技术的研发,实现由模仿到引领创新的转变。

表 11 异质性专利的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	发明专利	实用新型专利	外观设计专利
商事制度改革	0.1038 (0.0944)	0.1651** (0.0721)	0.0934*** (0.0078)
控制变量	是	是	是
R ²	0.031	0.087	0.160
观测值	13268	13268	13268

3. 区分融资约束的估计结果。资金是企业进行研发创新的重要基础,资金获取的主要渠道之一是融资。企业融资成本高等诸多问题愈来愈明显,这对企业的创新以及研发形成了较大的阻碍。所以,现阶段商事制度改革的实施对不同融资约束企业的研发创新会产生什么样的影响有待本文进一步验证。本文借助融资约束指数来评估上市企业的融资能力^①,并将测度的融资约束指数值分别按大小分成两组样本,即融资约束较低及较高。表 12 报告了商事制度改革对异质性融资约束企业的估计结果。其中,列(1)和列(2)结果表明,商事制度改革具有显著的正向促进作用,但是列(1)的系数大小要明显高于列(2),这意味着商事制度改革的实施,对于高融资约束企业研发创新的促进作用要大于低融资约束企业,这与王永进和冯笑(2018)的发现不同。这主要是因为,同低融资约束企业相比,高融资约束企业对于资金的需求更高,受融资难、融资贵的影响相对较大,商事制度改革可以促使高融资约束企业的融资成本降低,获得更多的边际收益,从而更能促进高融资约束企业的研发创新。

表 12 区分融资约束的估计结果

变量	(1)	(2)
	高融资约束企业	低融资约束企业
商事制度改革	0.2062*** (0.0258)	0.0937** (0.0446)
控制变量	是	是
R ²	0.143	0.093
观测值	5983	7285

4. 异质性行业的估计结果。本文借鉴夏杰长和刘诚(2020)的方法,将上市企业样本分为高技术行业企业和低技术行业企业,同时通过自体抽样(bootstrap)1000次检验组间商事制度改革估计系数差异的显著性。表 13 报告了商事制度改革对高、低技术企业创新行为的影响,表 13 中最后一行的经验 p 值为 0.048,说明两组系数差异在统计上是显著的。表 13 中列(1)是高技术企业的回归结果,列(2)是低技术企业的回归结果,两列结果显示,商事制度改革对高、低技术企业的创新水平均有促进作用,但是商事制度改革对高技术企业的促进作用更强。这是因为,现实中高技术企业的专用性投资更多、审批程序更多、制度性交易成本更高,因此更需要良好的商事环境。

^①本文采用随时间变化不大的企业规模和企业年龄构建融资约束指数,具体计算公式:SA = -0.737 × 企业规模 + 0.043 × 企业规模² + 0.04 × 企业年龄,融资约束的绝对值越大表示融资约束越弱。

表 13 异质性行业的估计结果

变量	(1)	(2)
	高技术企业	低技术企业
商事制度改革	0.1533*** (0.0094)	0.1039* (0.0598)
控制变量	是	是
R ²	0.121	0.149
观测值	5649	7619
经验 P 值	0.048**	

注：“经验 P 值”用于检验组间商事制度改革系数差异的显著性，通过自体抽样(bootstrap)1000 次得到。

六、结论与政策启示

商事制度改革作为推动行政审批改革的重要举措，对企业创新具有重要意义。目前，鲜有文献评估现阶段商事制度改革的微观经济效应。本文选取近年商事制度改革的核心举措——“注册资本登记制度改革”和“多证合一”——作为“准自然实验”，将手工收集整理中国 286 个地级以上城市商事制度改革数据与中国 A 股上市企业数据库相匹配，实证评估了商事制度改革对企业创新的影响效应。研究得知，商事制度改革有助于企业创新水平的提升。在缓解非平行趋势、变换企业创新代理变量、排除“一带一路”倡议政策干扰、控制样本选择偏差、安慰剂检验之后，本文的研究结论依然稳健。此外，本文尝试打开商事制度改革这个“黑匣子”，发现商事制度改革对企业创新的促进作用来源于两个方面：其一，商事制度改革的实施，能够促使企业进入成本以及非生产性成本的降低，从而增加企业用于生产和研发的时间和经费投入，促使企业增强创新能力；其二，商事制度改革的实施能够促使企业进入门槛的降低，导致企业竞争加剧，倒逼企业进行产品研发，从而提升企业创新水平；最后，商事制度改革对企业创新的政策效果存在异质性，对民营企业、实用新型专利和外观专利、高融资约束企业的促进作用更大。

本文的政策启示有以下几个方面。第一，现阶段要坚定商事制度改革的信心和决心，继续深化商事制度改革，促进政府职能转变，该下放的下放，该取消的取消，最大限度地减少政府对市场的干预，进一步释放制度活力，增强企业自主研发能力，特别是核心技术的研发能力，培育新的竞争优势，加速创新型国家的建设。第二，加强政府权力清单制度等改革的互补性，更好地发挥政府职能，防止政府各部门之间出现“推诿扯皮”等问题，落实依法限时办结制度，切实缩减企业审批时间，提高政府办事效率，降低企业制度性交易成本，优化企业营商环境。第三，商事制度改革的推进要紧密结合企业异质性，分类施策、精准发力。鉴于国有企业较民营企业对商事制度改革不敏感，作为当务之急，一方面商事制度改革应与国有企业改革相结合，培育一批具有自主创新能力的国有骨干企业，另一方面应持续深化商事制度改革，致力于流程的优化与创新、环节的缩减以及证照的减少，为民营企业提供更为优越与公平公正的营商与准入环境，促使民营企业不但可以进入市场的大门，而且可以进入产业的小门，获得商事制度改革更大的“红利”。此外，面对融资难、融资贵阻碍了企业创新活动，需要政府进一步深化金融企业改革，完善融资支持、财税优惠等配套措施，切实降低企业负担，促进企业研发创新。第四，鉴于商事制度改革对企业发明专利的促进作用不明显，创新驱动战略应当同商事制度改革有效融合，推动科技进步，加强对高技术企业的扶植，促进低技术企业的自主创新，提高产品附加值，实现由模仿到引领创新的转变。

参考文献：

- 毕青苗等,2018:《行政审批改革与企业进入》,《经济研究》第 2 期。
 郭小年 邵宜航,2019:《行政审批制度改革与企业生产率分布演变》,《财贸经济》第 10 期。
 黄亮雄 孙湘湘 王贤彬,2019:《商事制度改革与外商直接投资》,《中山大学学报(社会科学版)》第 6 期。
 黄亮雄 孙湘湘 王贤彬,2020:《商事制度改革有效激发创业了吗?——来自地级市的证据》,《财经研究》第 2 期。
 景守武 张捷,2021:《跨界流域横向生态补偿与企业全要素生产率》,《财经研究》第 5 期。

- 黎文靖 郑曼妮,2016:《实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响》,《经济研究》第4期。
- 刘诚 杨继东,2020:《商事制度改革与产业专业化》,《中国工业经济》第4期。
- 王桂军 卢潇潇,2019a:《“一带一路”倡议与中国企业升级》,《中国工业经济》第3期。
- 王桂军 卢潇潇,2019b:《“一带一路”倡议可以促进中国企业创新吗?》,《财经研究》第1期。
- 王贤彬 黄亮雄,2019:《商事制度改革的经济逻辑》,《人文杂志》第7期。
- 王永进 冯笑,2018:《行政审批制度改革与企业创新》,《中国工业经济》第2期。
- 夏后学 谭清美 白俊红,2019:《营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据》,《经济研究》第4期。
- 夏杰长 刘诚,2017:《行政审批改革、交易费用与中国经济增长》,《管理世界》第4期。
- 夏杰长 刘诚,2020:《契约精神、商事改革与创新水平》,《管理世界》第6期。
- 徐现祥 马晶,2019:《商事制度改革与市场主体进入率——数量竞争还是质量竞争》,《中山大学学报(社会科学版)》第6期。
- 许和连 王海成,2018:《简政放权改革会改善企业出口绩效吗?——基于出口退(免)税审批权下放的准自然试验》,《经济研究》第3期。
- 叶祥松 刘敬,2018:《政府支持、技术市场发展与科技创新效率》,《经济学动态》第7期。
- 张华,2020:《省直管县改革与雾霾污染:来自中国县域的证据》,《南开经济研究》第5期。
- 张杰等,2015:《中国创新补贴政策的绩效评估:理论与证据》,《经济研究》第10期。
- 张莉 陈邱惠 毕青苗,2019:《商事制度改革与企业制度性成本》,《中山大学学报(社会科学版)》第6期。
- 朱光顺 张莉 徐现祥,2020:《行政审批改革与经济发展质量》,《经济学(季刊)》第3期。
- Aghion, P. et al(2005), “Competition and innovation: An inverted U relationship”, *Quarterly Journal of Economics* 120(2):701-728.
- Aghion, P. et al(2009), “The effects of entry on incumbent innovation and productivity”, *Review of Economics and Statistics* 91(1):20-32.
- Aghion, P. et al(2013), “Innovation and institutional ownership”, *American Economic Review* 103(1):277-304.
- Alfaro, L. & A. Chari(2014), “Deregulation, misallocation, and size: Evidence from India”, *Journal of Law & Economics* 57(4):897-936.
- Amici, M. et al(2016), “Red tape reduction and firm entry: New evidence from an Italian reform”, *Economics Letters* 146:24-27.
- Antoniades, A. (2015), “Heterogeneous firms, quality, and trade”, *Journal of International Economics* 95(2):263-273.
- Boeing, P. (2016), “The allocation and effectiveness of China’s R&D subsidies—Evidence from listed firms”, *Research Policy* 45(9):1774-1789.
- Branstetter, L. et al(2014), “Do entry regulations deter entrepreneurship and job creation? Evidence from recent reforms in Portugal”, *Economic Journal* 124(577):805-832.
- Chamarbagwala, R. & G. Sharma(2011), “Industrial de-licensing, trade liberalization, and skill upgrading in India”, *Journal of Development Economics* 96(2):314-336.
- Cornaggia, J. et al(2013), “Does banking competition affect innovation?”, *Journal of Financial Economics* 115(1):189-209.
- Dhaliwal, D. S. et al(2013), “Product market competition and conditional conservatism”, *Review of Accounting Studies* 19(4):1309-1345.
- Doh, S. & B. Kim(2014), “Government support for SME innovations in the regional industries: The case of government financial support program in South Korea”, *Research Policy* 43(9):1557-1569.
- Dreher, A. & M. Gassebner(2013), “Greasing the wheels? The impact of regulations and corruption on firm entry”, *Public Choice* 155(3-4):413-432.
- Fisman, R. & Y. Wang(2015), “The mortality cost of political connections”, *Review of Economic Studies* 82(4):1346-1382.
- Guo, D. et al(2016), “Government-subsidized R&D and firm innovation: Evidence from China”, *Research Policy* 45(6):1129-1144.

- Jiang, F. et al(2015), “Product market competition and corporate investment: Evidence from China”, *Journal of Corporate Finance* 35:196—210.
- Klapper, L. et al(2006), “Entry regulation as a barrier to entrepreneurship”, *Journal of Financial Economics* 82 (3):591—629.
- Li, P. & J. Wang (2016), “Does flattening government improve economic performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics* 123:18—37.
- Melitz, M. & G. Ottaviano(2008), “Market size, trade, and productivity”, *Review of Economic Studies* 75(1):295—316.
- Moser, P. & A. Voena(2012), “Compulsory licensing: Evidence from the trading with the enemy act”, *American Economic Review* 102(1):396—427.
- Svensson, J. (2005), “Eight questions about corruption”, *Journal of Economic Perspectives* 19(3):19—42.
- Yung, K. & C. Chen(2018), “Managerial ability and firm risk-taking behavior”, *Review of Quantitative Finance & Accounting* 51(4):1005—1032.

The Effect of Commercial System Reform on Enterprise Innovation

LI Xiaoping YU Dongsheng

(Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan, China)

Abstract: How the reform of commercial system affects the innovation of enterprises is a major issue to which policy makers and academia pay close attention. This paper takes the reform of commercial system as a “quasi-experiment”, matches the hand-collected data on commercial system reform for 286 cities at the prefecture level with the database of A-share listed enterprises in China from 2010 to 2018, constructs a theoretical model of the impact of the reform of commercial system on enterprise innovation, and empirically analyzes the impact of the reform of commercial system on enterprise innovation and the channels by using the multi-period double difference model. It is found that the reform of commercial system is conducive to the improvement of the innovation level of enterprises. After mitigating non-parallel trends, changing the measure of enterprise innovation, eliminating the “one belt, one road” initiative policy interference, and conducting placebo and other robustness tests, the conclusions of this study are still reliable. The analysis of impact mechanism suggests that the reform of commercial system improves the innovation level of enterprises mainly through reducing the institutional cost and the entry cost of enterprises, increasing the time and capital allocated on R&D by enterprises. Heterogeneity analysis shows that private enterprises, utility model patents and appearance patents, enterprises facing high financing constraint benefit more from the reform of commercial system. The conclusion of this paper has important implications for further promoting the reform of commercial system as well as for how to promote enterprise innovations and build an innovative country.

Keywords: Commercial System Reform; Enterprise Innovation; System Cost; Enterprise Entry

(责任编辑:武鹏)

(校对:孙志超)