

商事制度改革与产业结构变迁: 微观视角^{*}

朱奕蒙 毕青苗 徐现祥 陈希路

内容提要: 近年来, 新企业进入逐渐成为了第三产业占比加速提升的主导力量。理论上, 本文将商事制度改革引入 Melitz 模型, 证明了市场准入办事门槛降低将促使更多新企业进入资本密集度较低的第三产业。实证上, 本文验证了这一点。企业办证个数每减少 1 个, 进入第三产业的企业占比增加约 0.5 个百分点; 注册耗时和办证耗时的缩短也有类似的效果。进一步, 本文发现商事制度改革的结构效应具有四个特征: 一是主要影响消费性服务业; 二是该影响主要存在于企业生命周期的最初 1—3 年; 三是第三产业的新增企业规模相对变小; 四是该效应随办事门槛降低而递减。本文的发现是稳健的, 揭示了产业结构变迁具有企业进入的微观基础, 而企业的持续成长, 还需要深化商事制度改革。

关键词: 商事制度改革 市场准入门槛 企业进入 产业结构变迁

一、引言

第三产业占比伴随着经济发展而不断上升是一个广泛存在的现象, 中国的产业结构变迁亦不例外。在学理上, 现有文献通常把影响产业结构变迁的因素分为两类: 一是在非位似的偏好结构下由需求侧拉动的产业结构变迁, 即恩格尔效应(Kongsamut et al. 2001); 二是基于生产率在不同部门的非平衡变化, 由供给侧推动的产业结构变迁, 即鲍莫尔效应(Baumol, 1967; Ngai & Pissarides, 2007)。在此基础上, 大量文献结合中国的宏观经济发展和制度特征, 探究中国的产业结构变迁。郭凯明(2017) 将上述两种效应与投资效应、国际贸易效应、要素密集度效应和转移成本效应纳入统一的理论框架, 分析了 1978—2011 年间中国产业结构变化的原因。而随着产业结构在中国经济高质量发展中发挥的作用日益重要(王弟海, 2021; 沈小波等, 2021), 近年来探究产业结构变迁驱动因素的研究更为丰富。理论分析方面, 最近的文献从要素流动(徐朝阳等, 2020)、资本深化(郭凯明等, 2020)、政府支出结构(齐鹰飞和 Li, 2020)、产业内部或产业间的异质性(Liao, 2020; 徐朝阳和王韡, 2021)、投资品的“服务化”(Guo et al. 2021) 等方面进行了扩展。经验分析方面, 最近的文献围绕有偏技术进步(王林辉和袁礼, 2018)、人口分布(钟粤俊等, 2020)、环境规制目标和政策(余泳泽等, 2020; 罗知和齐博成, 2021) 等展开了讨论。当然, 在经济和社会发展的不同阶段, 产业结构变迁的主要驱动因素也存在差异。例如, 郭克莎(2019) 归纳了改革开放以来不同阶段影响产业结构变动的主要因素, 并认为高质量发展的政策导向和新一轮深化改革开放已成为当前中国产业结构变动的重大影响因素。整体而言, 当前关注产业结构变迁的文献都是从就业比重或产出比重变化的宏观视角进行分析。宏观层面的产业结构变迁有着企业层面的微观基础, 还需要从微观视角进一步探索。

从微观企业的视角看, 第三产业占比的提升可以分解为两种效应。一是在位的第三产业企业规模增加; 二是新增的企业更多地进入第三产业。图 1 呈现了 2002 年以来第三产业增加值、就业

^{*} 朱奕蒙, 佛山科学技术学院, 中山大学, 邮政编码: 528225, 电子信箱: zhuyim@mail2.sysu.edu.cn; 毕青苗、徐现祥(通讯作者)、陈希路, 中山大学岭南学院, 邮政编码: 510275, 电子信箱: biqm@mail.sysu.edu.cn, jnsxuxx@mail.sysu.edu.cn, chenxlu23@mail.sysu.edu.cn。本文得到国家社科基金重大项目(20&ZD071)、国家自然科学基金项目(72103215, 72003203) 的资助, 并曾在《中国微观经济理论论坛》(2020) 报告, 作者感谢与会者的评论与建议, 感谢匿名审稿专家的建设性意见。当然, 文责自负。

人数和企业数量占比的变化。由图1可以发现,2002—2012年间,不论是所有企业中的第三产业企业数量占比,还是新增企业中的第三产业企业数量占比,都基本保持不变;但2012年之后则呈现出比较明显的不同,新增企业中的第三产业企业数量占比从2012年的71.2%大幅提升至2019年的79.6%,带动了总体第三产业企业数量占比从69.8%逐渐提升至73.4%。宏观层面上的表现是同步的,第三产业占比也在2012年前后开始呈现加速上升:2002—2012年第三产业增加值占比和就业人数占比分别上升了3.3个百分点和7.5个百分点;而2012—2019短短七年间,第三产业增加值占比和就业人数占比分别上升了8.8个百分点和11.3个百分点。这一典型事实揭示了,中国第三产业占比持续提升背后的主导力量在2012年前后发生了变化:2012年以前,第三产业占比的提升主要源于在位的第三产业企业规模不断扩大;而在2012年之后,进入第三产业的企业占比大幅增加对于推动市场主体数量的结构变化、宏观层面第三产业占比的加速提升发挥了重要作用。本文将研究视角聚焦于微观企业进入,考察为什么越来越多的新增企业在2012年后选择进入第三产业,进而为近年来中国产业结构变迁和第三产业占比持续提升的现象提供一个来自微观层面的解释。

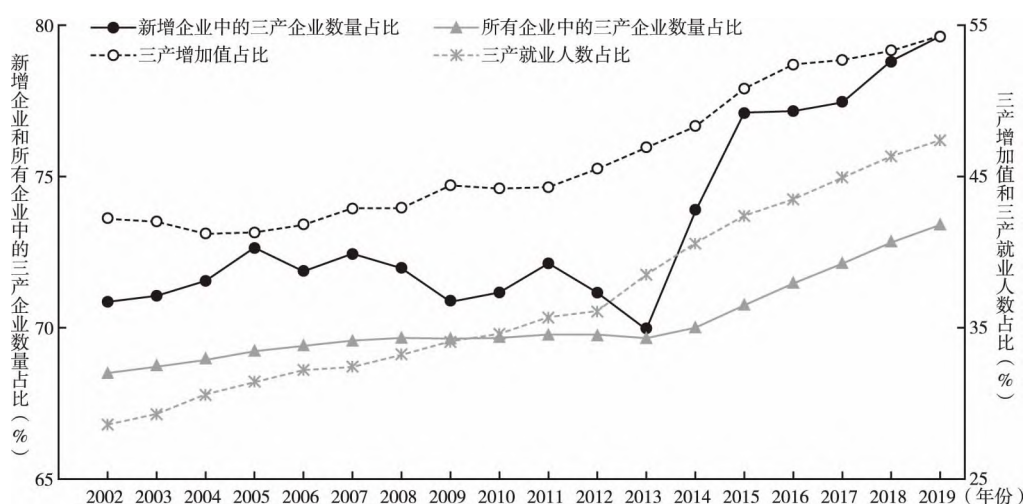


图1 2002—2019年我国第三产业占比变化

注:在微观企业层面,新增企业中的第三产业企业数量占比、所有企业中的第三产业企业数量占比数据来源于数阅经济洞察平台,由每年各行业的新增企业数和企业总数计算得到,对应左坐标轴;在宏观层面,三产增加值和就业人数占比来源于国家统计局,对应右坐标轴。

本文认为,2012年开始实施的商事制度改革可能是解释进入第三产业的企业占比大幅提升的原因之一。商事制度改革是中国的重大改革举措,其核心是转变政府职能,重点之一是放宽市场准入。对于考察企业进入这一问题而言,商事制度改革是近年来企业准入环节最重要的制度变迁。从具体过程看,商事制度改革2012年在广东等地试点,2013年底在全国推开,且围绕放宽市场准入不断推出新措施。其中,典型的改革措施包括:持续深化将工商登记前置审批事项逐步改为后置或取消的“先照后证”改革,2015年开始全国推广的企业工商营业执照、组织机构代码证和税务登记证“三证合一”改革,2016年在全国推广的进一步整合了社会保险登记证和统计登记证的“五证合一、一照一码”改革,2018年在全国推广的营业执照和经营许可证“证照分离”改革等。从实施效果来看,随着改革不断推进,开办企业的办事门槛明显降低。根据全球营商环境调查报告,中国开办企业的步骤已经从2013年的11步缩短至2019年的4步,耗时从2013年的32天缩短至2019年的8.6天。随着市场准入办事门槛的降低,市场主体总量也大幅增长。截至2020年末,市场主体总量已达到1.4亿户,与2013年相比实现了翻番。

基于中国商事制度改革的实践创新,理论上,本文尝试把商事制度改革引入 Melitz(2003)的模型,以准入成本的降低刻画市场准入办事门槛的下降,证明了当商事制度改革降低了市场准入的办事门槛时,第三产业在新增企业中的数量占比将上升。在直接效应上,第三产业因其资本密集度较低而具有较低的行业固定成本,同等程度的准入成本下降将使得第三产业的总成本下降更快,因此第三产业的企业进入将对准入成本的降低更为敏感;在间接效应上,仅消耗劳动要素的准入成本下降将提高均衡时资本相对于劳动的要素相对价格,增加所有行业的固定成本,但第三产业因其资本密集度较低、固定成本的增幅较小,从而对准入成本下降的抵消作用较小。总的来看,尽管商事制度改革降低了所有行业的市场准入办事门槛,但对不同资本密集度的行业存在异质性的影响,从而推动了产业结构变迁。

实证上,本文主要采用开办企业的办证个数度量市场准入办事门槛。从商事制度改革的实践来看,改革围绕企业开办所需办理的许可证推出了“三证合一”“五证合一”等典型的“减证”措施,办证个数的多少代表了企业开办时面临办事门槛的高低,故本文以企业办证个数度量市场准入门槛。除了办证个数这一维度,在时间维度上,开办企业耗时的缩短也是商事制度改革放宽市场准入的典型体现。因此,本文也使用企业办证耗时、企业注册耗时作为办事门槛的度量。由于目前并没有对办事门槛的公开统计数据,本文作者所属团队在2018年和2019年赴全国24个省、110个市进行了两轮实地调研,随机访谈在各地政务服务中心正在办理业务的企业,共成功访谈并收集9654份问卷,形成了宝贵的第一手数据。基于调研问卷中涉及的企业开办信息,本文构造了以上三个市场准入办事门槛的度量指标。

本文发现,与理论模型的预期一致,商事制度改革后市场准入办事门槛的降低促使更多新企业进入第三产业。具体而言,企业办证个数每减少1个,进入第三产业的企业占比增加约0.5个百分点。从其他维度的市场准入办事门槛来看,注册耗时和办证耗时每缩短1%将使得进入第三产业的企业占比分别增加约0.6个和0.4个百分点。在排除了样本选择方式、核心指标的计算方式和其他因素可能的影响后,本文的发现是稳健的。

进一步,本文发现商事制度改革的结构效应具有四个特征。一是,商事制度改革的影响在第三产业内部的不同行业之间具有差异性。改革主要促进企业进入了门槛较低的消费性服务业,而对生产性服务业则没有显著影响。二是,商事制度改革的影响在时间上具有短期性。由于改革降低的是市场准入阶段的办事门槛,因此该影响主要体现在企业进入初期的第1—3年,而在企业生命周期中的第4年及之后没有显著影响,这一影响在时间上是不可持续的。三是,新增企业的规模变化在产业间具有异质性。与理论模型的预期相一致,办事门槛降低后新进入第三产业的企业规模相对变小,而进入其他产业的企业规模没有明显变化。四是,商事制度改革的影响具有边际递减性。当开办企业的办证个数已经足够少、耗时足够短时,继续降低市场准入的办事门槛将不再对新增企业的产业结构产生明显的影响,这一影响存在明显的边界。此外,本文也在实证上验证了行业资本密集度的差异是商事制度改革对企业进入产生上述结构性影响的重要原因,验证了本文的理论机制。

除了互补于产业结构变迁的宏观文献外,本文的研究也与商事制度改革及其他类似的市场准入制度变化的文献密切相关。当前关注商事制度改革的文献主要分为两类:第一类是介绍商事制度改革以及改革实践经验的文献(艾琳和王刚,2014;陈海疆,2014;钟瑞栋和刘奇英,2014)。第二类文献关注商事制度改革所带来的总量影响:改革在企业进入和创业活动上产生的数量效应(徐现祥和马晶,2019;黄亮雄等,2020),以及由企业自由进入而进一步引致的产业专业化(刘诚和杨继东,2020)和创新水平提升(夏杰长和刘诚,2020)均在实证上得到了充分验证。作为类似的市场准入制度变化,围绕行政审批改革展开的研究更加丰富,研究对象涉及经济增长(夏杰长和刘诚,2017)、企业进入(毕青苗等,2018)、企业生产率(朱光顺等,2020)等。同样,这些文献主要关注的是总量影响,相比之下,本文与之不同,主要关注商事制度改革的结构效应。

本文与毕青苗等(2018)、徐现祥和马晶(2019)的研究最为密切相关。后两者从实证上考察了市场准入门槛下降对企业进入率的总量影响。本文则进一步考察了市场准入门槛变化的结构效应,并通过将商事制度改革引入 Melitz(2003)的一般均衡模型,从理论上严格地证明了市场准入门槛变化如何内生地决定企业进入行为,尤其是不同行业间异质性的企业进入行为。

本文以下部分的安排如下:第二部分构建一个简单的理论模型;第三部分介绍实证模型、数据与变量,以及描述性统计;第四部分报告实证分析的结果;第五部分进一步讨论商事制度改革结构效应的特征;第六部分检验商事制度改革的影响机制;最后是结论性评述。

二、一个简单的模型

本部分从理论上探讨商事制度改革对新增企业产业结构的影响。以 Melitz(2003)的理论模型为基准,本文假设不同的行业存在资本密集度的差异,在每个行业内部、企业之间也存在异质性。^①

(一) 理论模型设定

1. 代表性消费者的效用和需求

假设代表性的消费者在两种不同行业 i 的消费品上具有 Cobb-Douglas 型的效用函数:

$$U = C_1^{\alpha_1} C_2^{\alpha_2} \quad \alpha_1 + \alpha_2 = 1 \quad (1)$$

在每个行业 i 内部,消费者对不同商品 ω 的偏好满足 CES 形式的效用函数,即在每个行业 i 上的消费指数 C_i 和价格指数 P_i 分别为:

$$C_i = \left[\int_{\omega \in \Omega_i} q_i(\omega)^\rho d\omega \right]^{\frac{1}{\rho}} \quad P_i = \left[\int_{\omega \in \Omega_i} p_i(\omega)^{1-\sigma} d\omega \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (2)$$

其中 $q_i(\omega)$ 为行业 i 中每种商品 ω 的消费量,也即商品 ω 的需求函数; $p_i(\omega)$ 为商品价格。 $\sigma = 1/(1-\rho) > 1$, 代表不同商品之间的替代弹性。

2. 企业生产

在生产环节,企业投入资本和劳动两种生产要素,资本品的价格为 w_k , 劳动的价格为 w_l 。若将劳动作为计价物,即 $w_l = 1$, 并将 w_k 计为 w , 则 w 代表了资本与劳动的相对价格。假设企业具有 Cobb-Douglas 形式的生产函数,此时其成本函数可表示为:

$$\Gamma_i(\varphi) = (q_i(\varphi)/\varphi + f)(w_k)^{\beta_i}(w_l)^{1-\beta_i} = (q_i(\varphi)/\varphi + f)w^{\beta_i} \quad (3)$$

其中 φ 为企业的生产率, $q_i(\varphi)$ 为企业所选择的最优产量。 $q_i(\varphi)w^{\beta_i}/\varphi$ 为企业生产的可变成本, $f w^{\beta_i}$ 为企业因行业而异但不随产量变化的固定成本。^② 假设两个行业的生产过程具有不同的资本密集度,其中 $1 > \beta_1 > \beta_2 > 0$, 即行业 1 是资本密集型行业,行业 2 是劳动密集型行业。此处假定 $w > 1$, 即资本品作为更为稀缺的要素其价格更高,则上述成本函数的设定意味着资本密集型行业将面临更高的行业固定成本。^③ 进一步,企业利润最大化时的利润函数为:

① 本文的模型设定方式与 Bernard et al. (2007) 的模型存在相似之处,都在 Melitz(2003)模型的基础上引入了行业异质性。区别在于, Bernard et al. (2007) 关注高技能行业与低技能行业之间的异质性,而本文关注资本密集型行业与劳动密集型行业之间的异质性,并在此基础上进一步引入了商事制度改革。

② 参照 Bernard et al. (2007) 的设定,固定成本应具有与可变成本类似的函数形式。这一设定的合理性在于,固定投入和可变投入都应体现出行业的固有特征。针对本文所关注的问题,这样的设定方式意味着在资本密集型行业中,固定投入和可变投入都应相对更资本密集。由于企业的单位生产成本是 $\varphi^{-1}(w_k)^{\beta_i}(w_l)^{1-\beta_i}$, 而行业固定成本不应受到企业生产率水平的影响,因此可将 $(w_k)^{\beta_i}(w_l)^{1-\beta_i}$ 看作行业统一的单位成本,此时行业固定成本 $f(w_k)^{\beta_i}(w_l)^{1-\beta_i}$ 就相当于 f 个单位生产成本。 Bernard et al. (2007) 将固定成本中的系数设定为可变的 f_i , 为简化后续的讨论,本文将此系数简化为常数 f , 此类固定成本的设定方式也常见于其他理论模型(段颀等 2019)。

③ 现实中也可以观察到规模以上工业企业占工业总增加值的比重比规模以上服务业(尤其是消费性服务业)占其总增加值的比重更大,这也意味着劳动密集型行业的行业固定成本较低,门槛也较低(Chen et al. 2019)。

$$\pi_i(\varphi) = r_i(\varphi) / \sigma - f w^{\beta_i} \quad (4)$$

其中 $r_i(\varphi)$ 为企业的总收入。接下来考虑企业的进入退出行为。从 Melitz(2003) 的模型设定出发,引入市场准入的办事门槛,则企业从进入到退出所经历的过程可归纳为以下几个步骤:(1) 市场中存在大量未知自身生产率水平的潜在进入企业,这些企业决策是否尝试进入某个行业;(2) 尝试进入某个行业的企业通过支付一个固定成本从一个相同的分布中抽取其初始生产率 φ ,该分布对应的累积分布函数为 $G(\varphi)$;(3) 在获知自身的生产率水平 φ 后,企业若要开展生产活动,则面临登记注册、办理许可证等市场准入办事门槛所构成的准入成本,企业决策是否支付该准入成本并进行生产;(4) 不生产的企业立即退出市场,决定支付准入成本并进行生产的企业则为成功进入的企业,但这些企业在随后的每个时期仍有 δ 的概率受到外生的负向冲击,从而退出市场。

假定企业抽取生产率需支付的成本为 $f_{draw} w^{\beta_i}$ 。^① 所有企业登记注册、办理许可证均需投入相同数量的劳动要素,记为 $f_{barrier}$ 。这一假定一方面意味着所有企业具有相同的准入成本,另一方面意味着市场准入的办事门槛仅消耗劳动要素。在第(3)、(4)步的决策中,若假定时间贴现率为 1,则企业进行生产所能获得的利润总额为 $\pi_i(\varphi) / \delta$ 。进一步考虑市场准入成本 $f_{barrier}$ 后,企业生产的收益为 $v_i(\varphi) = \pi_i(\varphi) / \delta - f_{barrier}$ 。假定企业选择进行生产的临界生产率为 φ_i^* ,即当 $\varphi > \varphi_i^*$ 时,企业都将支付 $f_{barrier}$ 进行生产并获得正的收益,则 φ_i^* 满足:

$$\pi_i(\varphi_i^*) = \delta f_{barrier} \quad (5)$$

此为企业生产的零利润条件。而在第(1)、(2)步的决策中,企业未知生产率时,将基于市场中预期的平均收益 $\bar{v}_i(\varphi)$ 选择是否支付抽取生产率的成本 $f_{draw} w^{\beta_i}$ 并尝试进入市场。在给定的生产率分布 $G(\varphi)$ 下,企业将以 $[1 - G(\varphi_i^*)]$ 的概率抽到高于 φ_i^* 的生产率并进行生产。当 $[1 - G(\varphi_i^*)] \bar{v}_i(\varphi) < f_{draw} w^{\beta_i}$ 时,没有企业尝试进入市场;而当 $[1 - G(\varphi_i^*)] \bar{v}_i(\varphi) > f_{draw} w^{\beta_i}$ 时,不断有企业尝试进入市场,直至预期的平均收益下降至与抽取生产率的成本相等。因此,均衡时有:

$$[1 - G(\varphi_i^*)] \bar{v}_i(\varphi) = f_{draw} w^{\beta_i} \quad (6)$$

此为企业的自由进入条件。上述企业生产的零利润条件和自由进入条件共同决定了均衡时的 φ_i^* 。

(二) 均衡

1. 产品市场局部均衡

产品市场均衡时,各个行业从事生产活动的在位企业数量 M_i 不变,且当期成功进入并进行生产的新企业数量 M_i^e 与退出企业数量 δM_i 相等。若尝试抽取生产率的企业数量为 M_i^d ,则有:

$$[1 - G(\varphi_i^*)] M_i^d = M_i^e = \delta M_i \quad (7)$$

为使得本文的理论模型便于进行后续的均衡分析,假设企业进入市场前的生产率分布为帕累托分布,其中 $\lambda > \sigma - 1$:

$$G(\varphi) = 1 - \varphi^{-\lambda} \quad g(\varphi) = \lambda \varphi^{-(\lambda+1)} \quad (8)$$

可求得局部均衡下的企业数量 M_i 满足:

$$M_i = \frac{\lambda + 1 - \sigma}{\lambda \sigma} \cdot \frac{R_i}{f w^{\beta_i} + \delta f_{barrier}} = \frac{\lambda + 1 - \sigma}{\lambda \sigma} \cdot \frac{\alpha_i R}{f w^{\beta_i} + \delta f_{barrier}} \quad (9)$$

即在给定要素的相对价格 w 和经济总量 R 时,每个行业的企业数量 M_i 可由产品市场的局部均衡决定。

^① 参照 Bernard et al. (2007) 的设定方式,该成本的函数形式也与企业生产的固定成本形式相同。企业投入该成本以获得其初始生产率水平的过程也可理解为企业通过一定的研发投入获得生产技术的过程。

2. 要素市场出清与一般均衡

要素市场出清时, 资本与劳动力市场均需满足供给等于需求。均衡时资本与劳动的相对价格 w 将由下式决定:

$$\frac{K_1 + K_2}{L_1 + L_2} = \frac{\lambda \sigma (\alpha_1 \beta_1 + \alpha_2 \beta_2) - (\lambda + 1 - \sigma) (\alpha_1 \beta_1 F_1 + \alpha_2 \beta_2 F_2)}{\lambda \sigma (1 - \alpha_1 \beta_1 - \alpha_2 \beta_2) + (\lambda + 1 - \sigma) (\alpha_1 \beta_1 F_1 + \alpha_2 \beta_2 F_2)} \cdot \frac{1}{w} = \frac{\bar{K}}{\bar{L}} \quad (10)$$

其中, 行业 i 的劳动总需求为 L_i 、资本总需求为 K_i , \bar{L} 和 \bar{K} 分别为劳动和资本的禀赋, $F_i = \frac{\delta f_{barrier}}{fw^{\beta_i} + \delta f_{barrier}}$ 。实际上, 在要素市场出清时, 各个行业的经济总量 R_i 也由要素禀赋和均衡时的 w 决定:

$$R_i = L_i + wK_i = \alpha_i R = \alpha_i (\bar{L} + w \bar{K}) \quad (11)$$

将 R_i 的表达式代入(9)式可得:

$$M_i = \frac{\lambda + 1 - \sigma}{\lambda \sigma} \cdot \frac{\alpha_i (\bar{L} + w \bar{K})}{fw^{\beta_i} + \delta f_{barrier}} \quad (12)$$

可见, 给定劳动和资本的禀赋 \bar{L} 和 \bar{K} , 一般均衡下的要素相对价格 w 将完全取决于外生参数以及由行业固定成本 fw^{β_i} 和市场准入成本 $f_{barrier}$ 所形成的成本结构。进一步, 每个行业的企业数量 M_i 也随之被决定。

(三) 比较分析与推论

商事制度改革是一项旨在放宽市场准入的改革, “先照后证” “多证合一” 等改革举措降低了市场准入的办事门槛。并且, 这些改革措施是惠及所有企业, 而非针对特定行业的。现有文献通常将类似的制度环境变化看作市场准入成本的下降 (Blanchard & Giavazzi, 2003; Branstetter et al., 2014), 本文也以类似的方式刻画商事制度改革后办事门槛的下降, 即 $f_{barrier}$ 减小。

可以证明 $f_{barrier}$ 变化将改变均衡时的要素相对价格, 并有 $\partial w / \partial f_{barrier} < 0$ 。换言之, 商事制度改革后, 市场准入的办事门槛下降将使得均衡时资本相对于劳动的要素相对价格上升。接下来进一步分析新进入企业数量^①的相对变化, 由 $M_i^e = \delta M_i$ 代入(12)式可得:

$$\frac{M_1^e}{M_2^e} = \frac{\alpha_1}{1 - \alpha_1} \cdot \frac{fw^{\beta_2} + \delta f_{barrier}}{fw^{\beta_1} + \delta f_{barrier}} \quad (13)$$

给定 $1 > \beta_1 > \beta_2 > 0$ 且 $w > 1$ 时, 可以证明 $\partial (M_1^e / M_2^e) / \partial f_{barrier} > 0$ 。即若行业 1 是资本密集型行业, 行业 2 是劳动密集型行业, 则 $f_{barrier}$ 下降将使得 M_1^e / M_2^e 减小; 反之, M_2^e / M_1^e 增大。由此得到本文的一个推论。^②

推论: 当经济体均衡时, 给定 $\beta_1 > \beta_2$, 则有 $\partial \left(\frac{M_2^e}{M_1^e + M_2^e} \right) / \partial f_{barrier} < 0$ 。即市场准入门槛 $f_{barrier}$ 越低, 劳动密集型行业在新进入企业中的数量占比越高。

从更直观的经济含义看, 商事制度改革对新增企业的产业结构产生影响是由于市场准入门槛下降对企业进入的影响在资本密集度不同的行业之间存在异质性。异质性影响将通过直接效应和间接效应两种渠道发挥作用。直接效应是, 劳动密集型行业自身的固定成本较低, 同等程度的准入成本下降将导致劳动密集型行业的总成本下降更快, 因此劳动密集型行业中得益于门槛下降而进入市场的企业相对更多。间接效应是, 由于办理营业执照、许可证等流程所构成的准入成本仅消耗

① 从实证识别的角度看, 能被观察到的企业均为成功进入市场的企业, 因此本文讨论的新进入企业均指支付了准入成本的企业数量 M_i^e , 而非尝试抽取生产率的潜在企业数量 M_i^d 。

② 限于篇幅, 理论模型详细的推导过程可向作者索取。

劳动要素,此时准入成本下降将减少企业进入对于劳动要素的需求,并导致均衡时资本相对于劳动的要素相对价格提高。此时,所有行业的固定成本均会增加,这将抵消部分准入成本下降对企业进入的促进作用。但劳动密集型行业对资本的需求较小,固定成本的增幅相对较小,因此要素相对价格变化在劳动密集型行业中对准入成本下降的抵消作用也较小,这同样使得准入成本下降对劳动密集型行业的企业进入有更明显的促进作用。

三、实证模型与数据

(一) 实证模型

由于第三产业相比于非第三产业而言具有更低的资本密集度^①(郭凯明等,2020),本文的推论意味着商事制度改革后市场准入办事门槛的降低将提升新进入企业中的三产企业数量占比。这是本文的核心假说,本文在接下来的部分将通过正规的实证分析来检验这一假说,并使用(14)式进行检验:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 f_{barrier_{it}} + \theta X + \delta_t + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

上式中 i 代表城市, t 代表年份, Y_{it} 为在城市 i 年份 t 的新增企业中第三产业企业数量的占比。核心解释变量为市场准入的办事门槛 ($f_{barrier_{it}}$)。基于商事制度改革的实践,改革围绕企业开办所需办理的许可证推出了“三证合一”、“五证合一”等典型的“减证”措施,故本文主要以城市 i 在 t 年开办企业所需的“平均办证个数” ($license_{it}$) 来度量市场准入的办事门槛,反映这些措施带来的办事门槛变化。当然,更精简和更高效的办事流程都将为开办企业节省大量时间。因此,本文也将尝试从开办企业的“平均注册耗时” ($time_{register_{it}}$) 和“平均办证耗时” ($time_{license_{it}}$) 两种不同的维度来度量市场准入的办事门槛。最后,实证模型中的 δ_t 为年份固定效应; γ_i 为地区固定效应; X 为一系列控制变量。当本文的理论假说成立时,本文关心的回归系数 $\alpha_1 < 0$ 。

(二) 数据与变量

本文的数据来源有三个:一是数阅经济洞察平台的微观企业统计数据;二是全国实地调研数据,主要涉及调研问卷中的市场准入办事门槛数据和企业个体特征数据;三是来源于国家统计局和各类年鉴的社会与经济特征数据。

本文的核心被解释变量是各地区每年新增企业的第三产业企业数量占比。这一数据来源于数阅经济洞察平台。目前,该数据库提供了全国各省市自2002—2019年各个产业和行业的企业总数、当年新增企业数等指标。基于此,本文计算了各地级市2010—2019年每年新增企业中的第三产业企业数量占比,作为基准回归中度量产业结构变迁的核心指标。^② 本文的核心解释变量是市场准入的办事门槛,包括企业办证个数、办证耗时、注册耗时三个度量指标。这一数据来源于本文作者所属团队在2018年和2019年进行的两轮全国调研。经分层随机抽样确定调研地区后,^③ 本文

① 这一特征意味着第三产业的行业固定成本 $f_{it}^{\beta_i}$ 较低、沉没成本较小,这符合现实中对第三产业的看法,说明本文基于资本密集度引入三产和非三产区别的模型设定是恰当的。

② 选取这一时间段进行分析一方面是与调研问卷中的企业成立年份相对应,另一方面是尝试保留改革前后较完整的观测期,其中2010—2011年对应于商事制度改革前的时期,2012—2013年对应于改革开始局部试点时期,2014—2019年对应改革开始全国推广并不断推出新举措的渐进改革时期,2010—2019年恰好可体现为商事制度改革前后的一个完整时间段。

③ 在剔除了交通不便的地区后,遵循“至少抽中一半直辖市”和“经济总量在抽中与否的省级单位之间不存在显著差异”两条规则,随机抽取省级行政区划单位。接下来在抽中的省级行政单位中,根据下辖城市的数量确定不同的抽取数量,并遵循“确保抽中省会城市”和“经济总量在抽中与否的城市之间不存在显著差异”两条规则,随机抽取地级及副省级城市。最后在抽中的城市中,进一步遵循类似的规则随机抽取区县。基于以上抽样方法,2018年的调研地区共覆盖16个省级行政单位,包括2个直辖市(北京、天津),12个省(吉林、浙江、安徽、福建、山东、河南、湖南、广东、贵州、云南、陕西、甘肃),2个自治区(广西壮族自治区、宁夏回族自治区)。2019年在此基础上进一步扩大调研范围,还包括了重庆、上海、湖北、江苏、河北、山西、青海、海南,共24个省级行政区划单位。调研过程中采取了全程电子化、技术性整体检查、“双随机”抽查等方式保障数据质量。限于篇幅,更详细的调研方法和调研地区可向作者索取。

作者所属团队于2018年7月至8月,赴全国16个省(含14个省和2个直辖市)、74个城市、182个区的政务办事大厅进行实地调研,通过随机访谈正在政务办事大厅办理审批业务的市场主体,共获得3531份访谈成功的有效问卷。2019年7月至8月进一步扩大调研范围,赴全国24个省(含20个省和4个直辖市)、110个城市、281个区的政务办事大厅进行调研,共获得6123份有效问卷。两年调研共计获得9654份有效问卷。我们进一步剔除调研对象为中介机构、企业成立时间不详的问卷后,两轮调研的有效问卷共计6734份。访谈问卷中有问及企业成立时间、企业成立时所需的办证个数、注册耗时和办证耗时,^①从而可以结合企业所在城市、成立年份、办理证照数量和耗时计算上述变量在地区层面的均值,^②构造本文实证模型的核心解释变量。此外,调研问卷中还包含了一些企业个体的特征信息,如产业属性、所有制类型、是否位于园区等,为本文的进一步讨论提供数据支撑。

控制变量方面,城市层面的数据来源于《中国城市统计年鉴》,省份层面的数据来源于国家统计局、《中国人口与就业统计年鉴》和各省的统计年鉴。参照现有文献的做法和发现,本文控制了影响产业结构变迁的一系列经济社会特征,包括人均实际GDP的对数(*pergdp*)、人力资本水平的对数(*humcap*)、政府规模的对数(*gov*)、国有经济比重(*soe*)、对外开放程度的对数(*open*)、城市化水平(*urban*)和基础设施建设水平的对数(*infra*)。^③

(三) 描述性统计

表1为本文主要变量的描述性统计。^④统计数据显示,过去十年间平均有70.2%的新增企业进入了第三产业,值得注意的是,调研数据中选择第三产业的企业比例为72.1%,也接近70%,说明本文的实地调研数据具有一定代表性。平均而言,开办企业需办理2.8个许可证,完成注册所需的耗时为8天,耗时最长的许可证平均需办理1.5个月。

表1 描述性统计

	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
进入第三产业的企业占比(%)	1064	70.202	11.537	23.906	95.992
核心解释变量					
平均办证个数(个)	1028	2.830	1.327	0.000	10.000
平均注册耗时(天)	1021	8.014	4.425	1.000	28.000
平均办证耗时(月)	996	1.484	1.483	0.050	12.000

① 调研问卷中相应的问题和选项为:(1)贵企业在开始营业前,大致办理了多少“证”? A. 0; B. 1; C. 2; D. 3; E. 4; F. 5; G. 6; H. 7; I. 8; J. 9; K. 10个及以上; L. 不知道。(2)贵企业注册成立时,完成企业注册(拿到工商营业执照)所需的时长为: A. 1天; B. 2—3天; C. 4—7天; D. 8—14天; E. 15—28天; F. 大于4周; G. 不知道。(3)贵企业在所有经历过的办证过程中,耗时最长的证大约花了多长时间? A. 1—2天; B. 3—4天; C. 1—2周; D. 3—4周; E. 1—2月; F. 3—4月; G. 5—6月; H. 7—12月; I. 一年及以上; J. 不知道。

② 办证个数直接使用问卷选项对应的数值进行计算,注册耗时和办证耗时取问卷选项中各个时间段区间对应的均值“大于4周”和“一年及以上”的选项取区间下限)进行计算。

③ 人力资本水平采用普通高等学校在校学生数与总人口数的比值,政府规模采用政府财政支出与GDP的比值,国有经济比重采用国有企业从业人员数与从业人员总数的比值,对外开放程度采用出口总额与GDP的比值,城市化水平采用城镇人口比重,基础设施建设水平采用城市道路面积与总人口数的比值。其中,由于《城市统计年鉴》中没有国企从业人数、出口总额和城镇人口比重,因此使用企业成立当年所在省份的相应数据计算对应指标,即回归分析中控制的是省份层面的国有经济占比、对外开放程度和城市化水平。为避免部分控制变量缺失导致回归分析中损失大量样本,本文使用插值法填补了缺失的数据。

④ 限于篇幅,本文未报告其他变量的描述性统计,感兴趣的读者可向作者索取。

续表 1

	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
控制变量					
人均实际 GDP	1064	56604.173	36910.578	6457.000	467749.000
人力资本水平	1063	0.025	0.031	0.000	0.131
政府规模	1064	18.718	11.122	6.015	91.551
国有经济比重(%)	1064	2.014	1.166	0.459	6.976
对外开放程度	1064	0.172	0.178	0.007	0.734
城市化水平(%)	1064	54.969	10.343	33.810	89.600
基础设施建设水平	1064	5.210	4.911	0.227	37.024

注:进入第三产业的企业占比由数阅经济洞察平台中每年各个行业的新增企业数计算得到。在 2010—2019 年间,与调研数据中的地区和企业成立年份相匹配的观测值共 1064 个。平均办证个数、平均注册耗时和平均办证耗时均由两轮全国调研获得的有效问卷中相应的企业开办信息计算得到,问卷中相应问题的答案会有不同程度的缺失。控制变量来源于国家统计局和各类统计年鉴。

四、实证结果

这一部分将检验本文的核心理论假说。首先,基于基准实证模型、从“平均办证个数”这一维度度量市场准入的办事门槛,考察办事门槛变化如何影响进入第三产业的企业占比。接下来,从样本选择方式、核心变量的度量方式和排除其他可能的解释几方面进行稳健性检验。

(一) 基准回归

表 2 从“平均办证个数”(license)这一维度度量市场准入的办事门槛,使用(14)式进行回归分析。与理论预期一致,商事制度改革后平均办证个数每减少 1 个将提升进入第三产业的企业占比约 0.5 个百分点。

表 2 第(1)列控制了城市和年份固定效应,以及各地区随时间变化的经济与社会特征。在该列结果中,平均办证个数的系数约为 -0.5,通过了显著性水平为 1% 的统计检验。该结果表明办证个数减少将增加进入第三产业的企业占比。具体而言,办证个数每减少 1 个,进入第三产业的企业占比将增加约 0.5 个百分点。结合该变量的取值范围看,开办企业从最多需办理 10 个以上许可证精简至不需办理许可证将提升进入三产的企业占比约 5 个百分点。而商事制度改革中最为典型的“三证合一”、“五证合一”等改革举措将平均提升进入三产的企业占比约 1—2 个百分点。

表 2 第(2)、(3)列进一步添加了滞后一期的产业结构(l_ratio)作为控制变量。由于本文是从新增企业而非经济总量的视角关注产业结构变迁,在一些研究中,产业结构本身也是影响企业进入或创业行为的重要因素(倪鹏途和陆铭 2016; 黄亮雄等 2020),因此本文也尝试控制滞后一期的产业结构特征。其中,第(2)列以滞后一期的三产增加值比重度量滞后一期的产业结构,第(3)列以滞后一期的三产企业数量比重度量滞后一期的产业结构,两列实证结果中,平均办证个数的系数变化不大。

最后,表 2 第(4)、(5)列考察新增企业中三产占比提升的来源。进入第三产业的企业占比提升可能是源于商事制度改革促进了更多三产企业的进入,也可能是源于改革减少了第一、二产业的企业进入。为区分这两种情形,表 2 第(4)、(5)列将被解释变量替换为不同产业的企业进入率,^①使用(14)式进行回归分析,分别考察商事制度改革对于三产和非三产企业进入率的影响。结果表明,商事制度改革对于非三产企业的进入率基本没有影响,但显著促进了更多新企业进入第三产

^① 企业进入率的定义为:当年新增企业数量与去年企业总数的比值。该数据同样来源于数阅经济洞察平台。

业,每减少一个许可证将使得三产企业的进入率提升约 0.3 个百分点。这表明商事制度改革是通过促进更多新企业进入三产,而非阻碍企业进入其他产业,从而提升了进入三产的企业占比。

表 2 商事制度改革与新进入企业的产业结构

	被解释变量: 进入第三产业的企业占比			被解释变量: 进入率	
				第三产业	非第三产业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>license</i>	-0.468 *** (0.154)	-0.465 *** (0.155)	-0.433 *** (0.151)	-0.322 *** (0.112)	-0.020 (0.149)
<i>pergdp</i>	5.622 *** (1.701)	5.811 *** (1.754)	6.499 *** (1.674)	2.235 * (1.347)	-1.333 (1.524)
<i>humcap</i>	-0.362 (0.853)	-0.323 (0.863)	0.047 (0.850)	-1.226 ** (0.586)	-1.588 * (0.883)
<i>gov</i>	7.047 *** (1.834)	6.766 *** (1.838)	7.487 *** (1.827)	1.640 (1.352)	-1.979 (2.009)
<i>soe</i>	0.761 ** (0.351)	0.763 ** (0.352)	0.549 (0.352)	0.625 *** (0.201)	0.552 * (0.316)
<i>open</i>	-3.966 *** (0.745)	-3.932 *** (0.748)	-3.915 *** (0.742)	1.333 ** (0.579)	5.322 *** (0.877)
<i>urban</i>	-0.715 *** (0.152)	-0.733 *** (0.155)	-0.564 *** (0.156)	0.108 (0.092)	0.194 (0.137)
<i>infra</i>	1.594 ** (0.768)	1.605 ** (0.771)	1.709 ** (0.767)	0.470 (0.576)	-1.412 * (0.763)
<i>l_ratio</i>		0.041 (0.058)	0.223 *** (0.071)	-0.042 (0.051)	-0.294 *** (0.073)
城市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
N	1027	1026	1027	1027	1027
R ²	0.861	0.861	0.863	0.538	0.629

注: *、**、*** 分别代表 10%、5% 与 1% 的显著性水平,括号内为稳健标准误。下同。第(2)列以滞后一期的三产增加值比重度量滞后一期的产业结构,第(3)~(5)列以滞后一期的三产企业数量比重度量滞后一期的产业结构。

(二) 稳健性检验

表 3 针对样本选择方式和核心变量的度量方式进行稳健性检验。首先,为避免部分地区因调研成功的样本数量过少而存在代表性不足的问题,表 3 第(1)列仅保留城市总样本量大于 25 个(约为 5% 百分位)的地区样本进行回归,系数与基准结果相差不大。

为避免统计数据或调研数据中的极端值对结果产生影响,表 3 第(2)列对被解释变量在每一年进行 5% 的缩尾处理,第(3)列对办证个数在年份和地区层面进行了 5% 的缩尾处理后再计算均值作为解释变量,结论依然不变,办证个数每减少 1 个将提升进入三产的企业占比至少 0.4 个百分点。

在表 3 第(4)列中,尝试采用世界银行常用于评估营商环境的前沿距离法(distance to frontier),计算各地区每年的营商环境得分(score)作为解释变量,^①进行回归分析。这一得分指标相当于对企

① 使用前沿距离法计算营商环境得分的具体方法为: $score = \frac{\max_{i \in I, j \in T} license_{it} - license_{it}}{\max_{i \in I, j \in T} license_{it} - \min_{i \in I, j \in T} license_{it}} \times 100$ 。

业的平均办证个数进行了标准化处理。得分越高意味着开办企业所需办理的许可证越少、营商环境越便捷。第(4)列的回归结果中,营商环境得分每提高1分,进入三产的企业占比增加0.04个百分点,即开办企业的营商环境由最差转变到最好的状态将能提升进入三产的企业占比约4.3个百分点。

最后,本文尝试从其他维度度量市场准入的办事门槛。表3第(5)列基于(14)式的回归方程,以平均注册耗时(*time_register*)的对数值度量市场准入的办事门槛。回归结果表明,企业平均注册耗时的缩短也能促使更多新企业进入第三产业。平均注册耗时每缩短1%,进入三产的企业占比将增加约0.6个百分点。结合该变量的取值范围来看,企业注册耗时从最长4周以上缩短至1天将提升进入三产的企业占比约2个百分点。表3第(6)列以平均办证耗时(*time_license*)的对数值度量市场准入的办事门槛。结果显示,办证耗时每缩短1%,进入三产的企业占比将提升约0.4个百分点。办证耗时从最长1年以上缩短至1—2天将提升进入三产的企业占比约2.3个百分点。

表3 稳健性检验和其他度量方式

	剔除调研样本量少于25个的地区	被解释变量缩尾	核心解释变量缩尾	前沿距离法	平均注册耗时	平均办证耗时
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>license</i>	-0.433 *** (0.150)	-0.410 *** (0.148)	-0.436 *** (0.151)			
<i>score</i>				0.043 *** (0.015)		
<i>ln time_register</i>					-0.586 * (0.313)	
<i>ln time_license</i>						-0.423 * (0.220)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	996	1027	1027	1027	1020	995
R ²	0.867	0.852	0.863	0.863	0.860	0.863

注:各列均控制了经济控制变量、城市和年份的固定效应。限于篇幅,不再报告控制变量的回归系数。下同。

表4进一步排除其他可能的解释。表4第(1)列排除时间趋势可能的影响:由于第三产业可能更符合地方经济的未来发展趋势,随着时间的推移,自然而然有更多的企业涌入第三产业。为排除这样的影响,表4第(1)列引入了城市固定效应与时间趋势的交互项,此时平均办证个数每减少1个,进入三产的企业占比增加约0.3个百分点。

表4第(2)、(3)列排除地区产业政策或其他政策变化可能的影响。根据中国研究数据服务平台(CNRDS)中各省五年规划的内容,本文在所有政策态度为“鼓励”的行业中,计算了鼓励发展的第三产业行业占比(*policy_encourage*);同时在重点支持的行业中,计算了重点支持的第三产业行业占比(*policy_support*)。这两个占比越高意味着当地的产业政策越支持第三产业的发展。第(2)列同时控制了这两种指标所度量的产业政策变化,平均办证个数的系数与基准结果相差不大。排除地区政策变化影响的另一项尝试是在第(3)列中进一步控制当年新进入的三产企业中进驻园区的企业占比(*park*)。^①由于产业园是政府为实现产业发展目标而设立的特殊区位,进驻园区的企业结构可以一定程度代表政府对于发展目标的规划,因此结合调研问卷中的企业所在区位和产业属性,第(3)列控制了三产企业位于园区的占比,结果表明在排除了地区政策可能的影响后,基本结论不变。

① 根据调研问卷中企业是否是三产企业和是否位于园区计算得到。

表 4 排除其他可能性

	排除时间趋势	排除产业政策		排除行业准入办事门槛差异		
	被解释变量: 进入第三产业的企业占比				被解释变量: 进入率	
					三产	非三产
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>license</i>	-0.279 ** (0.138)	-0.451 *** (0.151)	-0.417 *** (0.161)			
<i>policy_encourage</i>		0.063 * (0.037)				
<i>policy_support</i>		-0.015 (0.016)				
<i>park</i>			-0.001 (0.009)			
<i>license_s</i>				-0.618 ** (0.251)	-0.394 ** (0.196)	
<i>license_nons</i>						0.207 (0.250)
<i>difference</i>				-0.181 (0.193)	-0.088 (0.144)	-0.097 (0.205)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应 × 时间趋势	是	否	否	否	否	否
N	1027	1027	992	647	647	647
R ²	0.917	0.863	0.863	0.867	0.492	0.632

最后,第(4) — (6) 列的回归考虑排除行业准入办事门槛差异的影响。^① 从商事制度改革的具体举措看,“三证合一”“先照后证”等改革措施均是针对所有企业的“普惠性”政策,并不存在行业层面的差异性,即商事制度改革这一政策变化本身并不存在内生性。但可能存在的另一个潜在问题是,开办企业的准入办事门槛可能本身就因行业而异,若第三产业的企业注册本身就更为便捷,则可能是由于更多新企业进入了第三产业而导致了调研时观察到的平均办证个数减少。为避免直接在所有行业中对办证个数取均值可能产生的上述问题,本文尝试区分调研样本的产业属性,计算各个地区每年的平均办证个数,即分别计算第三产业和非第三产业的平均办证个数(*license_s* 和 *license_nons*) 以及二者之间的差异(*difference*) 并同时放入回归方程中。第(4) 列的结果表明,三产企业的平均办证个数减少仍然显著提升了进入三产的企业占比,而不同产业之间的平均办证个数差异并没有明显的影响,这意味着不同产业间开办企业的难易程度差异并不会影响本文的结论。第(5)、(6) 列使用企业进入率作为被解释变量的回归结果也与前文一致,平均办证个数的减少显著促进了三产企业进入,对非三产企业则基本没有影响,且不同产业的办证个数差异并不会影响本文的结论。

总之,商事制度改革后市场准入办事门槛下降将提高进入第三产业的企业占比。在考虑了样本选择方式、核心变量的计算方式和其他可能的解释的影响后,本文的结论依然稳健成立。

五、进一步讨论

随着商事制度改革持续推进、办事门槛不断降低,改革对产业结构的影响会呈现哪些典型特征呢? 基于对理论模型的进一步讨论和商事制度改革的制度特点,本部分将从四个方面展开讨论。

^① 与此问题较为类似的还有样本自选择问题,即第三产业注册本身更为简单,受商事制度改革影响更敏感,但本文实际上恰恰就是在识别这样的效应,因此无需考虑排除。

(一) 商事制度改革在第三产业内部的影响具有差异性

本文的理论模型表明,商事制度改革在资本密集度不同的行业间存在异质性的影响,而资本密集度的差异在第三产业内部的细分行业之间也存在,因此商事制度改革的影响在第三产业内部也应存在细分行业之间的差异性。为更深入地讨论这一差异性,接下来考察在第三产业的各个细分行业中,商事制度改革具体促进了哪些行业的企业进入。

基于方程(14),表5以平均办证个数度量市场准入的办事门槛,并以第三产业中每个细分行业^①的企业进入率作为被解释变量进行实证分析。结果显示,从系数显著性看,平均办证个数减少对于批发与零售、以及水利、环境和公共设施管理业的企业进入具有最显著的促进作用。在这两个行业中,平均办证个数的系数均在1%的统计水平上显著。其次显著的是居民服务、修理和其他服务业、教育、卫生和社会工作,以及文化、体育和娱乐业,这些行业的核心解释变量系数均通过了显著性水平为5%的统计检验。而从系数大小看,改革对于教育行业的企业进入促进作用最明显:平均办证个数每减少1个,教育行业的企业进入率提升约1.6个百分点。其次是卫生和社会工作行业,平均办证个数每减少1个将提升卫生和社会工作行业的企业进入率约1.2个百分点。

总体来看,除了水利、环境和公共设施管理业外,其余受影响更明显的均为第三产业中资本密集度相对较低的行业(宋锦和李曦晨,2019),这一结果与本文的理论模型相符,即商事制度改革主要促使更多企业进入了资本密集度较低的行业。此外,这些受影响更明显的细分行业均属于消费性服务业。^②与消费性服务业相匹配的特征包括较低层次的人力资本水平^③(张建华和程文,2019)、较小的企业规模(倪鹏途和陆铭,2016)、较低的劳动生产率(朱民等,2020)等,这意味着改革仅仅促进了产业之间的结构变迁,但未能进一步推动产业内部更高质量的结构升级。

表5 商事制度改革对细分行业进入率的影响

	被解释变量: 第三产业中各个细分行业的进入率						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
细分行业	批发和零售	水利、环境和公共设施管理	居民服务、修理和其他服务	教育	卫生和社会工作	文化、体育和娱乐	住宿和餐饮
<i>license</i>	-0.348*** (0.122)	-0.799*** (0.274)	-0.488** (0.234)	-1.604** (0.708)	-1.164** (0.523)	-0.752** (0.350)	0.060 (0.123)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1027	1027	1027	1027	1027	1027	1027
R ²	0.445	0.398	0.219	0.503	0.451	0.594	0.570
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	
细分行业	信息传输、软件和信息技术服务	金融	房地产	租赁和商务服务业	科学研究和技术服务	交通运输、仓储和邮政	
<i>license</i>	-0.062 (0.230)	-0.039 (0.174)	-0.009 (0.155)	-0.009 (0.141)	-0.194 (0.319)	-0.203 (0.205)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	
N	1027	1027	1027	1027	1027	1027	
R ²	0.389	0.684	0.464	0.627	0.510	0.619	

① 由于社会组织和国际组织的成立通常是政府行为,并且这两个行业的活动不计入生产总值,因此本文的讨论不包含这两个行业。表5根据核心解释变量的系数对细分行业的顺序进行了简单整理。

② 根据国家统计局划分标准(2019),我们粗略地将交通运输、仓储和邮政,信息传输、软件和信息技术服务,金融,租赁和商务服务业,科学研究和技术服务划分为生产性服务业;将批发和零售,住宿和餐饮,房地产,水利、环境和公共设施管理,居民服务、修理和其他服务,教育,卫生和社会工作以及文化、体育和娱乐划分为消费性服务业。

③ 也有文献根据这一特征将这些行业(除教育行业外)划分为低技能服务业(朱民等,2020)。

(二) 商事制度改革在企业生命周期中的影响具有短期性

本文的基本结论表明,商事制度改革在企业成立当年会通过企业进入对产业结构变迁产生明显的影响。在此之后,改革对产业结构的影响是否具有持续性还有赖于企业的成长和生存。由于现阶段的商事制度改革主要针对准入环节的制度变化,改革在企业生命周期中的影响可能持续性不强。为讨论这一问题,本文考察市场准入的办事门槛如何影响企业进入市场后的年龄分布变化。

数阅经济洞察平台提供了 2017—2019 年间各个行业每个年龄段的企业数量。本文由此计算了每年各个年龄段企业的数量占比(该年龄段的企业占有在位企业的比重),再由年龄段推算这些企业成立的年份,并与企业成立当年的平均办证个数相匹配,使用(15)式进行实证分析。

$$ratio_age_{ita} = \beta_a \cdot license_{i,t-a} + \theta X + \delta_t + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

其中,被解释变量 $ratio_age_{ita}$ 为城市 i 、年份 t 的在位企业中处于年龄段 a 至 $a+1$ 年的企业数量占有在位企业数量的比重。核心解释变量 $license_{i,t-a}$ 为处于年龄段 a 至 $a+1$ 年的在位企业在 $t-a$ 年时(即企业成立当年)的平均办证个数。其他模型设定和变量含义与(14)式相同。本文关心的系数为 β_a ,该系数反映了企业成立当年的平均办证个数在 a 年后如何影响成长至该年龄段的企业数量占比。这一检验的逻辑是,由于商事制度改革后市场准入办事门槛的降低增加了第三产业的企业进入率,因此在第三产业中,年龄段为 0—1 年的企业占比会在当年有所提升;而如果改革的影响持续了 1 年,那么在下一年度应当观察到年龄段为 1—2 年的企业占比有所提升,此时对应的 β_1 应显著小于 0;依此类推,若改革的影响能在企业进入市场后持续 a 年,则相应的系数 β_a 应显著小于 0。反之,不显著的 β_a 意味着商事制度改革的影响自此之后不再具有持续性。

表 6 Part A 基于(15)式考察了第三产业中不同年龄段企业数量占比的变化。结果显示,在第三产业中,企业成立当年的平均办证个数减少能显著增加 1 年后年龄段为 1—2 年的企业数量占比,以及 2 年后年龄段为 2—3 年的企业数量占比。效应随后逐渐减弱,从第 4 年开始,该效应不再显著。这意味着改革仅仅对企业进入市场后 3 年的产业结构存在影响,影响的持续性不强。Part B 进一步考察了非第三产业中不同年龄段企业数量占比的变化。平均办证个数对各个年龄段的企业占比自始至终没有明显影响,这一结果也与基准回归中,商事制度改革对非三产企业进入基本没有影响的结论保持一致。

表 6 商事制度改革与企业年龄结构

	被解释变量: 该年龄段的企业数量占比				
	年龄 1—2 年	年龄 2—3 年	年龄 3—4 年	年龄 4—5 年	年龄 5—6 年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Part A: 第三产业					
<i>license</i>	-0.239** (0.099)	-0.175** (0.074)	-0.124* (0.064)	-0.024 (0.067)	-0.107 (0.068)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
N	312	300	289	294	309
R ²	0.853	0.915	0.829	0.819	0.660
Part B: 非第三产业					
<i>license</i>	-0.113 (0.108)	-0.050 (0.096)	-0.009 (0.073)	-0.004 (0.075)	-0.011 (0.122)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
N	312	300	289	294	309
R ²	0.822	0.858	0.807	0.770	0.657

(三) 商事制度改革后第三产业的新增企业规模相对变小

进一步讨论可以证明,市场准入的办事门槛下降对新增企业规模的影响同样存在行业异质性,均衡时劳动密集型行业相对于资本密集型行业的企业平均规模将变小^①,即可以预期,改革后第三产业的新增企业规模将相对变小。^②表 7 讨论了平均办证个数变化对第三产业和非第三产业新增企业规模的影响,其中,企业规模数据来源于调研问卷中的员工规模信息。^③第(1) — (2) 列使用企业员工人数的对数作为被解释变量,回归中控制了城市和企业成立年份的固定效应、影响企业规模的宏观经济特征,以及企业年龄。回归结果表明,在办证个数较少的准入门槛下进入第三产业的企业规模较小,平均办证个数每减少 1 个,新进入第三产业的企业规模减小约 5%;但准入门槛变化对新进入非第三产业的企业规模没有明显的影响。这一结果与本文的理论预期相符。此外,考虑到问卷中针对企业规模问题的选项为区间变量,不同的选项在区间跨度上存在较大的差异,表 7 第(3) — (4) 列也尝试直接以规模区间的选项排序作为被解释变量,并使用有序的 probit 模型进行回归,得到的结论也一致,办证个数减少将导致新进入第三产业的企业规模相对变小。第(5) — (6) 列进一步排除其他企业特征对规模的影响,控制了是否进驻产业园和所有制类型是否为国有企业的虚拟变量,得到的结论也不变。总之,本文从新增企业规模在不同产业的变化上得到的结论也符合本文的理论预期。

表 7 商事制度改革与新增企业的规模特征

	被解释变量: 企业规模					
	规模数值的对数, OLS		规模区间的排序, 有序的 Probit 模型			
	第三产业	非第三产业	第三产业	非第三产业	第三产业	非第三产业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>license</i>	0.048 ** (0.024)	-0.016 (0.051)	0.044 ** (0.021)	-0.007 (0.039)	0.042 ** (0.021)	-0.000 (0.039)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	3827	1479	3827	1479	3827	1479
pseudo R ² 或 R ²	0.228	0.258	0.100	0.097	0.119	0.132

(四) 商事制度改革促进企业进入第三产业的效应边际递减

在基准回归中,本文关注了改革带来的平均影响。随着改革不断深化,市场准入的办事门槛越来越低,改革的空间也越来越小,此时同等程度的准入门槛下降可能会呈现出不同的影响。为探索这一可能性,本文将根据调研问卷中企业的“办证个数”“注册耗时”等问题对应的选项直接构造虚拟变量^④作为市场准入办事门槛的度量指标。与此相对应地,本部分的被解释变量也使用企业个体产业属性的二值变量(选择第三产业取值为 1,选择第一、二产业取值为 0),基于 probit 模型进行

① 无论使用收入还是员工人数来度量企业规模,劳动密集型行业的企业平均规模均相对变小。而由于新进入企业与均衡时所有企业具有相同的生产率分布,这样的相对规模变化也会反映在新进入的企业中。限于篇幅,详细的证明过程可向作者索取。

② 此相对变化有以下几种可能性:一是所有产业的新增企业规模都变小,而第三产业的规模减小幅度更大;二是所有产业的新增企业规模都变大,而第三产业的规模增幅更小;三是第三产业的新增企业规模减小(或不变),而其他产业的企业规模不变(或增大)。

③ 问卷中的相应问题为“所在公司的员工规模: A. 少于 10 人; B. 10—20 人; C. 20—100 人; D. 100—500 人; E. 大于 500 人; F. 不知道”。取问卷选项中各个区间对应的均值“大于 500 人”的选项取区间下限,并取对数。尽管该信息反映的是企业在调研年份当年的规模,但通过控制企业年龄,可排除企业自身成长对规模变化带来的影响。

④ 此处不在地区层面计算均值的原因有两个。一是,计算均值后的数值大多不是整数,不便于直接构造虚拟变量;二是,注册耗时和办证耗时两个问题在调研问卷中对应的选项本身也是非线性变化的时间区间,因此直接以这些选项对应的时间区间构造虚拟变量更为恰当。

回归,其他模型设定与(14)式相同。

在新的模型设定下,本文需先检验基本结论是否成立。表8第(1)列以“企业办证个数”度量市场准入的办事门槛,在(14)式控制变量的基础上,进一步控制了企业个体的所有制类型和区位特征。尽管企业在进入市场时同时选择了行业、区位和所有制类型,行业选择与另外二者之间不属于因果关系,但由于选择不同行业的企业在所有制类型和是否进驻产业园上可能存在系统性的差异,而这两方面的差异又与开办企业的繁简程度密切相关,^①因此应当控制这两类固定效应。表中报告的数值为各变量在均值处的边际效应。此时企业办证个数的系数为-0.016,通过了显著性水平为1%的统计检验。该结果表明企业办证个数减少将增加新创企业选择第三产业的概率。具体而言,办证个数每减少1个,新企业选择进入第三产业的概率将增加0.016%。

在验证了基本结论仍然成立后,表8第(2)列进一步考察企业办证个数变化可能存在的非线性影响。结合调研问卷中的选项,本文以“无需办理许可证”(即办证个数为“0”)作为基准组,办证个数每增加2个作为一个分组,依次构造虚拟变量($d_license$)。第(2)列的结果表明,办证个数变化带来的影响是边际递减的。总体看来,办证个数从5个以上减少至0个时,企业进入三产的概率将提高至少7.9%。而当办证个数少于5个时,精简许可证的改革措施对企业选择三产的影响将不再明显,这意味着当办证个数已经足够少时,继续依赖证照整合的改革措施将难以进一步促进新企业进入第三产业。

接下来尝试从其他维度度量市场准入的办事门槛,讨论商事制度改革的非线性影响。表8第(3)列使用“企业注册耗时”度量市场准入的办事门槛,根据问卷选项中注册耗时对应的时间段构造虚拟变量($d_time_register$),以考察改革的非线性影响。总体看来,注册耗时是否超过1周对于企业选择进入三产的影响具有较明显的差异,相比于1天即可完成注册而言,注册耗时需4—7天将导致新企业选择三产的概率降低6%左右,而注册耗时超过一周将导致这一概率降低10%左右。表8第(4)列使用“企业办证耗时”度量市场准入的办事门槛,根据问卷选项中办证耗时对应的时间段构造虚拟变量($d_time_license$)。实证结果显示,办证耗时是否超过2个月对于企业进入三产的影响存在较明显的差异,该影响也是递减的。相比于1—2天即可办理完许可证而言,办证耗时达3—6个月将降低企业选择三产的概率约17%,办证需1年以上将降低概率约25%,而办证耗时在1天至2个月之间对于企业选择三产的概率没有明显的影响。

表8 商事制度改革的非线性影响

	被解释变量: 选择第三产业					
	(1)	(2)		(3)		(4)
<i>license</i>	-0.016*** (0.003)					
<i>d_license</i> : 1—2 个		0.017 (0.027)	<i>d_time_register</i> : 2—3 天	-0.032 (0.029)	<i>d_time_license</i> : 3—4 天	-0.028 (0.049)
<i>d_license</i> : 3—4 个		-0.018 (0.028)	<i>d_time_register</i> : 4—7 天	-0.057** (0.027)	<i>d_time_license</i> : 1—2 周	-0.043 (0.036)
<i>d_license</i> : 5—6 个		-0.079** (0.033)	<i>d_time_register</i> : 8—14 天	-0.096*** (0.032)	<i>d_time_license</i> : 3—4 周	-0.062 (0.042)
<i>d_license</i> : 7—8 个		-0.140*** (0.054)	<i>d_time_register</i> : 15—28 天	-0.107*** (0.035)	<i>d_time_license</i> : 1—2 月	-0.037 (0.039)

① 国有企业和园区企业通常享有审批的“绿色通道”,可能在企业注册和办理许可证的过程中与其他企业存在较大差异。

续表 8

	被解释变量: 选择第三产业					
	(1)	(2)		(3)		(4)
$d_license$: 9 个以上		-0.115*** (0.041)	$d_time_register$: 28 天以上	-0.115*** (0.036)	$d_time_license$: 3—4 月	-0.164*** (0.049)
					$d_time_license$: 5—6 月	-0.168*** (0.053)
					$d_time_license$: 7—12 月	-0.201*** (0.078)
					$d_time_license$: 1 年及以上	-0.245*** (0.052)
控制变量	控制	控制	控制变量	控制	控制变量	控制
N	3343	3343	N	3019	N	2632
pseudo R^2	0.119	0.121	pseudo R^2	0.114	pseudo R^2	0.142

注: 表中的数值为各变量在均值处的边际效应。在第(2)列的回归中, “办证个数 0 个”为基准组。在第(3)列中, “注册耗时 1 天”为基准组; 在第(4)列中, “办证耗时 1—2 天”为基准组。

六、影响机制

本文的理论模型表明, 商事制度改革的结构效应源于不同行业存在资本密集度的差异, 这一差异将导致改革对不同行业的企业进入产生异质性的影响。通过对理论模型的进一步分析可以证明, ①市场准入的办事门槛下降将提高劳动密集型行业的企业进入率; 而资本密集型行业的企业进入率变化可能呈现两种情形: 一是减小, 二是以小于劳动密集型行业进入率的幅度增加。但无论是哪一种情形, 在市场准入的办事门槛下降、经济体逐渐调整向新均衡的过程中, 都应观察到改革对劳动密集型行业的企业进入率有更明显的促进作用。本文从实证上验证了商事制度改革对企业进入的促进作用在资本密集度较低的行业中更为明显。②

现实中商事制度改革对不同行业的企业进入产生异质性影响的原因可能更复杂。一种竞争性的解释是: 对于生产可贸易品的行业而言, 企业的市场范围不仅局限在本地, 还会面临其他城市的企业竞争; 当然, 生产可贸易品的企业也可以在更大的市场范围内选择注册地点, 此时企业的进入行为更多受到全国各地商事制度改革的综合影响, 本地办事门槛降低产生的影响较弱。而生产不可贸易品的行业无需面临其他地区的竞争, 也不能脱离本地的市场范围随意选择注册地, 从而会对本地的商事制度改革更敏感。由于第一、二产业主要生产可贸易品, 而第三产业主要生产不可贸易品, 因此本文所观察到的现象也可能源于不同行业因其可贸易属性的差异而对本地的商事制度改革存在不同的敏感性。实证结果表明, 在考虑了行业可贸易属性的差异后, 资本密集度差异仍然是商事制度改革对企业进入产生结构性影响的重要机制。最后, 本文也从实证上证明了理论机制中要素相对价格变化的间接效应可能存在, 但该效应较弱。

七、结论性评述

2012 年以来, 我国新进入第三产业的企业数量大幅增加, 新企业进入逐渐成为推动第三产业

① 限于篇幅, 详细的证明过程可向作者索取。

② 限于篇幅, 本部分详细的实证结果可向作者索取。

占比加速提升的主导力量。基于此,本文考察新增企业在2012年后选择进入第三产业背后的原因,为近年来中国产业结构变迁、第三产业占比持续提升的现象提供一个来自微观层面的解释。

理论上,本文尝试把商事制度改革引入Melitz(2003)的模型,提出了一个理论假说:商事制度改革降低了市场准入的办事门槛后,企业面临更低的准入成本,这将促进更多新企业进入第三产业。直接效应上,资本密集度较低的第三产业具有相对较低的固定成本,同等程度的准入成本下降将导致第三产业的总成本下降更快,对企业进入的促进作用更明显;间接效应上,以劳动要素为主要投入品的准入成本下降将提高均衡时资本相对于劳动的价格,这使得行业固定成本上升,且资本密集型行业的固定成本上升更快,抵消了部分准入成本下降对企业进入的促进作用。商事制度改革通过上述两种效应促进更多新企业进入资本密集度较低的第三产业,从而提升了新增企业中的第三产业企业占比。

实证上,基于两年的全国实地调研,本文以开办企业的办证个数、办证时长、注册时长等指标度量市场准入的办事门槛。研究发现,与本文的理论假说一致,降低市场准入的办事门槛将提高进入第三产业的企业占比。平均而言,办证个数每减少1个,进入第三产业的企业占比将增加0.5个百分点;从其他度量维度看,办证时长和注册时长的缩短也具有类似的效果,这一核心发现始终是稳健的。本文还发现,商事制度改革的结构效应具有四个典型特征:一是改革的影响在第三产业内部存在差异性,改革主要促进了企业进入行业门槛较低的消费性服务业;二是改革的影响是不可持续的,影响主要存在于企业生命周期的最初1—3年;三是改革后新增企业的规模变化同样具有异质性,办事门槛下降后新进入第三产业的企业规模相对变小;四是改革的影响是递减的,在初始准入办事门槛已经足够低的情形下,继续降低门槛将不再对新增企业的产业结构产生明显的影响,即影响大小随办事门槛降低而下降。最后,本文也在实证上证明了商事制度改革主要促进企业进入了资本密集度较低的行业,验证了本文的理论机制。

本文的发现与理论预期相一致,揭示了商事制度改革从增量上为产业结构变迁注入了巨大的活力。政策意义体现在如下两个方面:第一,当前降低市场准入办事门槛的普惠型改革措施对企业进入的影响存在行业异质性,更有利于第三产业,尤其是消费性服务业的发展。同时,《“十四五”规划和2035年远景目标纲要》中也提出了“保持制造业比重基本稳定”,“构建优质高效、结构优化、竞争力强的服务产业新体系”等新的要求,接下来的改革也可根据行业特征探索针对不同行业的措施,推动更高质量的产业结构优化升级。第二,从改革影响的短期性和新增企业规模较小的特征可以看出,企业在进入市场后的长期成长和生存已成为当前更关键的问题。进一步结合调研过程中市场主体的反馈来看,近年来市场竞争激烈、劳动力成本高、融资难等问题已超过开办企业和办理许可证带来的困难,^①因此下一阶段深化改革的重点应逐步转向关注新市场主体的成长和生存,并推动涉及企业全生命周期的营商环境优化。当然,本文的工作还是初步的。基于当前有限的的数据,本文所能研究的观测期仍然较短,也难以获得更直观的指标度量改革后企业的长期成长和生存。由于缺乏创业者自身特征的数据,本文也未能从创业者的角度考察商事制度改革对其行业选择的影响。在商事制度改革推动的结构变迁过程中,资源配置效率和总体经济效率又将分别如何变化?这些问题值得进一步研究。

参考文献

艾琳、王刚. 2014《商事登记制度改革的行政审批视角解析——兼评广东省及深圳市商事登记制度改革的实践》,《中国行政

^① 调研问卷中相应的问题和选项为:您认为,在本地做生意目前遇到的主要困难是? A. 开办企业难; B. 办理许可证难; C. 各类市场检查多; D. 退出市场难; E. 融资难; F. 税负重; G. 合同执行难; H. 劳动力成本高; I. 招工困难; J. 市场竞争激烈; K. 其他; L. 不知道。其中,选择了“市场竞争激烈”、“劳动力成本高”和“融资难”的企业分别占比53%、34%和23%;选择了“开办企业”和“办理许可证”的企业分别占比5%和15%。

管理》第1期。

毕青苗、陈希路、徐现祥、李书娟 2018 《行政审批改革与企业进入》，《经济研究》第2期。

陈海疆 2014 《厦门商事登记制度改革的实践与思考》，《中国行政管理》第9期。

段颀、张维迎、马捷 2019 《比较优势、要素有偏向的异质性与自由贸易的企业选择效应》，《经济学(季刊)》第2期。

郭凯明、杭静、颜色 2017 《中国改革开放以来产业结构转型的影响因素》，《经济研究》第3期。

郭凯明、杭静、颜色 2020 《资本深化、结构转型与技能溢价》，《经济研究》第9期。

郭克莎 2019 《中国产业结构调整升级趋势与“十四五”时期政策思路》，《中国工业经济》第7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。

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。

罗知、齐博成 2021 《环境规制的产业转移升级效应与银行协同发展效应——来自长江流域水污染治理的证据》，《经济研究》第2期。

倪鹏途、陆铭 2016 《市场准入与“大众创业”：基于微观数据的经验研究》，《世界经济》第4期。

齐鹏飞、Li Yuanfei 2020 《财政支出的部门配置与中国产业结构升级——基于生产网络模型的分析》，《经济研究》第4期。

沈小波、陈语、林伯强 2021 《技术进步和产业结构扭曲对中国能源强度的影响》，《经济研究》第2期。

宋锦、李曦晨 2019 《行业投资、劳动力技能偏好与产业转型升级》，《世界经济》第5期。

王林辉、袁礼 2018 《有偏型技术进步、产业结构变迁和中国要素收入分配格局》，《经济研究》第11期。

王弟海 2021 《三次产业增长和产业价格结构变化对中国经济增长的影响：1952—2019年》，《经济研究》第2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。

徐朝阳、白艳、王韡 2020 《要素市场化改革与供需结构错配》，《经济研究》第2期。

徐朝阳、王韡 2021 《部门异质性替代弹性与产业结构变迁》，《经济研究》第4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。

余泳泽、孙鹏博、宣烨 2020 《地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级》，《经济研究》第8期。

张建华、程文 2019 《服务业供给侧结构性改革与跨越中等收入陷阱》，《中国社会科学》第3期。

钟瑞栋、刘奇英 2014 《商事登记制度改革背景下的行政管理体制创新》，《管理世界》第6期。

钟粤俊、陆铭、奚锡灿 2020 《集聚与服务业发展——基于人口空间分布的视角》，《管理世界》第11期。

朱民、张龙梅、彭道菊 2020 《中国产业结构转型与潜在经济增长率》，《中国社会科学》第11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。

Baumol, W. J. ,1967, "Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis" *American Economic Review* , Vol. 57 , No. 3 415—426.

Bernard, A. B. , Redding, S. J. , and Schott, P. K. 2007, "Comparative Advantage and Heterogeneous Firms" *Review of Economic Studies* , Vol. 74 , No. 1 31—66.

Blanchard, O. , and Giavazzi, F. ,2003, "Macroeconomic Effects of Regulation and Deregulation in Goods and Labor Market" , *Quarterly Journal of Economics* , Vol. 118 , No. 3 879—907.

Branstetter, L. , Lima, F. , Taylor, L. J. , and Venancio, A. , 2014, "Do Entry Regulations Deter Entrepreneurship and Job Creation? Evidence from Recent Reforms in Portugal" *Economic Journal* , Vol. 124 805—832.

Chen, W. , Chen, X. , Hsieh, C. T. , and Song, Z. 2019, "A Forensic Examination of China's National Accounts" NBER Working Papers.

Guo, K. , Hang, J. , and Yan S. ,2021, "Servicification of Investment and Structural Transformation: The case of China" *China Economic Review* , Vol. 67 online.

Kongsamut, P. , Rebelo, S. , and Xie, D. ,2001, "Beyond Balanced Growth" , *Review of Economic Studies* , Vol. 68 , No. 4 , 869—882.

Liao, J. 2020, "The Rise of the Service Sector in China" , *China Economic Review* , Vol. 59 online.

Melitz, M. J. ,2003, "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity" , *Econometrica* , vol. 71 , No. 6 1695—1725.

Ngai, L. R. , and Pissarides, C. A. ,2007, "Structural Change in A Multisector Model of Growth" , *American Economic Review* , Vol. 97 , No. 1 429—443.

Commercial System Reform and Structural Transformation: A Micro Perspective Analysis

ZHU Yimeng^{a, b}, BI Qingmiao^b, XU Xianxiang^b and CHEN Xilu^b

(a: Foshan University; b: Sun Yat-sen University)

Summary: Tertiarization is a prevailing phenomenon along with economic development. There is a vast literature focusing on the structural transformation from the aggregate perspective and attributing the structural transformation to Engel's effect and Baumol's effect. Complementary to this strand of literature, this paper focuses on the micro-level foundation of structural transformation from the perspective of firm entry. The evidence from China suggests that the share of entrants in the tertiary sector has surged after 2012, leading to a structural change in firm numbers and substantially accelerating the tertiarization process. Therefore, we build our study on firm entry facts and provide explanations to the tertiarization in China from micro respects.

We find that the commercial system reform, starting from 2012 and aiming to facilitate market entities by improving the efficiency of government services, may partially explain the recent tertiarization in China. An important component in commercial system reform is market entry deregulation, which includes efforts such as de-licensing, deferring certain approval items, and simplifying the approval procedures. The government first set up pilot programs in some regions and then gradually promoted the actions nationwide. According to the Doing Business Report by World Bank, with the deepening reforms, steps taken to start a business in China have been shortened from 11 in 2013 to 4 in 2019, and the time spent has been shortened from 32 days in 2013 to 8.6 days in 2019. The number of market entities in China also doubled during the same period, reaching 140 million at the end of 2020.

Theoretically, we introduce the commercial system reform into the model by Melitz (2003) and prove that a reform of lowering the common market entry cost has heterogeneous impacts on industries with different capital intensities. In our model, the tertiary sector is more labor-intensive relative to the secondary sector, and the labor-intensive sector is more sensitive to changes in market entry cost. Therefore, lowering the common market entry cost leads to more entrants into the tertiary sector.

Empirically, we conducted two rounds of field research in 2018 and 2019, collecting questionnaires in 24 provincial regions and 110 cities within China. With the 9654 completed questionnaires, we constructed the indexes to measure the thresholds for market entry, including the number of licenses needed to start a firm, the time spent on licenses, and the time spent on registration. We find that a lower threshold for market entry after the commercial system reform has encouraged more firms to enter the tertiary sector, which is consistent with the predictions in our theoretical model. Specifically, when the number of licenses required to start a firm decreases by one, the share of entrants in the tertiary sector increases by around 0.5 percentage points. When the time spent on licenses and registration reduces by 1%, the share of entrants in the tertiary sector increases by 0.4 and 0.6 percentage points, respectively. These findings are proved to be robust.

We also report four further findings of the structural effect in this paper. First, the impact of the commercial system reform is heterogeneous even within the tertiary sector. The commercial system reform better facilitates the consumer services entrants. Second, the reform affects the age distribution of tertiary firms by increasing the share of firms with an age of fewer than three years, indicating that the reform only has a short-term impact after the firm entry. Third, the lower the market entry thresholds are, the smaller the size of entrants in the tertiary sector is. Fourth, the marginal impact on firm entrants is diminishing as the reform deepens. In the last section of this paper, we have also empirically verified the theoretical mechanism that the labor-intensive industry is more sensitive to changes in the market entry cost.

This paper is also closely related to literature examining changes in market access institutions. While most existing studies focus on the aggregate effect of institutional change, we focus on the structural effect. Our findings indicate that the commercial system reform greatly validates the structural transformation by releasing idle resources, and a future agenda for reforms to achieve high-quality development is to establish further policies on the survival and growth of entrants.

Keywords: Commercial System Reform; Market Entry Threshold; Firm Entry; Structural Transformation

JEL Classification: G18, L16, L53, O12

(责任编辑: 王利娜) (校对: 刘 阳)