

吸引企业进入的有形之手与无形之手： 政府补贴与地区生产率¹

邓明²

摘 要 中国工业企业数据库提供的规模以上工业企业数据表明,地区层面的政府补贴强度与该地区的新企业数量之间存在负相关关系,这说明政府补贴在吸引企业进入上并不是有效的。为了解释这一现象,本文建立一个两地区的经济地理模型研究了地区层面的异质性生产率对政府补贴强度以及企业进入决策的影响。理论研究表明,相较于生产率低的地区,生产率较高地区的地方政府设定的补贴强度会更低,但企业进入数量会更多。基于1998—2013年的中国工业企业数据库以及与之相匹配的中国地级行政区层面数据,本文对理论研究结论进行了实证检验,发现企业生产率越高的地区,政府补贴强度确实越低,但企业进入数量反而更多。进一步研究表明,如果不控制地区层面生产率对企业进入的影响,政府补贴会抑制企业进入数量;但如果同时控制地区层面生产率和政府补贴对企业进入数量的影响,政府补贴对企业进入的作用不再显著。由此可见,以地区生产率为表征的市场力量这只无形之手,而非以政府补贴为表征的行政力量这只有形之手,才能吸引企业进入。

关键词 政府补贴;地区生产率;企业进入

0 引言

十九大报告指出,“我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段”,因此,宏观经济调控的目标应当着眼于推动经济高质量发展。企业进入和退出是实现“创造性破坏”的重要途径,对于增强一个地区的经济创新能力、提高经济发展质量具有重要意义。这是因为,新设立企业有助于扩大行业规模,削弱垄

¹ 本文受国家自然科学基金面上项目“中间产品进口、技能偏向性技术进步与技能溢价”(项目编号:71973111)的资助。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

² 邓明,厦门大学经济学院教授,E-mail: dengming@xmu.edu.cn。

断势力,刺激要素流动,加强市场竞争,将生产率较低的企业挤出市场;而且,新设企业往往使用更新的生产技术,全要素生产率也更高(Brandt et al., 2012),从而有助于促进经济高质量发展。

新企业的进入对整个宏观经济发展而言具有上述意义,对地方经济发展亦如此,因此,中国地方政府试图采用不同的行政手段来吸引企业和生产要素进入其辖区。Qian and Roland(1998)指出,中国的经济分权赋予了地方发展经济的权利,以经济发展作为考核目标的政治晋升激励强化了地区间发展经济的竞争并刺激了地方政府对企业和生产要素的追求。在吸引企业和生产要素进入的工具中,税收是一个重要手段。从理论上讲,Zodrow and Mieskowski(1986)以及Wilson(1986)建立的标准税收竞争模型认为,在规模报酬不变和完全竞争的假设条件下,不同地域政府之间为争夺流动性资源会展开税收的“逐底竞争”。而实证研究也证实了中国地方政府会通过竞争性的低税率来吸引企业和生产要素进入(沈坤荣和付文林,2006;付文林和耿强,2011;贾俊雪,2014)。但是,中国是一个税收立法权高度集中的国家,地方政府面临相同的名义税率,虽然地方政府掌握的税收征收权允许其可以通过税收征管强度将实际税率偏离名义税率,但随着国家征税制度的改革^①以及税收征管技术的提升,这种空间已经逐渐变小。而政府补贴这种负向的税收工具,则成为很多地区吸引企业进入的另一个重要工具。但是,相较于税收竞争在吸引企业进入上的丰硕文献而言,政府补贴对企业进入的作用受到的关注相对较少。

我们关注的问题是,政府补贴在吸引企业进入上究竟是否有效。因为地方政府在吸引企业进入时所使用的税收优惠竞争和提供的政府补贴,不仅造成地区税率不断下降,也使得地方公共品供给不足,进而影响经济增长质量(周黎安,2004;张晏和龚六堂,2005)。因此,如果政府补贴对企业进入是无效的,那我们就应当进一步规范地方政府的政府补贴行为。图1中,我们基于国家统计局提供的规模以上工业企业数据初步描绘了地级及以下行政区提供的政府补贴强度与进入该行政区的规模以上工业企业数量之间的关系。显然,图1表明,政府补贴非但没有吸引企业进入,反而抑制了企业进入。企业的区位选择理论认为,企业选择决策取决于企业在不同进入地的利润比较,在其他因素都相同的情况下,政府提供的政府补贴越多,追求利润最大化的企业显然越倾向于进入该地区。既然如此,为何出现图1这样的特征事实?由于政府补贴不是外生给定的,所以我们认为,可能存在某种因素,既能促使政府降低补贴强度,同时又能吸引企业进入,从而使得高补贴强度与低企业进入数量并存。

^① 例如2002年的企业所得税分享改革将企业所得税由地方税变成共享税,从而使得企业所得税的征税机关由地税部门转移到国税部门。

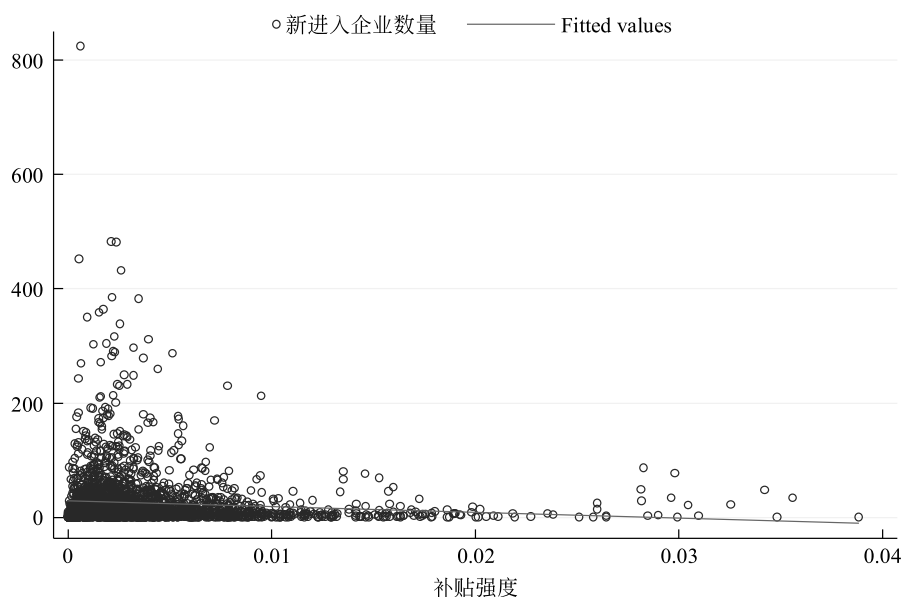


图1 中国地级行政区层面的政府补贴强度与新进入企业数量散点图(1998—2013)

注:该数据来自于国家统计局提供的1998—2013年的中国规模以上工业企业数据库,具体数据处理过程见下文分析。补贴强度为一个地级行政区内的工业企业所获得的政府补贴总量与企业资产总量的比值;新进入企业为当年该地级行政区新设立的工业企业数量。

为了阐述高补贴强度与低企业进入数量并存现象背后的机理,本文建立一个两地区的经济地理模型研究了地区层面的异质性生产率对政府补贴强度以及企业进入决策的影响,模型的均衡结果表明,相较于生产率低的地区,生产率较高的地区的地方政府设定的补贴强度会更低,但企业进入数量会更多,从而解释了图1中补贴强度与低企业进入数量并存的现象。进一步,本文使用1998—2013年中国规模以上工业企业数据实证研究了地级行政区层面的企业生产率与政府补贴强度以及企业进入之间的关系。实证研究表明,企业生产率越高的地区,政府补贴强度确实越低,但企业进入数量确实也更多。进一步研究表明,如果不控制地区层面生产率对企业进入的影响,政府补贴会抑制企业进入数量;但如果同时控制地区层面生产率和政府补贴对企业进入对企业进入数量的影响,政府补贴对企业进入的刺激作用不再显著。由此可见,在吸引要素流动方面,市场的力量才是基础性的、决定性的。

与已有研究相比,本文的贡献体现在如下几个方面:首先,本文阐释了中国地区层面高政府补贴强度与较低企业进入数量并存这一现象背后的机理;其次,大量文献讨论了政府补贴以及企业进入对生产率的影响,虽然这些文献承认政府补贴以及企业进入会存在内生性,但却鲜有从理论和经验上研究生产率

对政府补贴和企业进入的方向因素关系,本文是对这方面的一个推进;最后,从政策意义上看,本文的研究再次证明,在吸引企业进入方面,市场的力量才是决定性的。本文余下内容安排如下:第1部分是文献综述;第2部分构建一个两地区的经济理论模型阐述异质性地区生产率对企业进入和政府补贴的影响;第3部分介绍实证研究设计;第4部分对实证研究结果进行讨论;最后为本文的结束语。

1 文献综述

企业进入哪些地区也就是企业如何选址一直是经济地理学领域备受关注的问题之一,传统经济地理学理论认为企业的空间分布差异源于不同地区的外生要素,例如地理位置、地缘环境、资源禀赋等因素(Schmutzler, 1999)。1929年韦伯在其著作《工业区位论》中就提出“运输成本是影响工业区位的重要因素”这一观点,认为在其他条件相同的情况下,企业会被吸引到具有最低运输成本的地方。一些经验研究也证实了交通基础设施对企业选址的重要性,如 Mejia-Dorantes et al. (2012)研究了西班牙马德里地铁12号线对城区可达性和企业集聚的影响;Ghani et al. (2016)使用双重差分法,发现印度GQ公路项目促进了经济活动向中型城市扩张。Harris (1954)将地区之间的距离和市场需求有机结合,提出“可达性”这一指标,并研究了可达性对美国制造业企业分布的影响;随后,许多研究在其基础上通过构建不同指标、建立不同计量模型考查可达性对企业区位选择的影响(Carlton, 1983; Head and Mayer, 2004)。然而,由于要素可以自由流动,可达性的提高既使得“中心”地区因加强与外部市场的联系而强化了集聚力,也使“外围”地区因外溢效应得到发展,使得大量企业选址于“外围”地区(Venables, 1996; Puga, 1999)。

一些研究探讨了集聚经济所产生的外部性对企业选址的影响。Marshall (1890)认为,企业进入于同类企业较为集中的地区可以获得知识外溢、劳动力蓄水池和中间投入共享等外部性收益,这一外部性被称为 Marshall 外部性(或地方化经济)。与此不同的是, Jacobs (1969)则认为,技术外溢更可能发生在多样性产业之间,因此企业更能从一个地区的多样性产业结构中获得外部性收益,从而地区的产业多样性会吸引新企业的进入,这一外部性通常被称为 Jacobs 外部性(或城市化经济)。20世纪90年代以来,以克鲁格曼等学者为代表的新经济地理学派认为产业集聚所带来的外部性也是决定企业区位选择的重要因素(Krugman, 1991; Fujita et al., 1999)。大量经验研究也证实了集聚经济对企业选址的影响, Ellison and Glaeser (1999)基于美国各州企业层面数据的实证研究表明,产业集聚的技术外溢效应是吸引企业定位的重要因素。Devereux et al.

(2007)基于英国1986—1992年的新生企业数据考察了新企业区位选择的影响因素,研究发现新企业倾向定位于同一产业企业较为集中的地区,同时地区的产业多样性也是吸引企业定位的重要因素。Rocha(2008)基于法国1993—2002年的企业数据的研究也证实,在邮政编码区层次上集聚经济对企业区位选择有着重要的影响,无论是地方化经济还是城市化经济对特定区域新企业的进入都有着显著为正的影响。

除了自然地理因素与经济地理因素之外,地方政府的行为也是影响企业是否进入一个地区的重要因素,这些政府行为包括政府管制以及财税行为等。严格的政府管制会阻碍企业进入(Klapper et al., 2006; Ciccone and Papaioannou, 2007; Bjørnskov and Foss, 2008; Dreher and Gassebner, 2013),因此,放松管制就可以吸引企业的进入,例如墨西哥2002年实行快速开办企业制度改革,促进潜在企业进入和产出增长(Bruhn, 2011; Kaplan et al., 2011);再比如,在中国,以地方政府行政审批中心设立为标志的行政审批制度改革推动了新企业进入率(毕青苗等, 2018)。即使在发达经济体也是如此,例如在葡萄牙,2005年实行现场一站式注册(on the spot firm),增加企业进入和岗位创造(Branstetter et al., 2014)。在地方政府的行政管制中,有一类特殊的管制,即环境规制。由于工业企业的生产过程都涉及污染物排放,因此,环境规制是绝大部分工业企业生产过程中都必须面临的问题。基于1963—1989年间美国工业普查数据,Gray(1997)分析了环境规制对企业选址的影响,发现环境规制越严厉的州,企业进入数量越少。在更小的地理范围内,Becker and Henderson(2000)分析了郡级环境规制对美国四个重污染行业的企业选址影响,结果发现对于未达标地区,空气质量管制导致新建厂房减少了26%—45%。同样基于美国郡级数据,Condliffe and Morgan(2009)采用泊松模型考察了企业选址问题,结果发现环境未达标地区的新建企业数量减少了约10%。

除了行政管制,财税工具同样也是地方政府影响企业进入的一个重要工具。龙小宁等(2014)认为,中国的地方政府通过税收优惠、先征后返等方式降低实际税率来增强对生产要素的吸引力。在具体的税种方面,企业所得税是最被广泛讨论的,现有文献认为所得税影响企业进入的机制主要有三个:一是风险分担机制,Domar and Musgrave(1944)指出,允许在应纳税所得额中扣除企业投资损失,相当于政府为企业分担了一定比例(等于企业所得税率)的风险;企业所得税率越高,企业家承担的税后净风险越小因而越愿意创业。二是风险补贴机制,Gordon(1998)则认为,在累进的个人所得税和线性的企业所得税制下,企业所得税率越低,企业风险收益的预期税负越轻,这可起到风险补贴的作用,促进企业进入。三是避税机制,企业所得税率低于个人所得税率会促使企业家通过创建新企业进行收入转移以避税(Gordon and Slemrod, 2002)。Cullen and

Gordon(2007)将上述三种影响纳入一个较完整的理论框架内,指出降低企业所得税率对企业进入的影响不明确,取决于这三种效应的大小对比。但基于经验数据的研究并没有提供关于企业所得税与企业进入数量之间关系的一致结论,Devereux and Griffin(1998)使用前瞻性有效平均税率(forward-looking effective average tax rates)度量税收激励,发现英法德三国的企业有效平均税率降低可促进美国跨国公司的进入;Da Rin et al.(2011)以17个欧洲国家的面板数据为基础,使用与Devereux and Griffith(1998)一样的方法度量税收激励,得到的结论是税收激励对企业进入具有非线性影响——只有当有效平均税率低于某一阈值时,降低有效平均税率才会促进企业进入;Cullen and Gordon(2007)利用美国自就业个体的税收数据测算了税收激励,发现降低企业所得税率对企业进入几乎没有影响;贾俊雪(2014)利用2000—2008年中国规模以上工业企业数据测算了内资、民营和外商投资企业的前瞻性有效平均税率,以此度量地方政府的税收激励,发现有效平均税率的降低可显著提升各类企业的进入率。

从现有研究来看,研究者关注的主要是自然地理因素以及经济地理因素对企业进入的影响,在政府行为方面,则主要关注行政管制以及税收行为对企业进入的影响,而政府补贴对企业进入的影响则鲜有提及。尽管现有研究在税收激励对企业进入的作用上并未达成共识,但至少没有证据表明税收激励会抑制企业进入;而政府补贴作为与税收激励具有类似功能的财税工具,为何在中国呈现出高补贴与低企业进入共存的现象?在吸引企业进入上,政府补贴并非严格外生的,可能存在某种既吸引企业进入、又降低政府补贴强度的因素,从而使得高政府补贴与低企业进入的共存,这种因素就是本文所要寻找的导致政府补贴无法有效吸引企业进入的背后因素。

2 理论分析

2.1 模型设定

考虑两个地区 $r=1, 2$,每个地区有相同单位的劳动力($l_1=l_2=1$),并假定每个单位居民提供1单位劳动力,从而各地区的居民数量相等。每个地区的私人部门均由制造业部门(M)和一个农业部门(T)构成,每个部门均使用劳动力作为唯一的生产要素进行生产。假定劳动力在不同地区之间不能自由流动,但可以在同一地区内的不同生产部门之间流动。农业部门在规模报酬不变的生产技术下以及完全竞争的市场环境中生产同质的农产品,假定农产品是同质的且可以在不同地区间无成本地贸易,因此我们以农产品作为计价单位(numéraire);同时,假定每个居民都有数量大于0的农产品初始量。制造业部门中共有 n 个

生产企业,这些企业在地区间可以流动,并使用规模报酬递增的生产技术生产连续类型的异质性非农产品,假定每个企业只生产一种非农产品。“仁慈”的地方政府代表了每个地区的公共部门,地方政府的公共支出有两个去向:提供给企业的工资补贴(f_r)和提供给地区内居民的个人补贴(h_r),政府通过对家庭和企业征收一次性税收(lump-sum tax)来为公共支出融资。

类似于 Ottaviano et al. (2002),假定居民具有相同的偏好,其偏好可以由如下带二次项的拟线性效用函数表示:

$$u = \alpha \int_0^n q(i) d_i - \frac{\beta - \delta}{2} \int_0^n [q(i)]^2 di - \frac{\delta}{2} \left[\int_0^n q(i) di \right]^2 + q_0 \quad (1)$$

其中, $\alpha > 0$ 用于测度居民对异质性产品的偏好强度。 $\beta > \delta > 0$ 意味着居民对产品种类有正向的偏好,偏好于消费更多种类的消费品。 $q(i)$ 是第 i ($i \in [0, n]$)类产品的消费数量, q_0 是农产品的数量。居民的预算约束如下:

$$\int_0^n p(i) q(i) d_i + q_0 = \bar{q}_0 + y_r \quad (2)$$

其中, $p(i)$ 是第 i 类产品的消费者价格, y_r 是地区 r 的居民的劳动收入, $\bar{q}_0$ 是居民的农产品初始拥有量。由于式(1)的效用函数具有对称性,根据该效用函数,可以得到对代表性产品的需求函数:

$$q_{rr} = a - (b + cn)p_{rr} + cP_r; \quad q_{rs} = a - (b + cn)p_{rs} + cP_s \quad (3)$$

其中, q_{rr} 是地区 r 的居民对地区 r 生产的产品的需求函数, q_{rs} 是地区 s 的居民对地区 r 生产的产品的需求函数。 $a \equiv \alpha b$, $b \equiv 1/[\beta + (n-1)\delta]$, $c \equiv \delta b/(\beta - \delta)$, p_{rr} 是地区 r 的产品在本地区销售的价格, p_{rs} 是地区 r 的产品在地区 s 销售的价格。 P_r 和 P_s 分别是地区 r 和 s 的价格指数,表示如下:

$$P_r = n_r p_{rr} + n_s p_{sr}; \quad P_s = n_r p_{rs} + n_s p_{ss} \quad (4)$$

其中, n_r 和 n_s 分别为地区 r 和 s 的制造业企业数量, p_{sr} 和 p_{ss} 分别是地区 s 的代表性产品在地区 r 和地区 s 的销售价格。

2.2 私人部门

在农产品部门中,由于规模报酬是不变的,所以不失一般性地,我们假定每单位农产品的生产需要投入1单位劳动力。由于农业部门生产的农产品可以在不同地区间无成本地贸易,且农产品是计价商品,因此,在任一地区,农产品部门的工资率均等于1;由于劳动力可以在同一地区的部门之间转移,所以,制造业部门的工资率也等于1。

在制造业部门中,我们假定每种产品的生产需要与地区有关的固定数量的 φ_r 单位劳动力。不是一般性地,假定:

$$\varphi_2 - \varphi_1 = \theta > 0 \quad (5)$$

式(5)表明,相对于地区2,地区1的制造业部门具有生产率优势,参数 θ 度量了这种生产率优势的大小。同时,与农产品不同,假定非农产品在不同地区之间进行贸易时存在 τ 单位运输成本。因此,地区 r 的制造业部门的代表性企业的利润为

$$\pi_r = p_{rr}q_{rr}l + (p_{rs} - \tau)q_{rs}l - \varphi_r(w_r - f_r) - t_r \quad (6)$$

其中, t_r 是地区 r 的税率, f_r 是地区 r 的政府对设立于该地区的企业的每单位劳动力提供的补贴。

假定经济中的制造业部门有数量众多的生产企业,因此,生产企业在给定的价格指数下最大化其利润;但是,由于每种非农产品均只能由一个企业生产,因此每个企业在其所生产的产品上均具有垄断势力。因此,每个企业都必须通过价格指数获得所有企业所生产产品的价格分布的基础上来找到其自己生产产品的均衡价格。最终,市场上所有产品的均衡价格可以由一个纳什均衡得到。在这样一个纳什均衡中,每个企业会设定一个跟地区有关的销售价格,该均衡价格如下所示:

$$p_{rr}^* = \frac{2a + \tau c(n - n_r)}{2(cn + 2b)}; \quad p_{rs}^* = p_{ss}^* + \frac{\tau}{2} \quad (7)$$

式(7)表明,制造业企业的产品在本地销售价格会随着本地制造业企业数量的增加而降低,这是因为企业数量的增加使得消费者可选产品的数量增加,从而降低了对某一特定产品的需求。假定 $\tau < \tau_{trade} \equiv 2a/(2b + cn)$,以保证不管企业的区位分布如何,其他地区对本地区的产品需求都是正的。

2.3 政府部门

在每个地区,“仁慈”的地方政府会以辖区内居民的总福利最大化为目标,地区 r 的总福利函数如下所示:

$$W_r = l(S_r + 1) + l(h_r - \rho_r) + \gamma \frac{\pi_r n_r + \pi_s n_s}{2} \quad (8)$$

其中, $\gamma \in [0, 1]$ 是地区 r 的居民所拥有的企业利润索取份额。由于我们之前假定每个地区的居民数量相等,因此,我们假定居民对企业利润索取份额 γ 的分布在两个地区是相同的。因此,式(8)的最后部分是每个地区中分配给居民的企业利润。 ρ_r 是地区 r 的居民(劳动力)支付的一次性总量税; h_r 是该居民(劳动力)所获得的政府补贴。 S_r 是地区 r 的居民的消费者剩余,由如下式子给出:

$$S_r = \frac{a^2 n}{2b} - a(n_r p_{rr} + n_s p_{sr}) + \frac{b + cn}{2}(n_r p_{rr}^2 + n_s p_{sr}^2) - \frac{c}{2}(n_r p_{rr} + n_s p_{sr})^2 \quad (9)$$

地区 r 的公共支出和税收收入分别为

$$G_r = h_r l + \varphi_r f_r n_r; \quad T_r = \rho_r l + t_r f_r n_r \quad (10)$$

由于本文主要考虑政府补贴的作用,所以我们假定政府的税率是外生设定的,但是,由于企业是可以在地区间移动的,所以地区的总税收收入依然是内生的。此外,根据政府的预算约束,因此有:

$$(h_r - \rho_r) l = (t_r - \varphi_r f_r) n_r \quad (11)$$

由于税率是外生设定的,因此,我们可以得到企业和居民获得的净补贴分别为

$$E_r = \varphi_r f_r - t_r; \quad H_r = h_r - \rho_r \quad (12)$$

2.4 均衡结果

经济的决策过程是由企业和政府两个参与者构成的一个序贯博弈过程。第一阶段,每个地区的政府将其他政府设定的政府补贴作为给定条件并预期其政府补贴对私人部门的选址以及生产决策产生影响的前提下,同时设定给其辖区内企业的工资补贴 f_r ;第二阶段,在各地方政府设定完政府补贴强度后,企业依据利润最大化的目标选择进入何地区进行生产。假定博弈过程中,所有参与者均具有完美信息。

制造业部门的企业选择进入哪个地区是根据均衡价格下的净利润进行决策的。在选址均衡处,每个企业没有动机去改变其选址。令 $\lambda = n_1/n$ 表示进入地区1的制造业企业数量占总制造业企业数量之比。显然,当且仅当如下条件成立时,内部均衡 $\lambda^* \in (0,1)$ 才会存在:

$$\Delta(\lambda^*) = \pi_r(\lambda^*) = \pi_s(\lambda^*) \quad (13)$$

最终的选址均衡由下式给出:

$$\lambda^*(f_1, f_2) = \frac{1}{2} + (E_1 - E_2 + \theta) A(\tau) \quad (14)$$

其中, $A(\tau) = (2b + cn) / cnl\tau^2(b + cn)$ 。

地区1和地区2的地方政府在式(11)和(14)以及 $\pi_1(\lambda^*) = \pi_2(\lambda^*)$ 成立的条件下同时决定其公共支出的配置以最大化式(8)的福利函数。由于政府的税率是外生给定的且预算平衡的,因此政府的最优决策只需要在对企业的补贴和对居民的补贴中选择一个最优决策即可,因为这两者一旦确定了一个,另一个也就确定了。将式(11)的政府预算约束代入到政府对企业的补贴中,从而可以得到如下福利最大化的一阶条件:

$$\frac{dW_r}{dE_r} = l \frac{\partial S_r}{\partial n_r^*} \frac{\partial n_r^*}{\partial E_r} - n_r^* - \frac{\partial n_r^*}{\partial E_r} E_r + \frac{\partial \pi_r^*}{\partial E_r} = 0 \quad (15)$$

为了吸引新企业的进入,政府对企业的净补贴 E_r 会对居民福利产生三个方面的影响:第一,新企业的进入会增加本地市场的非农产品的数量,从而提升

本地市场产品间的价格竞争强度,最终提升居民福利,这个效应为式(15)中的 $l(\partial S_r/\partial n_r^*)(\partial n_r^*/\partial E_r)$;第二,政府对企业的净补贴 E_r 会对居民福利产生一个再分配效应,即式(15)中 $-n_r^* - (\partial n_r^*/\partial E_r)E_r$,但这种再分配效应的方向取决于政府对企业的净补贴 E_r 是大于0还是小于0;第三,对企业的净补贴 E_r 会通过影响企业利润而影响居民依据所拥有的企业份额得到的利润分成,这一作用即为 $\partial \pi_r^*/\partial E_r$ 。根据上述一阶条件,可以得到地区1和地区2提供给企业的补贴的纳什均衡为

$$E_1^* = -B\theta + C(\tau); \quad E_2^* = B\theta + C(\tau) \quad (16)$$

其中, $B(0 < B < 1)$ 和 $C(\tau)$ 分别为

$$B = (8b + cn(5 - 2\gamma)) / 2(12b + cn(7 - 2\gamma)) \quad (17)$$

$$C(\tau) = \frac{2a\tau(b + cn)^2}{2(2b + cn)^2} - \frac{(b + cn)(c^2n^2(1 - \gamma/2) + bcn(3 - \gamma) + b^2)\tau^2}{2(2b + cn)^2} \quad (18)$$

由于高生产率的地区有动力为企业提供更相对较低的政府净补贴,因此,在纳什均衡处,地区2的地方政府会为企业提供更相对较高的政府净补贴。这一点可以由如下的式(19)得出:

$$E_2^* - E_1^* = 2B\theta > 0 \quad (19)$$

由于 $\partial(E_2^* - E_1^*)/\partial\theta = 2B > 0$, 因此地区间的生产率差距 θ 的缩小会使得两个地方政府提供给企业的净补贴的差异变小。将式(16)的政府补贴均衡结果代入到式(14)的企业选址均衡,可得:

$$\lambda^*(E_1^*, E_2^*) = \frac{1}{2} + \theta(1 - 2B)A(\tau) > \frac{1}{2} \quad (20)$$

其中, $d\lambda^*/d\tau < 0$ 。当且仅当如下的式(20)成立时,上面的均衡结果相当于一个内部均衡(即 $\lambda^* < 1$):

$$\theta < (2(1 - 2B)A(\tau))^{-1} = \theta^{\text{aggl}} > 0 \quad (21)$$

因此,根据式(19)和式(20),尽管地区1的地方政府给企业提供了相对较低的净补贴,但地区1的新进入企业数量依然要超过地区2。由此,得出如下的研究命题:

命题1: 高生产率地区的地方政府会设立相对较低的企业补贴强度,但依然可以吸引更多的企业进入。

命题1从理论上阐释了图1中为何高企业补贴强度与低企业进入率共存。这一结论与新经济地理学中的“集聚租”理论具有相似之处。新经济地理学理论认为,随着商品和要素的流动性增强,集聚力也随之增强,当阻碍生产要素流动的技术和行政障碍降低时,政府通过财政刺激来吸引企业的能力会不断衰减。这意味着,即便生产要素具有高度的流动性,集聚力的存在允许地方政府

仍然可以对企业征收较高的税收,即政府可以对集聚经济形成的集聚租 (agglomeration rent) 征税,降低资本的流动性,而不必担心企业迁移到其他地区 (Brühlhart et al., 2012)。不同的地方在于,本文讨论的是决定企业选址背后的因素,而“集聚租”理论主要强调企业选址和企业集聚对政府行为的影响。

3 实证研究设计

图 1 所揭示的中国地区层面高企业补贴强度与低企业进入率并存的现象虽然与本文理论研究结论相吻合,但尚不能完全证明命题 1,因为图 1 没有考虑其他可能对企业进入和要素补贴均产生影响。因此,下面基于中国地区层面的经验数据对命题 1 进行检验。

3.1 回归模型

首先,我们使用如下模型检验地区层面的生产率对政府补贴强度的影响:

$$\text{sub}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{prod}_{i,t-1} + \beta_2 X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (22)$$

其中, $\text{sub}_{i,t-1}$ 是第 $t-1$ 期地区 i 的地方政府对企业的平均补贴强度, $\text{prod}_{i,t}$ 是第 t 期地区 i 的企业平均生产率;控制变量集 X 用于控制对企业进入有影响的地区层面因素; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。如果政府补贴决策根据地区层面的经济因素制定了,那么应当是基于已有经济环境制定的,因此我们将解释变量滞后一期,这样还能避免解释变量与政府补贴之间相互影响带来的内生性问题^①。

然后,我们检验地区层面的生产率对企业选址 (即新进入企业数量) 的影响。对于企业区位选择问题,无论是已有理论研究还是本文分析所指,都是企业基于利润最大化做出的微观决策。根据 MacFadden (1974), 代表性企业选址于地区 i ($i=1, 2, \dots, I$) 所能获得利润为一个随机函数,可表示为 $\pi_i = V_i + \varepsilon_i = R(d_i) - C(s_i) + \varepsilon_i$, 其中, $R(d_i)$ 和 $C(s_i)$ 分别表示代表性企业选址于地区 i 后的收入和成本, d_i 和 s_i 分别是影响收入的需求因素和影响成本的供给因素。因此代表性企业选址于地区 i 的概率为

$$P_i = \text{Prob}(\pi_i > \pi_m), \quad \forall m \in I, m \neq i \quad (23)$$

如果进一步假设利润随机函数中的随机扰动项服从 Weibull 分布,那么可以用条件 Logit 模型将代表性企业选址于地区 i 的概率表示为

$$P_i = \exp(V_i) / \sum_{i \in N} \exp(V_i) \quad (24)$$

可能存在一组系统性影响企业利润的供给和需求因素,为了考察这些因素

^① 在找不到很好的工具变量时,用解释变量的滞后项直接进行回归比以解释变量的滞后项作为工具变量直接进行回归会更好 (Bellemare et al., 2017; Wang and Bellemare, 2019)。

的影响,已有文献通常假设 V_i 可以被表示为这些解释变量的线性组合,即 $V_i = \beta_d d_i + \beta_s s_i$,其中 d_i 和 s_i 分别表示需求方面和供给方面的解释变量向量。通常,可以使用极大似然法来估计参数 β_d 和 β_s ,从而得出解释变量对企业选址的影响。但是,当企业备选地区数量较多时,条件 Logit 模型的估计就会遭遇计算问题。针对这种情况,MacFadden(1974)建议对整个选择集进行随机抽样,构建一个较小的选择集,从而可以继续使用 Logit 模型进行估计。Guimarães et al. (2003)指出尽管这种处理方法的估计结果是一致的,但由于随机抽样会导致一些潜在的重要信息被遗漏,可能和渐近性质有较大的差异;同时,他们进一步强调,条件 Logit 模型要求在控制了估计方程中各种可观察变量之后,进行选址决策的企业认为各个备选的空间是相似的,可以替代的,即独立不相关假设。但当备选地区数量较多和尺度较小时,备选地区之间通常容易存在相关性,从而备选地区相互独立的假设被违背。Woodward(1992)和 Luker(1998)通过引入地区虚拟变量来解决该问题。但只有独立不相关假设在区域内的各备选空间成立,这种方法才是有效的。

另一种思路是将企业选址问题转换成考察各个备选空间的新企业数量,利用泊松模型进行估计(Coughlin and Segev, 2000; List and McHone, 2000)。假设在时期 t , 地区 i 的新进入企业数量为 $en_{i,t}(\pi_{i,t}(Z_{i,t}, e_{i,t}))$, 其中, $\pi_i(\cdot)$ 是代表性企业在地区 i 的利润, Z 是影响企业利润的地区特征变量,即前文提及的影响企业区位选择的需求因素和供给因素, $e_{i,t}$ 是随机扰动项,新进入企业数量与每个企业利润成正比。地区 i 的新进入企业数量的简约估计方程为

$$en_{i,t} = f(Z_{i,t}) + e_{i,t} \quad (25)$$

由于每个地区新建企业数是整数,因此假设 $en_{i,t}$ 服从泊松分布。那么在时期 t , 地区 i 有 $en_{i,t}$ 个新进入企业的概率为

$$Prob(en_{i,t}) = \exp(-\lambda_{i,t}) \lambda_{i,t}^{en_{i,t}} / en_{i,t}!, \quad \lambda > 0, en_{i,t} = 0, 1, 2, \dots, N \quad (26)$$

其中, $\lambda_{i,t}$ 是泊松分布的参数,表示时期 t 进入地区 i 的企业数量 $en_{i,t}$ 的均值。需要注意的是,当备选地区数量较多时,可能出现一些地区的新企业数为零的情况,这在企业选址问题中较为常见。当用条件 Logit 模型估计时,一种应对方法是将这些备选地区直接略去,但使用泊松回归并不需要这样,从而能够保留更多信息。另外,Guimarães et al. (2003)和 Schmidheiny and Brühlhart(2011)证明了在考虑地区特征变量对企业选址影响的条件下,条件 Logit 模型和泊松模型的估计系数是等价的,从而为用泊松模型估计企业选择问题建立起了微观基础。假设参数 $\lambda_{i,t}$ 和 $en_{i,t}$ 的期望的对数与解释变量存在线性关系,即

$$\ln(\lambda_{i,t}) = \beta(Z_{i,t}) \quad (27)$$

其中, β 是待估参数。本文也采用泊松回归方法估计地区层面的生产率补贴对该地区新进入企业数量的影响。 Z 是对企业利润有影响的地区变量集合。但

是,泊松模型一个基本假设是期望和方差都等于泊松到达率,即 $E(en_{i,t}|Z_{i,t}) = \text{Var}(en_{i,t}|Z_{i,t}) = \lambda_{i,t}$ 。在企业选址问题,一些难以观测的异质性会导致新建企业数量的波动,导致方差大于期望。为了处理该问题,我们引入随机变量 $\nu \sim \text{Gamma}(1, \alpha)$,用 $\lambda\nu$ 代替 λ ,因此新建企业数量 $en \sim \text{Poisson}(N|\lambda\nu)$ 。在该假定下,新建企业数量 en 的分布就修正为负二项分布,记为 $\text{NB}(\lambda, \alpha)$ 。这允许新建企业数量 en 方差大于均值。因此,本文利用负二项分布估计企业选址问题。由于企业同样是基于已有经济环境进行选址决策,因此与模型(22)一样,在泊松回归中同样将解释变量都滞后一期。

3.2 数据来源与变量

本文以中国的地级行政区作为企业进入的备选地区,企业样本则来自于中国工业企业数据库。我们利用中国工业企业数据库中的地理信息和行业代码信息,合并得到某一地区某一行业的企业进入数量、企业生产率和政府补贴等;然后,从《中国城市统计年鉴》中获取地区层面的其他经济变量。由于采矿业、电力、燃气及水的生产和供应业等行业高度依赖于自然资源或是行政垄断性行业,这些企业选址决策受地域限制较大,因此,本文研究将这些行业从中国工业企业数据库中剔除,只保留制造业行业。以两位数行业代码计,中国工业企业数据库的制造业行业涵盖了30个大类,对应于国民经济行业分类与代码(GB/T 4754—2002)中的代码13~43(没有38)。

中国工业企业数据库由国家统计局建立,根据样本企业提交季报和年报至当地统计局汇总而成。其样本范围为全部国有工业企业和规模以上(主营业务收入,即销售额在500万元及以上)非国有工业企业,样本企业数量由1999年的16万家逐年递增到2008年的41万家。聂辉华等(2012)将工业企业数据库2004年的数据和同年第一次全国经济普查年报数据进行了比较,发现工业企业数据库当年全部样本企业销售额占经济普查年报中全国工业企业销售额的89.5%,因此工业企业数据库可以较为全面地反映中国工业部门的整体情况。为了使得该数据库的数据符合本文的研究目的,我们对数据库中的数据作如下处理:首先,参照Brandt et al. (2012)序贯匹配的思路对1998—2013年的原始数据进行匹配,匹配的依据依次是法人代码、企业名称、法人代表姓名、电话号码、开业年份。其次,为确保结果的有效性,我们对样本进行了如下筛选:第一,删除关键变量(如企业代码、工业增加值、收入、利润总额)缺失的观测值。第二,剔除明显违背会计准则的企业,如资产不等于负债与所有者权益之和、总资产小于流动资产或固定资产、总负债小于流动负债或长期负债等、累计折旧小于当期折旧。第三,剔除关键变量异常(如政府补贴、工业增加值、固定资产原值和固定资产净值小于0)的企业。第四,由于数据缺失严重本文剔除了海南省和西藏

自治区的企业。第五,剔除涉及地级行政区区划调整的地区以及这些地区内的企业^①。第六,剔除了位于直辖市的企业。第七,国有企业本身就是政府作用的一部分,其选址不是由市场力量决定的,因此我们将国有企业从样本中予以剔除^②。经过上述处理并进行加总处理,最后得到中国大陆地区25个省级地区(不包含直辖市以及西藏和海南)305个地级行政区在1998—2013年共15年的平衡面板数据^③。

实证研究中的核心解释变量是地区层面的企业生产率(*prod*),类似于宋凌云和王贤彬(2013)的处理办法,我们首先计算出各企业的全要素生产率(TFP),然后使用企业增加值作为权重进行加权,得到加权平均的地区层面的工业企业TFP,以此来度量地区层面的企业生产率。关于企业全要素生产率计算方法,常见的有OLS、FE、OP半参数法、LP半参数法等方法,学术界对此存在较大的争论(Van Beveren, 2012)。一般认为,用OLS和FE的方法计算企业全要素生产率会面临内生性问题,而OP方法则被认为会损失更多样本(范剑勇等, 2013)。因此,本文使用LP半参数法估计企业的全要素生产率。

实证分析中的被解释变量分别是地区层面企业进入数量和政府补贴。我们利用中国工业企业数据库提供的关于企业地理位置以及开工时间的信息获得各地区的新进入企业数量。参照Audretsch and Mahmood(1995)的处理,以工业企业数据库中的“企业开工时间年”作为判断企业进入的依据,如果企业的开工时间为2000年,那么认为该企业是2000年新进入的企业。由于数据质量原因,原始数据中“企业开工时间年”这一变量有大量缺失或错误,参照周浩等(2015),作如下处理:如果缺失“企业开工时间年”的观测值,根据企业法人代码找到该企业随后年份数据中的“企业开工时间年”进行填补;对于输入错误的情况,比如将“1998”输入为“98”的,则同样对照随后多年的数据进行修正;如果同一企业的开工时间年有不同登记年份,则使用出现次数最多的登记年份;

① 例如,2000年,阜阳市管辖的涡阳县、蒙城县、利辛县由新设立的地级市亳州市管辖;2011年,将地级市巢湖市所辖的居巢区改设县级巢湖市、庐江县划归合肥市管辖,所辖的无为县划归芜湖市管辖、和县的沈巷镇划归芜湖市鸠江区管辖,所辖的含山县、和县(不含沈巷镇)划归马鞍山市管辖。尽管工业企业数据库中的企业地理信息可以追溯到县区级,但由于后文中需要的一些变量无法追溯到县区级,因此,我们将涉及地级行政区区划调整的地级市均予以剔除。

② 工业企业数据库报告了企业的实收资本以及注册类型,前者能够反映企业真实的控股类型,后者则为企业在工商登记时所注册的类型,用这两类指标识别企业所有制类别的结果存在较大差异。有相当一部分企业登记的注册类型是国有企业,但实则已不再是国有资本控股,所以很多研究按控股比例来判断该企业是否为国有企业。但是,在企业选址上,地方政府的国有资本很少跨区域去投资其他地区的企业,所以,只要注册类型为国有企业的,其选址就会收到地方政府的极大影响,因此,我们根据注册类型来识别国有企业。

③ 2004年的工业企业数据库存在大量数据缺失,予以剔除。

如果上述处理办法依然不能识别出企业的设立时期,则将该企业视作已存续企业^①。对于地区层面政府补贴这一变量,我们使用中国工业企业数据库中的“企业补贴收入”和“工业增加值”两个变量进行计算,首先计算出地区内所有企业的企业补贴收入总和以及工业增加值总和,然后用企业补贴收入总和同工业增加值总和之比作为政府补贴强度(sub)的度量指标。

在影响企业补贴强度的因素中,参照孔东民等(2013),我们引入了地区层面的企业利润率(profit)、企业所得税实际税率(tax)、人均产出(pgdp)等变量。其中,企业利润率用地区中各企业利润总和人均同各企业工业增加值总和的比值来度量;类似于Porcano(1986)、黄明峰和吴斌(2010),企业所得税有效税率的计算公式为:(所得税费用-递延所得税费用)/税前利润,在计算过程中,所得税费用、递延所得税费用以及税前利润均加总到地区层面;人均产出为以1998年的不变价格计算的各地区的人均地区生产总值,由于缺少地级行政区层面的价格指数,我们用省级行政区的消费品价格指数将人均地区生产总值的名义值调整为实际值,单位为万元^②。企业产权、企业利润率、企业所得税实际税率的数据来自于工业企业数据库,人均产出的数据来自于各年度的《中国城市统计年鉴》。

在影响企业进入数量的地区层面因素中,参照周浩等(2015)以及毕青苗等(2018)的研究,我们在影响新企业进入数量的地区层面因素中,引入本地市场规模(market)、劳动力成本(lcost)、交通基础设施(infra)、金融发展水平(fin)、产业结构(stru)等从需求或供给层面影响企业利润的因素。劳动力成本是企业成本重要组成部分,本文用地区平均工资度量地区劳动力成本,单位为元;人口密度的高低可反映市场需求的大小,因此我们用人口密度来度量本地市场规模,单位为人/平方公里;交通基础设施用人均道路面积来度量,单位为平方米/人^③;金融发展水平由地区的金融机构贷款余额与地区GDP的比值来度量;产业结构用各地区第三产业增加值占比来度量^④。上述变量的数据均来自于各年度的《中国城市统计年鉴》。表1给出了变量的描述统计。

① 对于缺失注册地的企业,我们也采取类似的方法进行填充,如果该填充办法依然不能识别出企业注册地,则将该企业从样本中剔除。

② 根据集聚租理论,借助经济集聚,地方政府可以对企业征收较高税率也不担心企业迁移到其他地区,也就是说集聚经济会影响企业征税,而政府补贴是政府通过税收行为吸引要素流入的一个补充,因此,经济集聚可能会影响地方政府的补贴强度(苑德宇等,2018)。但是,考虑到经济集聚与生产率之间的高度相关性(范剑勇等,2014),我们在控制地区生产率的前提下没有再控制地区层面的经济集聚。

③ 虽然地区层面的企业进入数量、生产率以及政府补贴都是从整个地级行政区测算的,但由于市辖区的公路密度远高于地级行政区的其他地方,因此人均道路面积的计算使用的是市辖区数据。

④ 经济集聚而产生的外部性是企地区位选择时的重要影响因素之一,大量文献考察了集聚经济对企地区位选择的影响(Figueiredo et al., 2002; Holl, 2004);同样,考虑到经济集聚与生产率之间的高度相关性,我们在控制地区生产率的前提下没有再控制集聚经济。

表 1 变量的描述统计

	样本量	均值	标准差	极大值	极小值
en	4575	26.744	149.802	824	1
sub	4575	0.004	0.024	0.039	0
prod	4575	10.159	32.084	17.265	6.309
profit	4575	0.191	4.896	233.952	-15.647
tax	4575	0.256	0.836	0.975	0.001
pgdp	4575	0.985	2.322	6.843	0.356
agglo	4575	0.137	0.353	1.358	0.001
market	4575	409.005	349.257	2739.153	4.993
lcost	4575	23786.095	42179.302	73156.034	13259.505
infro	4575	8.551	14.377	85.202	0.843
fin	4575	1.138	0.480	2.557	0.512
stru	4575	0.498	0.225	0.653	0.216

4 实证研究结果及其分析

4.1 企业生产率对补贴强度的影响

表 2 给出了模型(22)的回归结果。表 2 的列(1)中,我们仅仅引入了地区生产率变量 *prod*,该变量在 10%的显著性水平下显著为负,说明地区层面的生产率越高,其地方政府给企业提供补贴的动机越弱。在列(2)中,我们控制了地区固定效应和时期固定效应;在列(3)中我们进一步控制了其他控制变量,在这两个回归中,变量 *prod* 的系数依然显著为负,由此证实了前文研究命题的前半部分,即高生产率地区的地方政府会设置相对较低的企业补贴强度。列(3)的结果表明,在其他控制变量中,变量 *tax* 的系数显著为负,说明一个地区的实际税率与这个地区的政府补贴强度是一种互补的关系,一个地区的地方政府为企业设置的企业所得税实际税率越低,政府为企业 provide 补贴的动机也就越强。

表 2 生产率对政府补贴的影响

	(1)	(2)	(3)
<i>prod</i>	-0.171 * (0.095)	-0.153 * (0.083)	-0.190 ** (0.090)
<i>profit</i>			9.444 (12.416)
<i>tax</i>			-2.155 * (1.178)

续表			
	(1)	(2)	(3)
			2.345
pgdg			(3.444)
地区固定效应	未控制	控制	控制
时期固定效应	未控制	控制	控制
观测值	4575	4575	4575
R ²	0.074	0.102	0.188

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著，下同；括号内标准误差聚类到地级市层面，下同；由于变量sub的数值较小，在回归中，将变量sub的数值乘以了1000，下同。

4.2 政府补贴对企业进入的影响

表3给出了模型(27)的系数估计结果。列(1)~(3)给出的是没有控制地区生产率的估计结果，列(1)的估计结果表明，当仅仅控制政府补贴强度这一变量时，该变量对企业进入有显著的抑制作用，这与图1呈现出来的特征是一致的。但显然，图1和表3中的列(1)均没有考虑企业和地区层面的其他因素对企业进入的影响，会存在遗漏变量偏误。当我们在列(2)和列(3)中控制地区固定效应、时期固定效应以及其他地区层面、企业层面的变量时，政府补贴强度对企业进入的作用就显著为正了，说明行政的力量能够刺激企业进入。列(4)~(6)给出的是没有控制地区补贴强度的估计结果，同样，地区生产率的系数在3种情形下也都显著为正，说明以生产率优势为表征的市场力量也对新企业的进入提供了刺激作用。但是，在列(7)和(8)中，当我们同时将代表行政力量的地区补贴强度和代表市场力量的地区生产率均引入到模型(27)中后，地区生产率依然对企业进入数量有显著的促进作用，但地区补贴强度的作用不再显著。所以，当我们单独考虑企业生产率和地区补贴强度时，两者都是吸引企业进入的因素，但如果同时考虑这两种因素，地区补贴强度对企业进入的作用不再显著，结合表2的估计结果，我们认为这是因为地区补贴强度会受到地区生产率的影响。由此可以推断，以地区生产率为表征的市场力量才能吸引企业进入。

表3 政府补贴、生产率对企业进入的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
sub	-0.527*	0.138**	0.329**				0.194	0.204
	(0.280)	(0.062)	(0.159)				(0.163)	(0.189)
prod				0.087***	0.112***	0.063***	0.153***	0.096***
				(0.024)	(0.038)	(0.019)	(0.030)	(0.022)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
market			0.003 *			0.003 *		0.003 *
			(0.002)			(0.002)		(0.002)
lcost			0.000			0.000		0.000
			(0.002)			(0.002)		(0.002)
infro			0.007 **			0.007 **		0.007 **
			(0.003)			(0.003)		(0.003)
fin			0.090 ***			0.092 ***		0.088 ***
			(0.018)			(0.017)		(0.019)
stru			-0.295			-0.304		-0.289
			(0.310)			(0.325)		(0.316)
地区固定效应	未控制	控制	控制	未控制	控制	控制	控制	控制
时期固定效应	未控制	控制	控制	未控制	控制	控制	控制	控制
观测值	4575	4575	4575	4575	4575	4575	4575	4575
Log-likelihood	-625.301	-285.073	-148.303	-450.884	-237.555	-142.115	-228.406	-136.227

4.3 排除性检验

在前文的分析中,我们认为地区生产率而非政府补贴强度才能吸引企业进入的原因在于,生产率导致了财政补贴的多寡,尽管财政补贴能够吸引企业进入,但在控制了地区生产率后,这一作用就消失了。但是,如果政府补贴也会影响生产率,那么根据表2和表3的结果以及中介效应检验的思想,地区生产率则会变成财政补贴影响企业进入的中介变量,而且由于表3的列(7)和(8)中变量sub的系数不显著,说明这种中介效应是完全中介效应。为了排除这种可能的中介效应,我们需要检验政府补贴是否会影响地区生产率。表2给出了地区生产率对政府补贴影响的估计结果,尽管我们使用滞后一期的地区生产率数据发现地区生产率高的地区,政府补贴强度越低,但并不能说明政府补贴不会影响地区生产率,因此,我们使用如下的回归方程检验地区补贴强度对地区生产率的影响,同样,我们对地区补贴强度滞后了一期:

$$\text{prod}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{sub}_{i,t-1} + \beta_2 Z_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (28)$$

其中, Z 是对地区层面的企业生产率有影响的控制变量集合,我们控制了地区层面的企业产权(prop)、企业所得税实际税率(tax)、人均产出(pgdP)、本地市场规模(market)、劳动力成本(lcost)、交通基础设施(infra)、金融发展水平(fin)、产业结构(stru)等变量,这些变量的定义参见前文。另外,我们还控制了地区层面的经济集聚水平,类似于付文林和耿强(2011),本文采用一个地区内所有行业的市场份额的平方和来度量该地区的经济集聚水平,具体计算公式

如下：

$$\text{aggl}o_{i,t} = \sum_j S_{i,j,t}^2; \quad S_{i,j,t} = \text{output}_{i,j,t} / \text{Toutput}_{j,t} \tag{29}$$

其中, $\text{aggl}o_{i,t}$ 是地区 i 在时期 t 的经济集聚水平, $\text{output}_{i,j,t}$ 是地区 i 的行业 j 在时期 t 的工业增加值, $\text{Toutput}_{i,j,t}$ 是行业 j 在时期 t 在整个经济中的工业增加值, 因此, $S_{i,j,t}$ 反映的是地区 i 的行业 j 在整个行业 j 中的市场份额, 此处所使用的行业维度是工业企业数据库中的二位数制造业行业。表 4 给出了模型 (28) 的回归结果, 从中可以发现, 政府补贴确实没有对全要素生产率产生显著影响。^①

表 4 政府补贴对生产率的影响

	(1)	(2)	(3)
sub	-3.712 (3.206)	-6.008 (3.525)	-1.118 (0.853)
控制变量	未控制	未控制	控制
地区固定效应	未控制	控制	控制
时期固定效应	未控制	控制	控制
观测值	4575	4575	4575
R^2	0.031	0.118	0.233

4.4 生产率与政府补贴的优势比较

我们基于表 2~表 4 的回归结果从逻辑上阐释了为何生产率才是影响企业进入的最重要因素。为了进一步从数理关系上证实这一点, 我们借鉴 Budescu (1993) 提出的用以分析具有相关关系自变量相对重要性的统计方法——优势分析法 (dominance analysis, DA) ——来检验生产率和政府补贴这两个具有相关关系的变量究竟谁在影响企业进入方面作用更大。优势度分析主要用于比较在各种可能情况下, 增加不同解释变量, 谁能带来更大的拟合度改善。表 5 的第 1 行结果表明, 当仅仅分别引入政府补贴和地区生产率两个变量时, 地区生产率的贡献度要大于政府补贴; 第 2 行结果表明, 当在包含控制变量集合 X 的回归方程中分别引入政府补贴和地区生产率两个变量时, 地区生产率的贡献度依然要大于政府补贴; 第 3 行和第 4 行表明, 在包含控制变量集合 X 和政府补贴的方程中引入地区生产率后所带来的拟合度改善程度要大于在包含控制变量集合 X 和地区生产率的方程中引入政府补贴, 即地区生产率的贡献度依然大

^① 徐保昌和谢建国 (2015) 认为政府补贴不利于企业全要素生产率的提升, 蒋为和张龙鹏 (2015) 同样认为补贴差异化是导致中国制造业生产率分布的离散与资源误置的重要原因; 鄢敏和包群 (2012)、金晓雨 (2018) 等人的研究认为经济集聚影响了全要素生产率, 但他们的结论并不一致, 而且认为这种作用是非线性。我们的结果则表明, 补贴对企业生产率的作用是不显著的。

于政府补贴。由此可见,在影响企业进入上,地区生产率的作用确实是更大的。^①

表 5 政府补贴与生产率对企业进入作用的优势度分析

原有解释变量	对数似然值	贡献度	
		sub	prod
无	$-\infty$	$-625.301-(-\infty)$	$-450.884-(-\infty)$
X	a	$-148.303-a$	$-142.115-a$
(sub, X)	-148.303	—	$-136.227-(-148.303)$
(prod, X)	-142.115	$-136.227-(-142.115)$	—

注:(1) a 是只有控制变量 X 时的对数似然值;(2)其他对数似然值均来自于表3;(3)所有情形给出的都是包含地区固定效应和时期固定效应的估计结果。

4.5 稳健性检验

我们进行的第一项稳健性检验是改变地区生产率的度量方法。在基准回归中,地区层面的企业生产率是以企业的工业增加值为权重将地区内的企业生产率加权得到的,此处,我们使用企业的总产值作为权重进行加权,重新得到地区层面的生产率,进而对前面的基准回归模型进行估计,回归结果如表6所示。表6的结果表明,在改变地区生产率的加权计算方法后,回归结果与前文的基准回归结果是一致的:地区生产率显著降低了该地区的政府补贴强度;在不考虑地区生产率的作用时,地区的政府补贴强度对新企业进入有显著的刺激作用,但在考虑地区生产率后,政府补贴作用消失了;而且,列(5)的结果同样排除了地区生产率是政府补贴吸引企业进入的中介变量这一机制。

表 6 稳健性检验:改变地区生产率的加权方法

	(1) sub	(2) en	(3) en	(4) en	(5) prod
sub		0.206* (0.113)		0.287 (0.198)	-2.411 (1.830)
prod	-0.173* (0.098)		0.077*** (0.021)	0.095*** (0.014)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时期固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	4575	4575	4575	4575	4575
R^2	0.189				0.230
Log-likelihood		-153.006	-147.210	-139.325	

^①需要注意的是,由于变量之间的相关关系,即使引入的变量最终并不显著,但也可能会对拟合度有所改进。所以,优势度分析只是起比较作用。

我们进行的第二项稳健性检验是改变度量新企业进入数量的方式。在基准回归中,我们使用的是新企业进入的绝对数量,采用泊松回归进行参数估计;在这部分的稳健性检验中,类似于毕青苗等(2018)的处理,我们计算了地区 i 在时期 t 的新企业进入率($enr_{i,t}$),由时期 t 新进入地区 i 的企业数与时期 t 已经存在于地区 i 的已存续企业数量的比值来度量(单位:%)。由于新企业进入率不再是一个离散型变量,因此,我们使用固定效应面板数据模型进行回归,回归结果如表7所示。表7的估计结果表明,即使改变企业进入的度量方式,结果依然与表3的基准回归结果是一致的。

表7 稳健性检验:基于企业进入率

	(1)	(2)	(3)
sub	4.115 *** (0.832)		1.899 (1.743)
prod		1.700 ** (0.842)	2.031 * (1.141)
控制变量	控制	控制	控制
时期固定效应	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
观测值	4575	4575	4575
R^2	0.113	0.117	0.120

我们进行的第三项稳健性检验是改变样本范围。基准回归中的核心变量是地级行政区层面的企业进入数量和政府补贴强度,但是,在基准回归的样本中,包含了省会和一般的地级行政区。省会通常是一个省级地区的政治、经济中心,获得的行政资源和经济资源也要高于一般的地级市,因此,与一般的地级行政区相比,省会在吸引企业进入方面,除了可以使用补贴这一行政手段外,还具备产业规划、区域规划和直接行政干预等方面的行政力量。为了剔除这一因素,我们接下来将省会从样本中剔除,重新进行了回归,结果如表8所示。

表8 稳健性检验:剔除省会

	(1) sub	(2) en	(3) en	(4) en	(5) prod
sub		0.294 * (0.160)		0.165 (0.132)	-3.295 (2.306)
prod	-0.254 ** (0.123)		0.093 *** (0.025)	0.146 *** (0.033)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时期固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

	续表				
	(1) sub	(2) en	(3) en	(4) en	(5) prod
观测值	4185	4185	4185	4185	4185
R^2	0.179				0.216
Log-likelihood		-187.615	-166.725	-150.332	

在前文的分析中,我们认为地区生产率为表征的市场力量,而非政府补贴为表征的行政力量才是决定企业进入的关键因素。但是,我们在前文的理论分析和实证分析中并没有指出地区生产率优势的来源。大量文献指出,经济集聚是生产率优势的重要来源(Ciccone and Hall,1996;Ciccone,2002),因此,我们接下来用地区层面的经济集聚变量(agglo)代替地区生产率变量重新对基准模型进行回归,回归结果如表9所示。与表2中的列(3)一样,表8中的列(1)表明,当地区层面的经济集聚水平较高时,地方政府即使不补贴企业也不用担心企业流出该地区,类似于征收了“集聚租”;表9中的列(3)表明,经济集聚能够吸引企业进入,这与周浩等(2015)的结论是一致的;与表2中列(8)的回归结果类似,当我们同时控制地区补贴强度与经济集聚水平时,地区补贴强度对企业进入不再有显著作用。由此可见,当我们用地区集聚水平替换掉地区层面的企业生产率水平时,结论与前文是基本一致的。

表9 稳健性检验:基于经济集聚水平的回归

	(1) sub	(2) en	(3) en	(4) en
sub		0.229 ** (0.112)		0.259 (0.306)
agglo	-0.075 ** (0.036)		0.130 *** (0.033)	0.132 *** (0.029)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
时期固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	4575	4575	4575	4575
R^2	0.191			
Log-likelihood		-148.303	-140.766	-219.850

4.6 异质性分析

在基准回归中,我们基于1998—2013年的数据发现,这段时间里,从平均意义上来看,市场是决定企业进入的决定性因素;但是,在这个时间段里,中国发生了一件对市场化改革影响深远的事情,即2001年加入世界贸易组织(WTO)。由北京师范大学李晓西主持的《2010中国市场经济发展报告》显示,

按百分制表示,中国经济市场化程度在进入 21 世纪前尚处在 60 分之下,进入 2000 年后,达到 60 分的及格线,之后快速提升,在 2003 已达到 73.8%。李晓西 (2011) 认为,这是因为中国政府通过履行加入世贸组织的承诺,使得中国的市场化改革不断深化,各领域市场化程度稳步提高。因此,我们将样本切割成两个部分:1998—2001 年为一个子样本,2002—2013 年为一个子样本^①,对两个子样本分别进行回归,回归结果分别如表 10 和表 11 所示。表 10 的列 (1) 表明,当市场化水平较低时,生产率不会对政府补贴产生影响,说明市场化水平较低时,政府不会根据生产率来调整补贴强度;列 (5) 则表明,政府补贴的提高会提高地区层面的生产率水平;而列 (2)~(4) 则表明,政府补贴和地区生产率均会显著提高地区内的企业进入,当同时控制地区生产率和政府补贴强度时,政府补贴的系数下降;再结合列 (5) 的结果可以发现,在市场化水平较低时,政府补贴和地区生产率均是吸引企业进入的因素,而且,地区生产率还是政府补贴吸引企业进入的中介变量。表 10 的估计结果则与前文的基准回归结果是一致的:劳动生产率会引致政府补贴的变动,但不会受政府补贴的影响;同时,地区层面的劳动生产率,而非政府补贴,才是显著影响企业进入的因素。

表 10 子样本一 (1998—2001) 的回归结果

	(1) sub	(2) en	(3) en	(4) en	(5) prod
sub		0.340 *** (0.082)		0.281 *** (0.068)	0.932 * (0.515)
prod	1.427 (0.990)		0.072 * (0.038)	0.029 * (0.016)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时期固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1220	1220	1220	1220	1220
R ²	0.240				0.303
Log-likelihood		-84.203	-86.882	-81.190	

表 11 子样本二 (2002—2013) 的回归结果

	(1) sub	(2) en	(3) en	(4) en	(5) prod
sub		0.172 ** (0.083)		0.096 (0.144)	-1.370 (1.006)
prod	-0.136 ** (0.065)		0.325 *** (0.060)	1.150 *** (0.203)	

① 中国正式加入世界贸易组织的时间是 2001 年 12 月 11 日。

续表

	(1) sub	(2) en	(3) en	(4) en	(5) prod
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时期固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3355	3355	3355	3355	3355
R^2	0.328				0.440
Log-likelihood		-42.550	-36.983	-34.031	

综上可见,在市场化水平较低的阶段,以政府补贴为代表的政府有形之手和以地区生产率为代表的市场无形之手,均是影响企业进入的因素,而且,政府补贴对企业进入的作用部分是通过提高地区生产率实现的;但当中国加入WTO、市场化水平有了显著提高之后,影响企业进入的力量发生了改变,政府的有形之手不再有效,而市场这支无形之手才是决定性力量。因此,随着市场化进程的推进,市场力量逐渐取代政府力量成为吸引企业进入的因素,这也进一步印证了本文的观点。

表 10 和表 11 的异质性分析是根据中国市场化进程的时间发展而展开的,我们接下来根据市场化进程在中国地区间的差异来进行异质性分析。我们利用樊纲和王小鲁等人编制的中国分省份市场化指数^①,计算了本文样本数据所在的 25 个省级地区在 1998—2013 年的市场化指数的均值,根据市场化均值选取市场化水平 25%分位以下(共 6 个省级地区,分别是青海、新疆、甘肃、宁夏、贵州和山西)和 75%分位以上(共 6 个省级地区,分别是辽宁、山东、福建、江苏、广东和浙江),利用这 12 个省级地区的地级行政区样本进行回归,回归结果如表 12 和表 13 所示。表 12 的列(1)表明,在市场化水平较低的地区,政府不会根据地区生产率水平来设定补贴强度;表 12 的列(2)和(3)表明,在市场化水平较低的地区,政府补贴强度和地区生产率的提高均能吸引企业进入该地区,列(4)表明,同时将政府补贴和地区生产率引入后,地区生产率和政府补贴依然是显著为正的。上述结果表明,在市场化水平较低的地区,以政府补贴为代表的政府有形之手和以地区生产率为代表的市场无形之手均能吸引企业进入,这与表 9 的结果高度一致。

与表 11 的结果以及基准结果类似,表 13 的列(1)表明,在市场化水平较高的地区,政府会根据地区生产率水平来设定补贴强度,将其与表 12 中列(1)相对比可以发现,针对政府补贴的“集聚租”只会在市场化水平较高的地区存在。同时,列(2)~(4)的结果表明,单独控制时,政府补贴和地区生产率均能显著影响企业进入,但将两者同时控制时,政府补贴的作用不再显著,这说明,在市场化水平较高的地区,市场的无形之手才能吸引企业进入。

① 数据来源:中国市场化指数数据库, <https://cmi.ssap.com.cn/>。

表 12 子样本一(低市场化水平地区)的回归结果

	(1) sub	(2) en	(3) en	(4) en	(5) prod
sub		0.379 *** (0.072)		0.382 *** (0.078)	0.051 (0.112)
prod	1.011 (0.847)		0.044 ** (0.020)	0.031 * (0.016)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时期固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	863	863	863	863	863
R ²	0.208				0.284
Log-likelihood		-131.408	-140.995	-129.006	

表 13 子样本二(高市场化水平地区)的回归结果

	(1) sub	(2) en	(3) en	(4) en	(5) prod
sub		0.155 * (0.086)		0.116 (0.089)	0.089 (0.118)
prod	-0.299 *** (0.071)		0.903 *** (0.188)	0.895 *** (0.179)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时期固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1260	1260	1260	1260	1260
R ²	0.295				0.489
Log-likelihood		-73.400	-69.775	-68.073	

表 12 和表 13 的结果呈现出来的含义与表 10 和表 11 是一致的:在市场化水平较低的时期或较低的地区,市场的有形之手和政府的无形之手均衡吸引企业进入;而在市场化水平较高的时期或是较高的地区,政府的有形之手不再能够吸引企业进入,市场的无形之手才能吸引企业进入。

5 结论与启示

本文基于中国工业企业数据库的初步分析表明,政府补贴强度高的地区,新企业的进入数量反而较低,这引发了我们的思考:财政补贴究竟能否有效地吸引企业进入?本文首先建立一个两地区的经济地理模型研究了地区层面的异质性生产率对政府补贴强度以及企业进入决策的影响,发现相较于生产率低的地区,生产率较高地区的地方政府设定的补贴强度会更低,但企业进入数量会更多。为了验证这一点,本文将 1998—2013 年的中国工业企业数据库中的

微观企业数据与中国地级行政区层面的数据匹配起来,实证研究了地级行政区层面的政府补贴强度与企业生产率以及新企业进入数量之间的关系。实证研究表明,在不考虑地区生产率的作用时,政府补贴确实能够吸引企业进入;但同时控制住地区生产率和政府补贴强度后,政府补贴强度的提高对企业进入的作用不再显著,仅仅只有地区生产率对企业进入有显著的吸引力;而且,实证研究还表明,地区生产率确实会显著降低政府补贴企业的意愿,但政府补贴强度对地区生产率并没有显著影响,由此也排除了地区生产率是政府补贴作用于企业进入时的中介这一机制。综合上述实证研究结果,我们发现,以地区生产率为表征的市场力量而非以政府补贴为表征的行政力量,才是最终吸引企业进入的力量。而且,即使我们将表征市场力量的变量换为与地区生产率高度相关的经济集聚,结论也是基本一致的。通过将样本区分为高市场化时期和低市场化时期以及高市场化地区和低市场化地区,可以进一步表明,在市场化水平较低的地区,政府这只有形之手和市场这只无形之手都会影响企业进入;但随着市场化水平的提高,政府这只有形之手的作用逐渐消失,而市场这只无形之手的作用依然是显著的。

十九届四中全会指出,要“充分发挥市场在资源配置中的决定性作用”。本文的研究从吸引企业进入这一视角,讨论了市场力量这只无形之手与行政力量这只有形之手的作用大小,发现市场力量在吸引企业进入方面依然起到了决定性的作用。当然,我们也发现,如果不考虑市场力量或是市场力量相当时,行政的力量也能够吸引要素的流动;但行政力量的大小事实上也是由市场力量决定的。

一个地区的新企业进入是促进该地区技术创新和市场竞争、实现经济高质量增长的重要动力。结合本文的研究,我们认为,一个地区要有效地吸引新企业的进入,依赖政府补贴等行政手段并不能解决根本问题,而应当通过供给侧改革提高地区内企业的生产率和经济集聚水平,进而通过市场力量自发地吸引企业进入。而且,本文研究也契合了“集聚租”理论,即地方政府的补贴强度会受到地区生产率和地区经济集聚水平的影响,这需要地方政府意识到,政府补贴强度应当与市场力量相匹配,只有与市场力量大小相匹配的政府补贴强度才能发挥出其在吸引企业进入上的作用,否则过度的政府补贴就是无效率的。

当然,我们也必须承认,市场的无形之手不仅仅体现为依靠生产率优势来发挥作用,政府的有形之手也不仅仅体现为通过政府补贴来吸引要素流动。我们很难用单一指标来体现市场的力量和政府的力量,我们甚至无法排除当用其他指标来度量市场这个无形之手和政府这只有形之手时,两者的力量可能呈现出与本文不一样的结果,这可能需要我们后续展开进一步讨论。

参考文献

- 毕青苗, 陈希路, 徐现祥, 等. 2018. 行政审批改革与企业进入[J]. 经济研究, 53(2): 140-155.
- Bi Q M, Chen X L, Xu X X, et al. 2018. Administrative approval reform and firm entry[J]. *Economic Research Journal*, 53(2): 140-155. (in Chinese)
- 范剑勇, 赵沫, 冯猛. 2013. 进入退出与制造业企业生产率变迁[J]. 浙江社会科学, (4): 27-35, 45, 156.
- Fan J Y, Zhao M, Feng M. 2013. Entry & exit and changes of manufacturing firm productivity[J]. *Zhejiang Social Sciences*, (4): 27-35, 45, 156. (in Chinese)
- 范剑勇, 冯猛, 李方文. 2014. 产业集聚与企业全要素生产率[J]. 世界经济, 37(5): 51-73.
- Fan J Y, Feng M, Li F W. 2014. Industry agglomeration and firm total factor productivity[J]. *The Journal of World Economy*, 37(5): 51-73. (in Chinese)
- 付文林, 耿强. 2011. 税收竞争、经济集聚与地区投资行为[J]. 经济学(季刊), 10(4): 1329-1348.
- Fu W L, Geng Q. 2011. Tax competition, economic agglomeration and investment behavior among regions[J]. *China Economic Quarterly*, 10(4): 1329-1348. (in Chinese)
- 黄明峰, 吴斌. 2010. 税收政策的变化影响公司资本结构吗? ——基于两税合并的经验数据[J]. 南方经济(8): 17-28.
- Huang M F, Wu B. 2010. Is companies' capital structure influenced by tax policy? Empirical data from consolidation of the two taxes[J]. *South China Journal of Economics*, (8): 17-28. (in Chinese)
- 贾俊雪. 2014. 税收激励、企业有效平均税率与企业进入[J]. 经济研究, 49(7): 94-109.
- Jia J X. 2014. Tax incentives, corporate effective average tax rate, and firm entry[J]. *Economic Research Journal*, 49(7): 94-109. (in Chinese)
- 蒋为, 张龙鹏. 2015. 补贴差异化的资源误置效应——基于生产率分布视角[J]. 中国工业经济(2): 31-43.
- Jiang W, Zhang L P. 2015. Misallocation effect of subsidies disparity: Based on TFP dispersion approach[J]. *China Industrial Economics*, (2): 31-43. (in Chinese)
- 金晓雨. 2018. 政府补贴、资源误置与制造业生产率[J]. 财贸经济, 39(6): 43-57.
- Jin X Y. 2018. Government subsidy, resource misallocation and manufacturing

- productivity[J]. *Finance & Trade Economics*, 39(6): 43-57. (in Chinese)
- 孔东民, 刘莎莎, 王亚男. 2013. 市场竞争、产权与政府补贴[J]. *经济研究*, 48(2): 55-67.
- Kong D M, Liu S S, Wang Y N. 2013. Market competition, ownership and government subsidy[J]. *Economic Research Journal*, 48(2): 55-67. (in Chinese)
- 李晓西. 2011. 加入世贸组织 10 年: 中国市场化进程演进轨迹[J]. *改革*, (12): 17-28.
- Li X X. 2011. Ten years evolution of China's marketization after entering into WTO [J]. *Reform*, (12): 17-28. (in Chinese)
- 龙小宁, 朱艳丽, 蔡伟贤, 等. 2014. 基于空间计量模型的中国县级政府间税收竞争的实证分析[J]. *经济研究*, 49(8): 41-53.
- Long X N, Zhu Y L, Cai W X, et al. 2014. An empirical analysis of spatial tax competition among Chinese counties based on spatial econometric models [J]. *Economic Research Journal*, 49(8): 41-53. (in Chinese)
- 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 2012. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. *世界经济*, 35(5): 142-158.
- Nie H H, Jiang T, Yang R D. 2012. Current status and potential problems of the use of China industrial enterprises database[J]. *The Journal of World Economy*, 35(5): 142-158. (in Chinese)
- 邵敏, 包群. 2012. 政府补贴与企业生产率——基于我国工业企业的经验分析[J]. *中国工业经济*(7): 70-82.
- Shao M, Bao Q. 2012. Government subsidies and firm's productivity: An empirical study based on Chinese industrial plants[J]. *China Industrial Economics*, (7): 70-82. (in Chinese)
- 沈坤荣, 付文林. 2006. 税收竞争、地区博弈及其增长绩效[J]. *经济研究*, 41(6): 16-26.
- Shen K R, Fu W L. 2006. Tax competition, region game and their efficiency of growth[J]. *Economic Research Journal*, 41(6): 16-26. (in Chinese)
- 宋凌云, 王贤彬. 2013. 重点产业政策、资源重置与产业生产率[J]. *管理世界*, (12): 63-77.
- Song L Y, Wang X B. 2013. Priority industry policy, resource reallocation and industry TFP[J]. *Management World*, (12): 63-77. (in Chinese)
- 徐保昌, 谢建国. 2015. 政府质量、政府补贴与企业全要素生产率[J]. *经济评论*, (4): 45-56, 69.
- Xu B C, Xie J G. 2015. Government quality, government subsidy and total factor productivity[J]. *Economic Review*, (4): 45-56, 69. (in Chinese)

- 苑德宇, 李德刚, 宋小宁. 2018. 产业集聚、企业年龄与政府补贴[J]. 财贸经济, 39(9): 39-56.
- Yuan D Y, Li D G, Song X N. 2018. Industrial agglomeration, enterprise's age and government subsidies [J]. *Finance & Trade Economics*, 39(9): 39-56. (in Chinese)
- 张晏, 龚六堂. 2005. 分税制改革、财政分权与中国经济增长[J]. 经济学(季刊), 5(1): 75-108.
- Zhang Y, Gong L T. 2005. The Fenshuizhi reform, fiscal decentralization, and economic growth in China[J]. *China Economic Quarterly*, 5(1): 75-108. (in Chinese)
- 周浩, 余壮雄, 杨铮. 2015. 可达性、集聚和新建企业选址——来自中国制造业的微观证据[J]. 经济学(季刊), 14(4): 1393-1416.
- Zhou H, Yu Z X, Yang Z. 2015. Accessibility, agglomeration and new firm location: Micro evidence from Chinese manufacturing [J]. *China Economic Quarterly*, 14(4): 1393-1416. (in Chinese)
- 周黎安. 2004. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. 经济研究, (6): 33-40.
- Zhou L A. 2004. The incentive and cooperation of government officials in the political tournaments: An interpretation of the prolonged local protectionism and duplicative investments in China[J]. *Economic Research Journal*, (6): 33-40. (in Chinese)
- Audretsch D B, Mahmood T. 1995. New firm survival: New results using a hazard function[J]. *Review of Economics and Statistics*, 77(1): 97-103.
- Becker R, Henderson V. 2000. Effects of air quality regulations on polluting industries [J]. *Journal of Political Economy*, 108(2): 379-421.
- Bellemare M F, Masaki T, Pepinsky T B. 2017. Lagged explanatory variables and the estimation of causal effect[J]. *The Journal of Politics*, 79(3): 949-963.
- Bjørnskov C, Foss N J. 2008. Economic freedom and entrepreneurial activity: Some cross-country evidence[J]. *Public Choice*, 134(3/4): 307-328.
- Brandt L, van Biesebroeck J, Zhang Y F. 2012. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 97(2): 339-351.
- Branstetter L, Lima F, Taylor L J, et al. 2014. Do entry regulations deter entrepreneurship and job creation? Evidence from recent reforms in Portugal[J]. *Economic Journal*, 124(577): 805-832.
- Bruhn M. 2011. License to sell: The effect of business registration reform on

- entrepreneurial activity in Mexico[J]. *Review of Economics and Statistics*, 93(1): 382-386.
- Brühlhart M, Jametti M, Schmidheiny K. 2012. Do agglomeration economies reduce the sensitivity of firm location to tax differentials? [J]. *Economic Journal*, 122(563): 1069-1093.
- Budescu D V. 1993. Dominance analysis: A new approach to the problem of relative importance of predictors in multiple regression[J]. *Psychological Bulletin*, 114(3): 542-551.
- Carlton D W. 1983. The location and employment choices of new firms: An econometric model with discrete and continuous endogenous variables[J]. *Review of Economics and Statistics*, 65(3): 440-449.
- Ciccone A, Hall R E. 1996. Productivity and the density of economic activity [J]. *American Economic Review*, 86(1): 54-70.
- Ciccone A. 2002. Agglomeration effects in Europe [J]. *European Economic Review*, 46(2): 213-227.
- Ciccone A, Papaioannou E. 2007. Red tape and delayed entry [J]. *Journal of the European Economic Association*, 5(2/3): 444-458.
- Condliffe S, Morgan O A. 2009. The effects of air quality regulations on the location decisions of pollution-intensive manufacturing plants [J]. *Journal of Regulatory Economics*, 36(1): 83-93.
- Coughlin C C, Segev E. 2000. Location determinants of new foreign-owned manufacturing plants[J]. *Journal of Regional Science*, 40(2): 323-351.
- Cullen J B, Gordon R H. 2007. Taxes and entrepreneurial risk-taking: Theory and evidence for the U. S. [J]. *Journal of Public Economics*, 91(7/8): 1479-1505.
- Da Rin M, Di Giacomo M, Sembenelli A. 2011. Entrepreneurship, firm entry, and the taxation of corporate income: Evidence from Europe [J]. *Journal of Public Economics*, 95(9/10): 1048-1066.
- Devereux M P, Griffith R. 1998. Taxes and the location of production: Evidence from a panel of US multinationals[J]. *Journal of Public Economics*, 68(3): 335-367.
- Devereux M P, Griffith R. 2003. Evaluating tax policy for location decisions [J]. *International Tax and Public Finance*, 10(2): 107-126.
- Devereux M P, Griffith R, Simpson H. 2007. Firm location decisions, regional grants and agglomeration externalities [J]. *Journal of Public Economics*, 91(3/4): 413-435.
- Domar E D, Musgrave R A. 1944. Proportional income taxation and risk-taking [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 58(3): 388-422.

- Dreher A, Gassebner M. 2013. Greasing the wheels? The impact of regulations and corruption on firm entry[J]. *Public Choice*, 155(3/4): 413-432.
- Ellison G, Glaeser E L. 1999. The geographic concentration of industry: Does natural advantage explain agglomeration? [J]. *American Economic Review*, 89(2): 311-316.
- Figueiredo O, Guimarães P, Woodward D. 2002. Home-field advantage: Location decisions of Portuguese entrepreneurs[J]. *Journal of Urban Economics*, 52(2): 341-361.
- Fujita M, Krugman P R, Venables A J. 1999. The spatial economy: Cities, regions and international trade[M]. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- Ghani E, Goswami A G, Kerr W R. 2016. Highway to success: The impact of the golden quadrilateral project for the location and performance of Indian manufacturing[J]. *Economic Journal*, 126(591): 317-357.
- Gordon R H. 1998. Can high personal tax rates encourage entrepreneurial activity? [J]. *IMF Staff Papers*, 45(1): 49-80.
- Gordon R H, Slemrod J. 2002. Are “real” responses to taxes simply income shifting between corporate and personal tax bases? [C]//Slemrod J. Does Atlas Shrug? The Economic Consequences of Taxing the Rich. Cambridge: Harvard University Press.
- Gray W B. 1997. Manufacturing plant location: Does state pollution regulation matter? [R]. NBER Working Paper, No. 5880.
- Guimarães P, Figueirdo O, Woodward D. 2003. A tractable approach to the firm location decision problem[J]. *Review of Economics and Statistics*, 85(1): 201-204.
- Harris C D. 1954. The market as a factor in the localization of industry in the United States[J]. *Annals of the Association of American Geographers*, 44(4): 315-348.
- Head K, Mayer T. 2004. Market potential and the location of Japanese investment in the European Union[J]. *Review of Economics and Statistics*, 86(4): 959-972.
- Holl A. 2004. Start-ups and relocations: Manufacturing plant location in Portugal[J]. *Papers in Regional Science*, 83(4): 649-668.
- Jacobs J. 1969. The economy of cities[M]. New York: Random House.
- Kaplan D S, Piedra E, Seira E. 2011. Entry regulation and business start-ups: Evidence from Mexico[J]. *Journal of Public Economics*, 95(11/12): 1501-1515.
- Klapper L, Laeven L, Rajan R. 2006. Entry regulation as a barrier to entrepreneurship [J]. *Journal of Financial Economics*, 82(3): 591-629.
- Krugman P. 1991. Increasing returns and economic geography[J]. *Journal of Political Economy*, 99(3): 483-499.
- List J A, Mchone W W. 2000. Measuring the effects of air quality regulations on “dirty”

- firm births: Evidence from the neo- and mature-regulatory periods[J]. *Papers in Regional Science*, 79(2): 177-190.
- Luker B J. 1998. Foreign investment in the nonmetropolitan U. S. south and midwest: A case of mimetic location behavior? [J]. *International Regional Science Review*, 21(2): 163-184.
- Marshall A. 1890. *Principles of economics*[M]. London: Macmillan.
- Mejia-Dorantes L, Paez A, Vassallo J M. 2012. Transportation infrastructure impacts on firm location: The effect of a new metro line in the suburbs of Madrid[J]. *Journal of Transport Geography*, 22: 236-250.
- Ottaviano G, Tabuchi T, Thisse J F. 2002. Agglomeration and trade revisited [J]. *International Economic Review*, 43(2): 409-435.
- Porcano T M. 1986. Corporate tax rates: Progressive, proportional, or regressive [J]. *Journal of the American Taxation Association*, 7(2): 17-31.
- Puga D. 1999. The rise and fall of regional inequalities[J]. *European Economic Review*, 43(2): 303-334.
- Qian Y Y, Roland G. 1998. Federalism and the soft budget constraint[J]. *American Economic Review*, 88(5): 1143-1162.
- Rocha N. 2008. Firm location determinants: Empirical evidence for France[R]. IHEID Working Paper No: 08/2008.
- Schmidheiny K, Brülhart M. 2011. On the equivalence of location choice models: Conditional logit, nested logit and Poisson [J]. *Journal of Urban Economics*, 69(2): 214-222.
- Schmutzler A. 1999. The new economic geography[J]. *Journal of Economic Surveys*, 13(4): 355-379.
- Van Beveren I. 2012. Total factor productivity estimation: A practical review [J]. *Journal of Economic Surveys*, 26(1): 98-128.
- Venables A J. 1996. Equilibrium locations of vertically linked industries [J]. *International Economic Review*, 37(2): 341-359.
- Wang Y, Bellemare M F. 2019. Lagged variables as instruments[R]. Working Paper.
- Wilson J D. 1986. A theory of interregional tax competition [J]. *Journal of Urban Economics*, 19(3): 296-315.
- Woodward D P. 1992. Locational determinants of Japanese manufacturing start-ups in the United States[J]. *Southern Economic Journal*, 58(3): 690-708.
- Zodrow G R, Mieszkowski P. 1986. Pigou, Tiebout, property taxation, and the underprovision of local public goods[J]. *Journal of Urban Economics*, 19(3): 356-370.

Visible Hands and Invisible Hands on Attracting the Entrance of New Enterprises: Government Subsidies and Regional Productivity

Ming Deng

(*School of Economics, Xiamen University*)

Abstract The data of industrial enterprises provided by the China Industrial Enterprises Database shows that there is a negative correlation between the intensity of regional government subsidies and the number of new enterprises, which indicates that government subsidies are not effective in attracting the entrance of new enterprises. To explain this phenomenon, this paper establishes a two-region economic geographic model to study the effect of regional-level heterogeneous productivity on the intensity of government subsidies and enterprise entry decisions. Theoretical research shows that, compared with regions with low productivity, the subsidy intensity set by local governments in regions with higher productivity will be lower, but the number of enterprises entering will be greater. Based on 1998—2013 China Industrial Enterprise Database and the matched Chinese prefecture-level data, this paper empirically tests the theoretical hypothesis and found that the higher the regional enterprise productivity, the lower the regional government subsidy intensity, but the greater the number on untried enterprises. Further research shows that if regional productivity is not controlled, regional government subsidies will inhibit the amount of business entry; but if regional productivity and government subsidies are both controlled, the effect of government subsidies on enterprises is not significant. Therefore, market power represented by regional productivity rather than administrative power represented by government subsidies is the decisive factor in attracting enterprises to enter.

JEL Classification H25, H71, Q15