

企业所得税并轨、所有权结构调整与企业生产率

——基于群聚分析法的研究

高文静 施新政*

摘要: 企业所得税并轨前, 外资占比大于等于25%的企业享受了“超国民待遇”, 为企业的策略性行为提供了强激励。本文发现, 在政策断点附近的企业中, 约5%的企业会使外资占比恰好高于25%。该行为拉低了外资企业的平均全要素生产率。10个百分点的税收激励会使得群聚区间内企业的TFP降低5个百分点。该现象在无国家/集体资本、无新产品、非出口的企业表现得更严重。本文启示, 在吸引和利用外资时, 淡化与所有制身份相关的激励将有利于高质量发展。

关键词: 企业所得税并轨; 外资企业; 群聚分析法

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.01.11

一、引言

改革开放四十多年来, 我国一直坚持对外开放的基本国策, 大力吸引外资, 积极参与经济全球化, 取得了显著成效。我国的外商投资总额从1983年的638亿美元增加到2018年的60533亿美元, 年均增长率高达26.54%。可以说, 外资企业是推动我国经济增长的重要力量, 也是国内国际双循环的重要桥梁和纽带。^① 和世界上其他国家一样, 我国出台了一系列基于外资企业身份的税收优惠政策, 内外资企业的差别待遇是否会改变企业的行为? 这对全要素生产率(TFP)会产生什么影响? 这些问题对于我国在走向高质量发展的进程中如何吸引更高质量的外商投资具有重要的参考意义, 但现有文献对此还少有讨论。本文利用文献中较新的群聚分析法, 结合2008年企业所得税改革带来的外生政策冲击, 从企业调整所有权结构这一视角出发, 研究内外资企业的差异税制对企业策略性行为的影响, 以及这些行为对全要素生产率的影响。

2008年内外资企业所得税并轨以前, 外资企业享受了大量的“超国民待遇”。例如, 设在经济特区的外商投资企业适用15%的所得税优惠税率; 经营期在十年以上的生产性外商投资企业从开始获利的年度起可以享受“两年免征、三年减半征收”的所得税优惠

* 高文静, 杭州师范大学经济学院; 施新政, 清华大学经济管理学院。通信作者及地址: 施新政, 北京市海淀区清华大学经济管理学院李华楼B608, 100084; 电话: (010) 62784920; E-mail: shixzh@sem.tsinghua.edu.cn。本文得到了国家社会科学基金重大项目(21&ZD076)、国家自然科学基金青年项目(72103179)、浙江省自然科学基金青年项目(LQ22G030016)和清华大学自主科研计划(2021THZWC14)的资助。作者感谢匿名审稿人的宝贵建议, 文责自负。

① 本文中的外资企业包括外商投资企业和港澳台商投资企业, 如无特别说明, 后文中的外资企业均采用该界定。

政策（以下简称“两免三减半”政策）。此外，外资企业还享受了城市维护建设税、教育税附加和场地使用费等税费减免，以及银行优先放贷、外汇调剂和进出口配额等方面的便利。^① 不仅如此，地方政府为了吸引外资进入，还会通过“先征后返”、放松税收征管等手段进行税收竞争。根据国家税务总局的测算，2008年以前，外资企业的实际税负约为15%，而内资企业不能享受同等的税收优惠，实际税负约为25%。^②

值得注意的是，税收上的“超国民待遇”是和“外资企业”的身份挂钩的。只有外资占比大于等于25%的外商投资企业才被视为外资企业，也只有这部分企业才能享受政府针对外资企业的税收优惠政策。在企业可以自由选择所有权结构的情况下，该认定方式可能会激励企业将所有权结构中的外资占比提高到25%或以上。随着2008年新《企业所得税法》的颁布，内外资企业所得税税制并轨，我国不再对企业实行按所有制区分的差异税制。也就是说，2008年之后，企业不再有激励将自身的外资占比调整到25%及以上。内外资企业所得税的税制变化为我们利用微观企业数据分析基于所有制身份的税收激励如何影响企业调整所有权结构的策略性行为提供了绝佳的机会。

为了直观地展示企业所得税并轨前后企业调整所有权结构的动机，我们在图1中绘制了不同外资占比企业所对应的企业所得税有效税率的散点，其中横轴表示外资占比区间—— $(0, 1\%)$, $[1\%, 2\%)$, ..., $[98\%, 99\%)$, $[99\%, 100\%)$ ，纵轴表示每个区间内企业所对应的所得税有效税率的均值^③；方形标记表示2003—2007年企业所得税并轨之前的情况，三角形标记表示2008—2013年企业所得税并轨之后的情况，图中曲线为相应散点图的二次拟合线。^④ 图1表明，外资占比大于等于25%的企业在企业所得税并轨之后税率整体出现上升趋势，平均由18.373%上升到19.628%。对于外资占比小于25%的企业来说，在企业所得税并轨前它们与内资企业一样适用33%的法定税率，所得税并轨将这部分企业的税率降至25%，因此它们的税率整体出现下降趋势，平均由20.990%下降至18.592%。从企业调整所有权结构的动机上看，在2008年以前，外资占比小于25%的企业的所得税税率整体上高于外资占比大于等于25%的企业，因此企业有很强的动机将外资占比调整至25%以上；2008年企业所得税并轨以后，外资占比小于25%的企业税率不再高于外资占比大于等于25%的企业，它们调整所有权结构的动机减弱甚至消失。

本文利用文献中较新的群聚分析法，通过外资占比分布中的异常群聚现象识别企业的策略性行为，并定量估计企业的策略性行为对全要素生产率的影响。我们通过对比企业所得税并轨前和所得税并轨后的外资占比分布可以发现，外资占比在恰好高于25%的区域内出现群聚现象，大约有5%的企业由于外资企业认定标准的设置策略性地调整了外资占比。企业策略性行为对全要素生产率的影响是我们更加关心的问题，我们参照Diamond and Persson (2017) 提出的基于群聚分布估计因果效应的方法进行了估计。结果表明，这些企业的策略性行为会拉低群聚区间内企业的平均全要素生产率，10个百分

① 参见《国务院关于鼓励外商投资的规定》（国发〔1986〕95号）、《中华人民共和国外商投资企业和外国企业所得税法》等政策规定。

② 国家税务总局税收科学研究所：《改革开放40年中国税收改革发展研究——从助力经济转型到服务国家治理》。北京：中国税务出版社，2018年，第71页。

③ 企业所得税有效税率为企业所得税与企业息税前利润总额的比值（%），该界定也是文献中的通用做法。

④ 使用其他函数形式（如一次函数、三次函数、指数函数）进行估计得到的结果类似。

点的税收激励会使群聚区间内企业的TFP降低5个百分点。税收优惠对企业生产率的扭曲在无国家/集体资本投资的企业内、无新产品的企业内、非出口企业内更加严重。

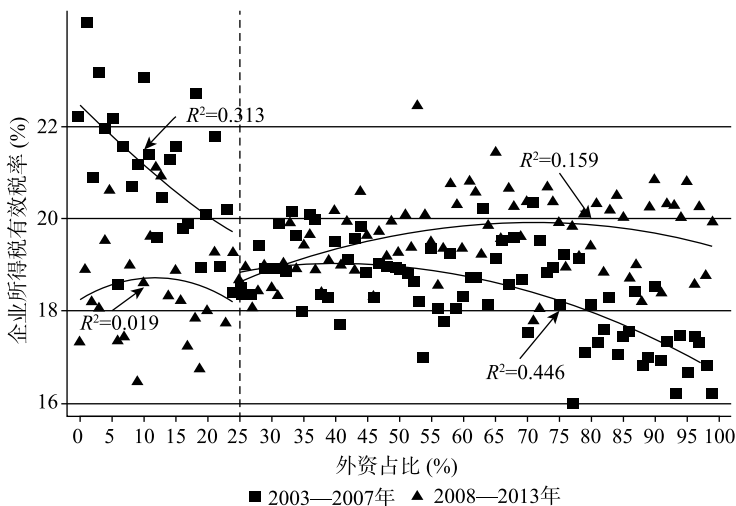


图1 外资占比与企业所得税有效税率

注：该图依据2003—2013年工业企业数据库绘制而成，2003—2007年的样本量为53 322，2008—2013年的样本量为41 247。

本文的研究意义在于：第一，结论有利于更加全面地评估外资的作用并制定合理的引导外资政策。对于外商投资如何影响本土经济，部分学者认为外商投资可以促进资本流入、增加就业、提高本土企业的技术和管理水平；也有学者认为，外商投资会对本土企业的发展产生负向影响。本文重点关注政策断点附近的外资企业，为深入理解不同外资企业的作用提供了参考。第二，本文为分析外资企业的策略性行为及其经济后果提供了全面、深入的证据。税收政策会引起行为扭曲，例如我国高新技术企业认定标准引致了企业的一系列策略性行为（杨国超和芮萌，2020；Chen et al., 2021）。本文首先论证了外资企业税收上的“超国民待遇”会激励政策断点附近的企业策略性调整其所有权结构；更为重要的是，我们定量识别了外资企业策略性行为对TFP的影响，是对现有文献的重要补充。第三，本文从实证上提供了企业会通过操控其所有权结构中的外资占比以享受税收优惠的证据，丰富了企业避税的文献。第四，从研究方法上看，本文使用了较新的群聚分析法来分析企业策略性调整外资占比的行为及其后果。群聚分析法将经济主体的选择决策作为研究对象，重点关注经济主体的策略性行为，目前该方法在国外文献中使用逐渐广泛（Chetty et al., 2011；Kleven and Waseem, 2013；Saez, 2010），国内文献中也开始应用该方法（范子英等，2022；王伟同等，2020）。本文对该方法在国内的应用作了进一步推广。

本文余下内容安排如下：第二部分介绍制度背景，第三部分介绍群聚分析法和本文的数据来源，第四部分对企业策略性调整外资占比的行为进行了系统的分析，第五部分估计外资企业的策略性行为对全要素生产率的影响，第六部分对全文进行总结。

二、制度背景

改革开放初期，我国采取了许多措施来吸引外资和外国技术，给予外资企业优于内资企业的税收优惠政策是重要的吸引外资的手段。^① 2008年以前，外资企业可以享受一系列税收优惠，例如，设在经济特区的外商投资企业、在经济特区设立机构、场所从事生产、经营的外国企业和设在经济技术开发区的生产性外商投资企业，按15%的税率征收企业所得税，对生产性外商投资企业，经营期在十年以上的，从开始获利的年度起，第一年和第二年免征企业所得税，第三年至第五年减半征收企业所得税（即“两免三减半”政策）。相较而言，内资企业的企业所得税法定税率为33%。内资企业和外资企业所得税制度在税率、税前扣除、税收优惠等方面存在较大差异。根据国家税务总局的测算，外资企业享受了大量税收优惠政策，实际税负约为15%，而内资企业不能享受同等的税收优惠，实际税负大约为25%。

2007年3月16日，第十届全国人民代表大会第五次会议通过了《企业所得税法》；2007年11月28日，国务院第197次常务会议通过了《企业所得税法实施条例》；企业所得税法及其实施条例自2008年1月1日起施行。这标志着长期以来我国内外资企业所得税制度“并行”的终结。

一部统一适用于内资、外资企业所得税法的出台，改革了内资、外资企业分设的所得税制。新税法以法人主体作为标准进行纳税，取消了原有的多档税率，将企业所得税税率统一调整至25%，取消了地区性优惠税率，只对高新技术企业、小型微利企业规定照顾性税率。新税法执行统一的税率、税前扣除和税收优惠政策等，为各类企业创造了一个公平竞争的税收法制环境。

内资、外资企业所得税并轨之后，我国不再实行按企业所有制类型区分的差异税制，由此改变了外资企业调整所有权结构的动机。在企业所得税并轨前，企业有很强的激励将外资占比调整至25%或以上以享受各项税收优惠政策。在企业所得税并轨后，企业将所有权结构中的外资占比调整到25%以上的激励消失。

三、研究设计和数据来源

（一）利用群聚分析法识别企业策略性行为

群聚分析法利用选择变量真实分布的异常群聚现象识别经济主体的策略性行为。本文重点关注2008年以前内外资企业所得税的差异税制对企业策略性行为的影响。图2展示了群聚分析法在本文背景下的应用。

图2(a)绘制了2008年前内资企业和外资企业所得税差异税制时期的所得税制度。根据政策规定，外资占比低于25%的企业和内资企业一样，适用33%的所得税税率，外

^① 外资企业的认定标准是外国合营者的投资比例，1979年7月1日第五届全国人民代表大会第二次会议通过的《中华人民共和国中外合资经营企业法》规定，针对中外合营企业的注册资本，外国合营者的投资比例一般不低于25%。

资占比大于等于25%的企业则被认定为外资企业,适用15%的所得税税率。^①

图2(b)绘制了企业在该税制下选择外资占比的决策。由于在政策断点附近外资占比的微小差异会导致适用税率的巨大不同,对于税前利润相同的两个企业,当企业的外资占比为 $(25-\epsilon)\%$ 时,企业的税后利润要远低于外资占比为 $(25+\epsilon)\%$ 的企业(其中 ϵ 为一个极小值)。因此,企业有很强的激励将外资占比从 $(25-\epsilon)\%$ 调整到25%或以上。

图2(c)绘制了所得税差异税制下外资占比的分布(现实分布)和假设没有税制差异时的外资占比分布(反事实分布)。由于外资占比低于25%的企业有很强的激励将外资占比提高到25%或以上,现实分布中低于25%的区域会出现一个凹陷,而外资占比高于25%的区域会出现一个凸起(见实线)。反事实分布是假设不存在税制差异时的外资占比分布,此处假设为一平滑的曲线(见虚线)。图中的灰色区域表示操控区间,该区间是政策断点附近的一个小邻域,处在该区间内的企业可以自由地将外资占比调整到25%以上。一般而言,在非操控区间中,现实分布和反事实分布曲线基本没有差异,而操控区间内的差异则反映了企业行为扭曲的强弱。

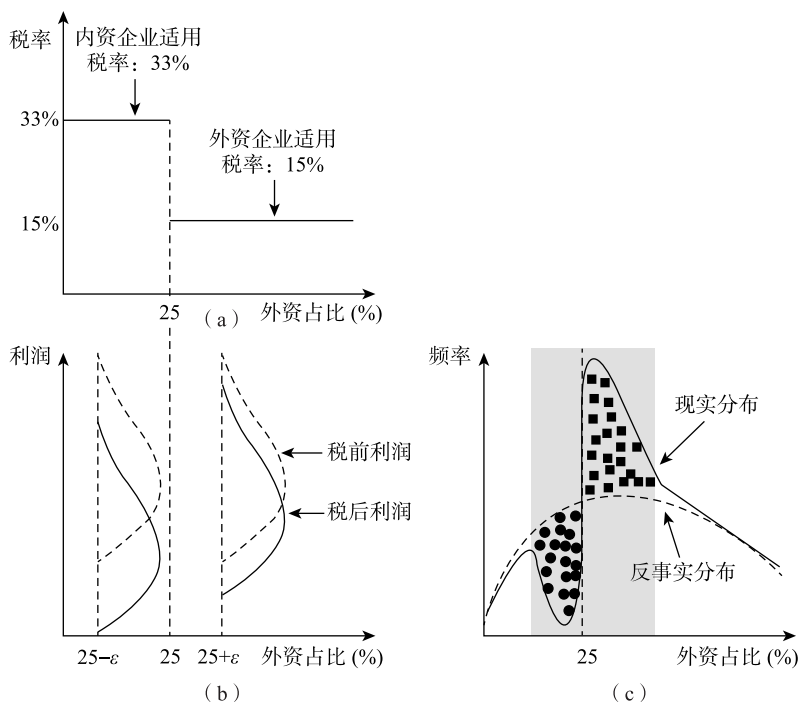


图2 群聚差分方法原理示意图

注:图(a)绘制了2008年前内资企业和外资企业所得税双轨时期不同外资占比企业的所得税税率;图(b)绘制了企业选择 $(25-\epsilon)\%$ 、 $(25+\epsilon)\%$ 两种外资占比时的税后利润;图(c)绘制了假设内资、外资企业税制没有差异时的外资占比分布(虚线)和假设内资、外资企业所得税制存在差异时的外资占比分布(实线)。

因此,估计反事实分布是该方法的重点。然而在现实中不仅外资占比的界定标准会

^① 为了便于说明,此处假设外资占比低于25%的企业的所得税税率为33%,外资占比大于等于25%的企业的所得税税率为15%。

影响企业外资占比的决策，可能会有其他因素对外资占比的选择造成影响。例如，一个追求利润最大化的企业在选择外资占比时，可能由于一些不可观测的因素使得外资占比为 25% 恰好是企业的最优选择。换句话说，即使不受政策的影响，企业的资本占比也会聚集在 25%，但这种聚集并不是企业的策略性行为。为了排除这种可能性，我们利用 2008 年新《企业所得税法》实施的政策冲击，选取了企业所得税并轨后外资占比分布、企业所得税并轨前其他资本占比分布作为我们的反事实分布，利用群聚程度的差异识别了所得税差异税制所引致的企业策略性行为。此外，我们还利用多项式拟合反事实分布的方法构造了反事实分布，以识别企业的群聚行为。

(二) 基于群聚分布的因果效应识别原理

本文参照 Diamond and Persson (2017) 的方法来估计税收激励带来的策略性行为如何影响企业的全要素生产率。具体而言，倾向处理效应 (intent-to-treat effect, ITT)^① 可以表示为操控区间内企业生产率 (total factor productivity, TFP) 的真实期望值和假设企业不能自由调整所有权结构时反事实生产率期望值的差：

$$\begin{aligned} ITT &= E(TFP | mani) - E(TFP | no mani) \\ &= \frac{\sum_{b=20}^{30} TFP_b}{N^{mani}} - \frac{\sum_b N_b^{mani} \overline{TFP}_b}{N^{mani}}, \end{aligned} \quad (1)$$

其中， b 表示资本占比区间—— $(0, 1\%)$, $[1\%, 2\%)$, \dots , $[98\%, 99\%)$, $[99\%, 100\%)$ 。ITT 是我们估计的因果效应； $E(TFP | mani)$ 表示操控区间内的企业全要素生产率的均值，操控区间是指政策断点附近的一个小邻域，一般认为操控区间内的企业都可以自由地将外资占比调整为 25%。为了方便说明该方法，我们首先假设外资占比大于等于 20% 且小于等于 30% 的区间为操控区间，后文我们会改变操控区间的范围进行稳健性检验。 N^{mani} 表示操控区间内外资企业的数量。 $E(TFP | no mani)$ 表示假设操控区间内的企业不能自由调整所有权结构时的全要素生产率期望值，由于现实中企业可以自由调整所有权，这个期望值是一种反事实的设定，需要我们进行估计。在实证分析中，一般使用样本均值作为期望值的估计值，即式 (1) 中的第二个等式。具体地，式 (1) 中的 TFP_b 和 N^{mani} 可以直接从数据中获得， \overline{TFP}_b 需要估计，它表示操控区间内每一外资占比所对应的企业不能自由调整所有权结构时的全要素生产率的平均值，表达式如下：

$$\overline{TFP}_b = \int_{b=20}^{30} \widehat{TFP}_b \frac{\widehat{h}_b}{\int_{b=20}^{30} \widehat{h}_b db} db, \quad (2)$$

其中， \widehat{TFP}_b 表示假设当企业不能自由调整所有权结构时，外资占比处于区间 b 的企业对应的 TFP 值。 \widehat{h}_b 表示假设当企业不能自由调整所有权结构时，外资占比处于区间 b 的企业的概率密度。由此，因果效应的估计最终转化为对不同外资占比所对应的反事实分布和反事实生产率的估计。

① 处在操控区间内的个体都有可能操控选择变量，因此我们估计的处理效应是倾向处理效应。

我们假设当外资占比不可操控时,全要素生产率与外资占比之间的关系是可以根据可操控区间外的外资占比和全要素生产率的关系推测的。具体地,我们使用操控区间外的样本估计资本占比和生产率关系:

$$TFP_b = f(S_b, \beta) + \epsilon_b, \quad (3)$$

其中, b 表示资本占比区间—— $(0, 1\%)$, $[1\%, 2\%)$, \dots , $[19\%, 20\%)$, $(30\%, 31\%)$, \dots , $[98\%, 99\%)$, $[99\%, 100\%)$; S_b 表示资本占比区间的左端点值—— $0, 1, \dots, 19, 30, \dots, 98, 99$; $f(S_b, \beta)$ 为 S_b 的多项式函数, 我们使用操控区间外的样本估计 $\hat{\beta}$, 则 $\widehat{TFP}_b = f(S_b, \hat{\beta})$ 。

同样地, 我们假设当企业无法调整所有权结构时, 操控区间内的外资占比的概率密度可以根据操控区间外的外资占比的密度函数推测。假设两者关系服从:

$$h_b = g(S_b, \gamma) + \epsilon_b, \quad (4)$$

其中, h_b 表示区间 b 内的企业比重; $g(S_b, \gamma)$ 为资本占比 S_b 的多项式函数, 我们利用操控区间外的数据估计 $\hat{\gamma}$, 则 $\widehat{h}_b = g(S_b, \hat{\gamma})$ 。

在得到 \widehat{TFP}_b 和 \widehat{h}_b 之后, 我们根据式 (1) 和式 (2) 计算 ITT 的值。我们使用自助法 (bootstrap) 估计处理效应 ITT 的标准差。处理效应出现估计误差的原因是反事实曲线的估计在非操控区间内无法做到与现实分布完全重合, 这一拟合程度越差, 反事实曲线的估计越不准确, 最终会影响处理效应的计算。

此时估计出的 ITT 为简化式估计, 它并没有将企业策略性行为所引起的税率变化考虑进来, 为此, 我们可以使用相同的步骤估计出操控区间内企业真实所得税有效税率的均值和假设不存在操控时所得税有效税率的均值的差异, 即第一阶段估计值 (first-stage estimator, FSE)。 ITT 和 FSE 的比值表示内资、外资企业的税率差异导致的策略性行为对企业全要素生产率的影响, 即局部平均处理效应 (local average treatment effect, LATE)。

(三) 数据来源

本文使用的数据为 2003—2009 年、2011—2013 年的工业企业数据 (2010 年数据存在严重的错误和缺失, 因此没有使用), 该数据是由国家统计局每年通过调查制造企业收集得到。它的样本范围为全国国有企业及规模以上的非国有企业, 统计单位为企业法人。该数据库包含了企业名称、企业地址和所有制等企业基本状况信息和工业产值、销售额、固定资产和资本构成等主要财务指标。从样本覆盖范围看, 工业企业数据包括 30 个 2 位数行业, 733 个 4 位数行业; 覆盖了全国 31 个省市和自治区, 共 354 个城市。

我们首先对行业代码和地区代码进行了统一。由于不同年份数据使用不同的行业分类方法, 我们将 2011 版行业分类统一为 2002 版行业分类。不同年度的地区编码也发生了变化, 我们对此进行了相应调整。其次, 参考文献中的做法 (Brandt et al., 2012), 我们剔除了下列样本: 工业总产值、就业人数、销售额和固定资产总额缺失的样本; 不符合一般会计准则的样本, 如固定资产大于总资产、流动资产大于总资产和当年折旧大于累计折旧的样本; 不符合“规模以上”标准的样本; 剔除从业人数小于 8 人的企业,

这部分样本一般为不具有法人资格的个体工商户且缺乏可靠的会计系统。最后，我们将样本中所有名义变量都调整到2013年的实际值。我们使用省级层面的消费价格指数对工资进行平减，使用投资价格指数对资本等变量进行平减，使用分行业的工业生产者价格指数对产出变量进行平减。此外，我们还根据2007年投入产出表和生产者价格指数计算了投入价格指数，使用投入价格指数对投入进行平减。本文使用的所有价格指数均来源于各年度的《中国统计年鉴》。

本文使用的关键指标是企业所有者权益信息。具体而言，工业企业数据库报告了企业的实收资本总额，并根据资本来源不同，报告了六类资本信息：国家资本、集体资本、法人资本、个人资本、港澳台资本和外商资本。本文使用的外资占比为港澳台资本加外商资本占总资本的比重。

正如Kleven(2016)所指出的，由于群聚分析法具有局部特征，它主要关注政策断层处的变量分布，只有当样本量足够大时才能得到可信的结论。为此，我们从多个维度计算了数据的样本量信息。整个样本期间，共有约238万个样本，涉及约66万家企业，其中约有1.7万家企业在2003—2013年连续出现。分年度来看，企业数量最少的2003年有约16万家企业；企业数量最多的2007年有超过30万家企业。分所有制类型看，内资企业样本约有191万家，外商独资企业约30万家，外资占比在0%到100%之间的企业约17万家，外资占比恰好高于政策断点（外资占比大于等于25%且小于26%）的企业也有超过2万家。因此，工业企业数据库符合群聚分析法的要求。

四、企业所得税差异税制与所有权结构调整

本部分使用群聚分析法识别企业所得税双轨期外资企业认定标准是否会导致企业策略性调整所有权结构。2008年企业所得税并轨之后，外资占比恰好高于25%的企业并不会得到额外的优惠，企业将所有权结构中的外资占比恰好控制在25%以上的激励大大减弱。因此，我们可以通过对比2008年之前成立的企业和2008年及之后成立的企业的外资占比分布来识别企业的策略性行为。为此，我们仅保留外资占比大于0且小于100%的样本，按照企业成立时间进行分组：2008年以前成立的企业、2008年及以后成立的企业。图3绘制了两组企业的外资占比分布，横轴表示外资占比区间——(0, 1%), [1%, 2%), ..., [98%, 99%), [99%, 100%)，纵轴表示每个区间内的企业比重，其中圆形标记表示2008年以前成立的企业，三角形标记表示2008年及以后成立的企业。

图3的外资占比分布有以下几个特征：第一，外资占比在[25%, 26%)的区间段出现群聚，群聚程度在企业所得税并轨后减弱。具体地，在2008年以前成立的企业中，群聚区间内的企业占有所有企业的比重约为14%；而在2008年及以后成立的企业中，这一比例下降至9%，两者相差约5个百分点；第二，在(0, 25%)和[26%, 100%)的外资占比区间内，2008年以前成立的企业分布和2008年及以后成立的企业分布几乎没有差异，两条分布曲线大致重合；第三，外资占比在[30%, 31%)、[40%, 41%)、[50%, 51%)等整数区间也存在小幅群聚，但与[25%, 26%)不同的是，这

些区间的群聚现象在2008年前后几乎没有明显变化。这些特征初步验证了所得税差异税制会引起企业的策略性行为。

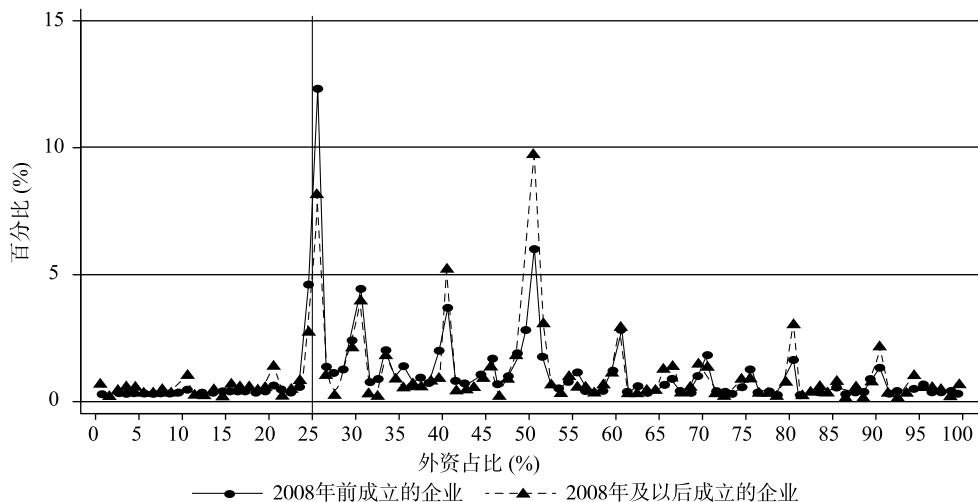


图3 2008年前、2008年及以后成立的企业的外资占比分布

注：2008年前成立的企业样本量为170 845家，2008年及以后成立的企业样本量为2 253家。

仅仅从时间维度上比较2008年前后成立的企业的外资占比分布的变化并不能充分说明两者的差距是由企业策略性地调整外资占比导致的。另一种可能是，时间的变化导致企业选择所有制结构的行为发生变化。如果其他资本占比的分布也呈现出类似的群聚趋势，那么外资占比的分布在所得税并轨前后的差异则不能说明企业的策略性行为。为了检验这种可能性，我们绘制了2008年及之后成立的企业相较于之前成立的企业，外资占比分布的变化和其他资本占比分布变化的对比。

具体而言，我们选取外商投资企业与国家资本投资企业、外商投资企业与集体资本投资企业、外商投资企业与法人资本投资企业、外商投资企业与个人资本投资企业四组企业样本。以外商投资企业与国家资本投资企业样本为例，我们选取的外商投资企业为外资占比为正且国家资本占比为0的企业，国家资本投资企业为国家资本占比为正且外资占比为0的企业。依据同样的原则，我们对其余三组企业样本做了限定。

图4绘制了四组样本的对比，其中横轴为资本占比，纵轴为2008年及之后成立的企业较之前成立的企业在每一资本占比区间的频率变化值。图4表明，2008年及之后成立的企业的外资占比处于 $[25\%, 26\%)$ 的比重较之前成立的企业出现明显的下降，降幅大约为5个百分点；相对而言，其他资本占比分布的变化并未表现出明显的差异，特别是对于 $[25\%, 26\%)$ ，其他资本占比分布的变化几乎为0。

为了从统计上计算这一差异的具体数值及其显著性，我们利用回归分析估计了改革前后处于群聚区间的外资企业比重的变化程度和其他资本投资企业比重的变化程度的差异。^①回归结果显示，外资占比在群聚区间的变化与国家资本占比、集体资本占比、法人资本占

① 由于篇幅限制，文中并未报告具体回归结果，感兴趣的读者可以联系作者索要。

比、个人资本占比变化的差分别为-5.752%、-5.205%、-4.567%和-4.876%，并且均在1%的显著性水平上显著。这反映了“超国民待遇”与“外资企业身份”的联动效应，“超国民待遇”取消后，企业将外资占比控制在恰好高于25%的动机消失。

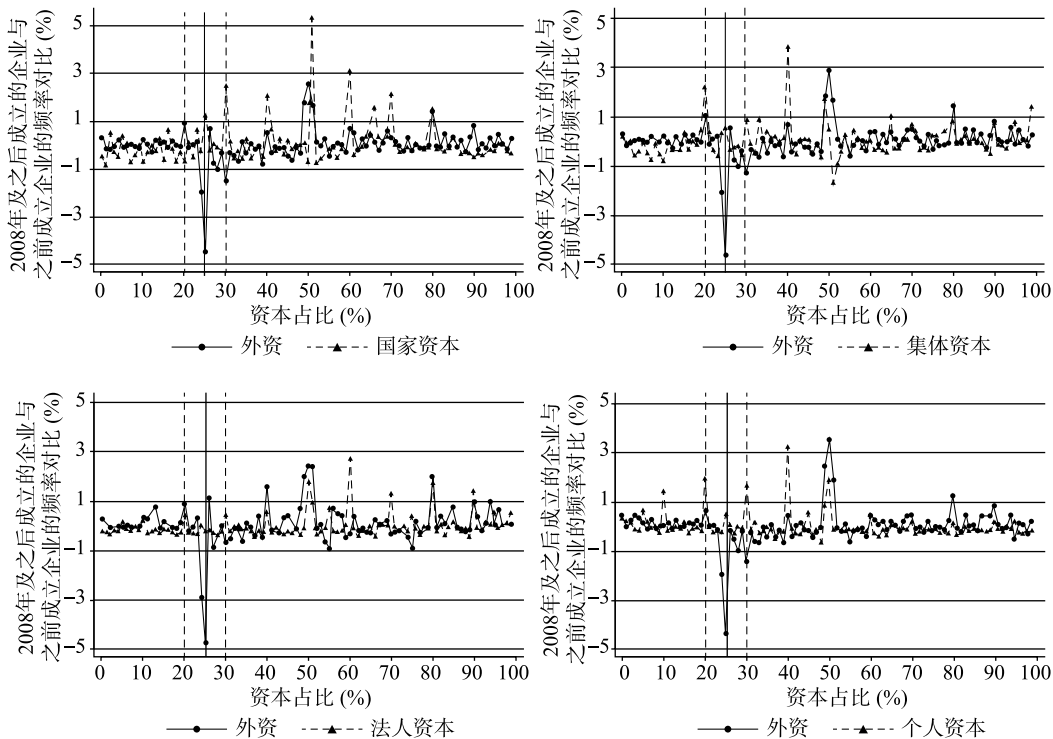


图4 2008年前后成立的企业外资占比分布的变化和其他资本占比分布的变化

注：本图使用的样本是1978年之后成立的企业。

五、所有权结构调整对企业生产率的影响

相较于企业在所得税双轨时期是否策略性地调整其所有权结构，我们更关注这种行为对全要素生产率有哪些影响。对于企业来说，全要素生产率是最综合、最重要的效率度量指标。本文使用 Olley and Pakes (1996) 提出的方法计算了企业的全要素生产率。^①由于工业企业数据库2008年之后的变量较少，特别是缺少增加值和中间投入数据，使我们无法计算全要素生产率。因此，本部分的分析仅使用2003—2007年的企业样本。

(一) 所有权结构调整对全要素生产率的因果影响

根据前文对群聚方法的介绍，计算所有权结构调整对企业全要素生产率的因果影响需分三个步骤：第一，估计反事实外资占比分布；第二，估计操控区间内不同外资占比对应的反事实全要素生产率；第三，计算倾向处理效应 *ITT* 和局部平均处理效应 *LATE*。

^① 我们用销售额衡量产出（样本中大约一半的样本缺少增加值变量，因此我们没有估计基于增加值的全要素生产率），用职工人数衡量劳动力，用固定资产净值衡量资本，并根据永续盘存法计算投资，参照 Brandt et al. (2012) 的方法计算了企业的真实资本存量。

1. 操控区间内外资占比的反事实分布

我们使用操控区间外的样本估计外资资本占比的反事实分布,具体模型如下:

$$h_b = \beta_0 + \beta_1 S_b + \beta_2 S_b^2 + \beta_3 S_b^3 + \gamma D_b^{\text{Round} \cdot 5} + \delta D_b^{\text{Round} \cdot 10} + \epsilon_b, \quad (5)$$

其中, b 表示资本占比区间, S_b 表示资本占比区间的左端点值, 我们首先假设操控区间为 $[20\%, 30\%]$, 则 S_b 的取值为 $0, 1, \dots, 19, 30, \dots, 98, 99$. h_b 表示资本占比处于区间 b 的企业比重。为了控制潜在的整数效应, 我们在方程中加入了两个虚拟变量, $D_b^{\text{Round} \cdot 5}$ 和 $D_b^{\text{Round} \cdot 10}$, 分别表示资本占比是否以 $5, 10, \dots, 90, 95$ 或 $10, 20, \dots, 90$ 结尾 (Chetty et al., 2011; Kleven, 2016)。我们使用资本占比的三次函数对模型进行拟合。之所以使用三次函数, 是因为在一至六次函数的设定下得到的残差平方和中, 三次函数设定下的残差平方和最小。

图 5(a) 展示了外资占比的真实分布 (见实线) 和利用式 (5) 估计的反事实分布 (见虚线)。我们发现, 非操控区间内的实际值和模型估计值差距较小, 在操控区间内, 资本占比处于 $[25\%, 26\%)$ 的实际频率要远大于模型估计结果, 反映了企业的策略性聚集。

2. 操控区间内外资占比对应的反事实全要素生产率

接着, 我们估计外资占比对应的反事实全要素生产率, 具体模型如下:

$$\begin{aligned} TFP_b = & \beta_0 + \beta_1 S_b + \beta_2 S_b^2 + \gamma_0 1(S_b \geq 25) + \gamma_1 S_b \times 1(S_b \geq 25) \\ & + \gamma_2 S_b^2 \times 1(S_b \geq 25) + \epsilon_b, \end{aligned} \quad (6)$$

其中, TFP_b 为外资占比 b 对应的全要素生产率均值。 $1(S_b \geq 25)$ 为指示变量, 表示资本占比是否大于等于 25% 。我们使用资本占比的二次函数进行估计, 同样地, 之所以使用二次函数, 是因为该设定下估计得到的残差平方和最小。由于外资占比大于等于 25% 的企业和外资占比小于 25% 的企业适用不同的税制, 政策断点左右的外资占比与全要素生产率的函数关系也可能存在差异, 为此我们允许当资本占比大于等于 25% 时, 函数的截距项和斜率项不同。

图 5(b) 绘制了不同外资占比对应的全要素生产率均值 (见实线) 和使用模型 (6) 计算的反事实生产率 (见虚线)。结果表明, 在操控区间内, 外资占比高于 25% 的企业的真实全要素生产率低于反事实生产率。特别地, γ_0 的系数为 0.115 , 表明外资占比大于等于 25% 的企业的平均全要素生产率要比外资占比低于 25% 的企业高 0.115 (标准误为 0.065), 反映了企业的策略性行为可能会拉低群聚区间企业的全要素生产率。

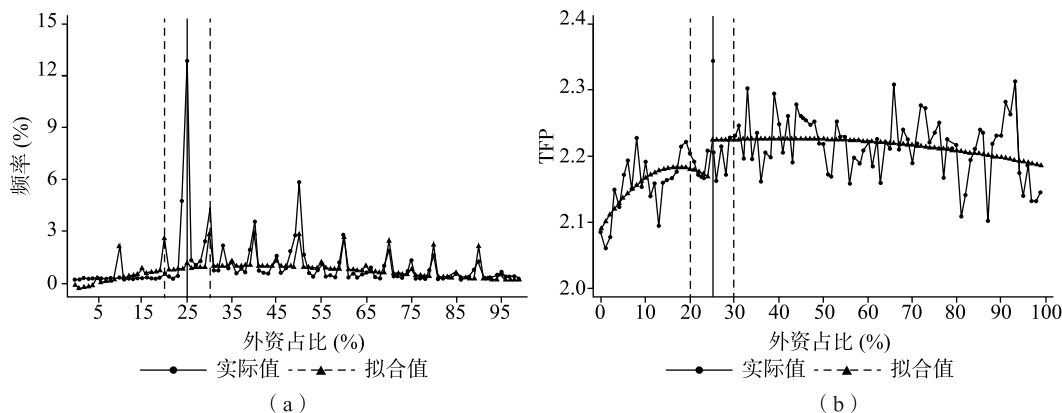


图 5 反事实分布、反事实全要素生产率的估计结果

3. 所有权结构调整对全要素生产率的因果影响

通过利用第一步和第二步计算的操控区间内的反事实外资占比和外资占比对应的反事实生产率，我们可以利用式 (1) 计算净效应 *ITT* 的数值，并估计该效应的标准差。^① 表 1 Panel A 报告了基准估计结果，其中操控区间是 [20%，30%]，反事实分布函数和反事实生产率的拟合形式分别为式 (5) 和式 (6)。第 (1) 列报告了 *ITT* 的估计值及其标准差，这时 *ITT* 的估计结果为 -0.055，标准误为 0.014。

ITT 仅表示操控区间内企业全要素生产率与反事实全要素生产率均值的差异，并没有考虑企业将外资占比调整到 25% 以上之后税率的变化。也就是说，此时 *ITT* 估计为简化式估计，它并未将第一阶段的企业调整所有权结构后的税率变化考虑进来。为此我们使用同样的估计方法，将全要素生产率替换为企业所得税有效税率，估计了第一阶段企业策略性调整所有权结构对税率的影响。

表 1 第 (2) 列报告了第一阶段 (*FSE*) 的估计结果，估计值为 -10.188，即当企业将外资占比策略性地调整到 25% 以上之后，企业的所得税有效税率平均会降低 10.188 个百分点。*ITT* 和 *FSE* 估计值的比值为局部平均处理效应，即 $LATE = \frac{-0.055}{-10.188} = 0.005$ (见第 (3) 列)，表示低税率所引致的策略性行为对全要素生产率的因果影响。具体地，10 个百分点的税收激励会使得群聚区间内企业的全要素生产率降低 5 个百分点。

为了说明结果的稳健性，我们进行了一系列的检验。首先，我们使用其他资本占比的分布作为外资占比分布的反事实分布。表 1 Panel B 报告了估计结果，可以看出，这时的估计结果和基准结果差别并不大，说明改变资本占比的反事实分布并不会影响 *ITT* 的估计结果。

其次，我们选取不同的操控区间进行稳健性检验 (见 Panel C)。具体地，我们将基准结果中的操控区间 [20%，30%] 调整为 [21%，29%] 和 [19%，31%]，并使用法人资本占比作为外资占比的反事实分布重新估计 *ITT* 和 *LATE*。当操控区间为 [21%，29%] 时，我们使用二次函数拟合全要素生产率、三次函数拟合所得税有效税率。当操控区间为 [19%，31%] 时，我们使用一次函数拟合全要素生产率、三次函数拟合所得税有效税率，此时的 *ITT* 估计值依旧显著为负。

最后，我们报告了基于最优操控区间的估计结果 (见 Panel D)。按照 Diamond and Persson (2017) 的方法，我们对最优操控区间进行估计。对于任一多项式阶数 p (p 的取值为 $p=1, \dots, 6$)，我们对操控区间的范围进行网格搜索，并依据左侧缺失密度和右侧超额密度相等 ($M=B$) 的条件确定最优操控区间。我们利用随机抽取的 80% 的样本拟合反事实分布，并用其计算其余 20% 样本的估计误差，重复该过程五次，将五组估计误差之和 MSE^p 作为阶数 p 的评判标准；对每一个多项式阶数 p 都进行相同的操作，

^① 我们使用自助法估计净效应的标准差。具体地，我们首先根据行业-企业-年份将样本分为不同组，每个组内有 400 个样本，通过随机抽取组的方式构造随机样本，并估计基于随机样本的 *ITT* 值。我们样本共包括 261 个组，随机抽取其中的 200 个来构造随机样本，然后重复上述过程 500 次，得到 500 个 *ITT* 的估计值，最终得到 *ITT* 的标准差。

选取 MSE^p 的最小值对应的阶数 p 和操控区间。最终, 外资占比的反事实分布函数的多项式阶数为三阶, 对应的最优操控区间为 $[11\%, 42\%]$, 此时 ITT 的估计值为 -0.044 , 与基准回归结果相差不大。

本文所得结论与现有文献并不冲突。针对固定资产投资的税收优惠政策的研究发现, 减税可以促进企业提高固定资产投资水平 (Liu and Mao, 2019)、增加研发投入 (Chen et al., 2021)、降低流动性约束 (刘启仁等, 2019), 进而提高企业的全要素生产率。然而, 关于企业所得税减税的研究表明减税并不一定会促进全要素生产率的提升。冯俊诚 (2022) 探讨了西部大开发战略中涉及的企业所得税优惠政策的影响, 他发现所得税减税政策并未促进企业投资, 亦未改善企业的盈利能力。对高新技术企业税收优惠政策的研究表明, 该政策激励企业操纵研发投入 (杨国超和芮萌, 2020; Chen et al., 2021), 成为部分企业规避税收的“税盾”, 导致“伪高新技术企业”的创新产出更差 (杨国超和芮萌, 2020)。此外, 税收激励会降低企业全要素生产率存在理论上的可能性。从事前来看, 减税存在逆向选择问题, 企业会操控自身行为以达到减税条件 (包群等, 2020; 王伟同等, 2020), 如果企业将资源投入旨在满足政策门槛的领域而非从事生产活动, 则会降低全要素生产率; 从事后来看, 如果减税能够降低企业采用先进技术的激励 (左大培, 2000), 并增加企业僵尸化的概率 (范子英和王倩, 2019), 则会降低企业提高生产率的动力 (邵敏和包群, 2012)。

表 1 所有权结构调整对效率的影响

	<i>ITT</i>	<i>FSE</i>	<i>LATE</i>
	(1)	(2)	(3)
Panel A. 基准结果 (假设操控区间为 $[20\%, 30\%]$)			
基准结果	-0.055 (0.014)	-10.188 (0.525)	0.005 (0.001)
Panel B. 使用其他资本占比分布作为外资占比的反事实分布			
国有资本占比	-0.064 (0.014)	-10.226 (0.535)	0.006 (0.001)
集体资本占比	-0.054 (0.014)	-10.167 (0.562)	0.005 (0.001)
法人资本占比	-0.057 (0.014)	-10.207 (0.509)	0.006 (0.001)
个人资本占比	-0.054 (0.014)	-10.239 (0.518)	0.005 (0.001)
Panel C. 调整操控区间 (使用法人资本占比作为外资占比的反事实分布)			
$[21\%, 29\%]$	-0.086 (0.0)	-10.144 (0.248)	0.009 (0.001)
$[19\%, 31\%]$	-0.073 (0.010)	-11.514 (0.770)	0.006 (0.001)

(续表)

	<i>ITT</i>	<i>FSE</i>	<i>LATE</i>
	(1)	(2)	(3)
Panel D. 最优操控区间			
[11%, 42%]	-0.044 (0.008)	-10.621 (0.076)	0.004 (0.001)

(二) 企业所有权结构调整对生产率影响的异质性分析

不同类型的企业之间在融资难度、获取偏向性政策上存在很大的差异，这种差异会影响企业策略性行为的动机，从而影响政策效果。本部分我们分析企业策略性调整所有权结构对全要素生产率的影响在不同企业类型之间的差异。

1. 企业所有权结构调整对生产率的影响：分合资对象

对于与国有资本或集体资本合资的外资企业来说，由于它们可以利用国有资本或集体资本与地方政府建立关联，从而获得融资或税收政策方面的优惠（Bai et al., 2006），因此它们调整外资占比以享受税收优惠的动机较弱。然而，对于与法人资本或个人资本等普通国内资本合资的外资企业来说，由于它们的合资者并不具有融资方面和税收政策方面的优势（Li et al., 2008），外资企业的税收优惠可能是它们可以获得的唯一政策福利，因此其调整所有权结构的动机可能更强，策略性行为对全要素生产率的负面影响可能更大。

为此，我们将样本分成了三组——与国家资本合资的外资企业、与集体资本合资的外资企业、与法人资本或个人资本合资的外资企业，并分别估计了所有权结构调整对全要素生产率的因果影响。表 2 第 (1)–(3) 列分别报告了估计结果，与我们的预期一致，企业的策略性行为主要发生在与法人资本或个人资本合资的外资企业中。

表 2 企业所有权结构调整对全要素生产率的影响：分合资对象

	与国家资本合资 的外资企业	与集体资本合资 的外资企业	与法人资本或个人资本合资 的外资企业
	(1)	(2)	(3)
<i>ITT</i>	0.023 (0.019)	0.006 (0.017)	-0.096 (0.007)
<i>FSE</i>	-10.664 (1.031)	-8.266 (0.712)	-11.579 (0.332)
<i>LATE</i>	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.008 (0.001)
观察值个数	12 138	17 533	71 708

2. 企业所有权结构调整对生产率的影响：分业务类型

企业的业务差异同样会影响企业策略性行为的强弱。一方面，企业对新产品开发越注重或从事的出口业务越多，它们获取研发创新、出口退税等税收优惠政策的可能性越大

(Fisman and Wei, 2004)。相对而言,这部分企业利用外资企业身份获取税收优惠的动机更弱;另一方面,企业对新产品研发和出口市场的关注也反映了企业的自身定位,它们往往更关注长期增长,希望通过提高产品质量获取竞争优势,而非获得可以享受税收优惠的身份。现有研究也表明,税收负担对非出口企业研发创新的负向影响更严重(林志帆和刘诗源,2017)。

为了验证外资企业的业务类型对全要素生产率的影响,我们按照新产品产值是否为正、出口额是否为正将企业分为四组,并使用四组样本分别估计所有权结构调整对全要素生产率影响的处理效应。表3报告了估计结果,第(1)—(2)列分别为新产品产值为正和出口额为0的样本处理效应估计,第(3)—(4)列则为出口额为正和出口额为0的样本处理效应估计。结果表明,相较于新产品为正和出口额为正的外资企业,内资、外资企业的差异税制对新产品产值为0和出口额为0的外资企业的行为扭曲效果更强。

表3 企业所有权结构调整对全要素生产率的影响:分业务类型

	新产品产值为正 (1)	新产品产值为0 (2)	出口额为正 (3)	出口额为0 (4)
<i>ITT</i>	-0.022 (0.018)	-0.069 (0.010)	-0.047 (0.010)	-0.065 (0.017)
<i>FSE</i>	-9.692 (0.607)	-10.412 (0.430)	-9.599 (0.415)	-10.707 (0.642)
<i>LATE</i>	0.002 (0.002)	0.007 (0.001)	0.005 (0.001)	0.006 (0.002)
观察值个数	23 665	80 871	68 109	36 427

六、结 论

内资、外资企业所得税双轨期,外资企业的“超国民待遇”和外资企业认定标准给了企业很强的激励通过转换身份进行避税。2008年新《企业所得税法》的出台,在政策上取消了这种激励,为我们研究企业的策略性行为提供了绝佳的自然实验。

本文利用文献中最新的群聚分析法,对政策断点附近的外资企业的行为进行了分析。研究发现,在企业所得税双轨期,企业所有权结构中的外资占比在恰好高于25%的区域内([25%,26%))出现了群聚现象,约14%的企业群聚在这一区间。通过与所得税统一标准后的外资占比分布的比较、与所有权结构中其他资本占比分布的比较可以发现,这一比例要额外高约5个百分点。企业的策略性行为拉低了外资企业的平均全要素生产率。10个百分点的税收激励将使群聚区间内企业的全要素生产率降低5个百分点。企业的策略性行为在无国家/集体资本投资的企业内、无新产品的企业内、非出口企业内更加明显。

本文结论启示,在吸引和利用外资时,应淡化与所有制身份相关的政策红利,构建内外资有序竞争、公平统一的市场环境,能够有利于企业生产率的提高,进而促进高质量发展。

参考文献

- [1] Bai, C.-E., J. Lu, and Z. Tao, "The Multitask Theory of State Enterprise Reform: Empirical Evidence from China", *American Economic Review*, 2006, 96 (2), 353-357.
- [2] 包群、但佳丽、张志强, "外资身份的重要性: 基于外资股权限定的经验分析", 《世界经济》, 2020年第7期, 第73—97页。
- [3] Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang, "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2), 339-351.
- [4] Chen, Z., Z. Liu, J. C. S. Serrato, and D. Y. Xu, "Notching R&D Investment with Corporate Income Tax Cuts in China", *American Economic Review*, 2021, 111 (7), 2065-2100.
- [5] Chetty, R., J. N. Friedman, T. Olsen, and L. Pistaferri, "Adjustment Costs, Firm Responses, and Micro vs. Macro Labor Supply Elasticities: Evidence from Danish Tax Records", *The Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126 (2), 749-804.
- [6] Diamond, R., and P. Persson, "The Long-Term Consequences of Teacher Discretion in Grading of High-Stakes Tests", Working Paper, 2017.
- [7] 范子英、王倩, "转移支付的公共池效应、补贴与僵尸企业", 《世界经济》, 2019年第7期, 第23—41页。
- [8] 范子英、程可为、冯晨, "用地价格管制与企业研发创新: 来自群聚识别的证据", 《管理世界》, 2022年第8期, 第156—178页。
- [9] 冯俊诚, "减税与减负——来自所得税优惠政策的经验证据", 《经济学》(季刊), 2022年第1期, 第67—86页。
- [10] Fisman, R., and S. Wei, "Tax Rates and Tax Evasion: Evidence from 'Missing Imports' in China", *Journal of Political Economy*, 2004, 112 (2), 471-496.
- [11] Kleven, H. J., and M. Waseem, "Using Notches to Uncover Optimization Frictions and Structural Elasticities: Theory and Evidence from Pakistan", *The Quarterly Journal of Economics*, 2013, 128 (2), 669-723.
- [12] Kleven, H. J., "Bunching", *Annual Review of Economics*, 2016, 8 (1), 435-464.
- [13] Li, H. B., L. S. Meng, Q. Wang, and L. Zhou, "Political Connections, Financing and Firm Performance: Evidence from Chinese Private Firms", *Journal of Development Economics*, 2008, 87 (2), 283-299.
- [14] 刘啟仁、赵灿、黄建忠, "税收优惠、供给侧改革与企业投资", 《管理世界》, 2019年第1期, 第78—96、114页。
- [15] Liu Y., and J. Mao, "How do Tax Incentives Affect Investment and Productivity? Firm-Level Evidence from China", *American Economic Journal: Economic Policy*, 2019, 11 (3), 261-291.
- [16] 林志帆、刘诗源, "税收负担与企业研发创新——来自世界银行中国企业调查数据的经验证据", 《财政研究》, 2017年第2期, 第98—112页。
- [17] Olley, S., and A. Pakes, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, 1996, 64 (6), 1263-1297.
- [18] Saez, E., "Do Taxpayers Bunch at Kink Points", *American Economic Journal: Economic Policy*, 2010, 2 (3), 180-212.
- [19] 邵敏、包群, "政府补贴与企业生产率——基于我国工业企业的经验分析", 《中国工业经济》, 2012年第7期, 第70—82页。
- [20] 王伟同、李秀华、陆毅, "减税激励与企业债务负担——来自小微企业所得税减半征收政策的证据", 《经济研究》, 2020年第8期, 第105—120页。
- [21] 杨国超、芮萌, "高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应", 《经济研究》, 2020年第9期, 第174—191页。
- [22] 左大培, "外资企业税收优惠的非效率性", 《经济研究》, 2000年第5期, 第21—30、79—80页。

Corporate Income Tax Unification, Manipulation of Ownership Structure and Firm's TFP

—Research Based on Bunching Approach

GAO Wenjing

(Hangzhou Normal University)

SHI Xinzheng*

(Tsinghua University)

Abstract: Firms with foreign capital shares equal to or larger than 25% were eligible for many preferential policies before 2008, which incentivized them to manipulate ownership structures. We find about 5% of firms conduct the manipulation and their existence lowers the average total factor productivity (TFP) of foreign firms. Quantitatively, a 10-percentage decrease in corporate income tax rate would generate a 5-percentage reduction in TFP. The response is more severe in foreign firms without state or collective capital, without new products, and non-exporters. This suggests when attracting and utilizing foreign capital, policies not targeting at the ownership structure may be better in promoting productivity.

Keywords: corporate income tax unification; foreign firms; bunching approach

JEL Classification: H26, L25, F23

* Corresponding Author: Shi Xinzheng, School of Economics and Management, Tsinghua University, Beijing 100084, China; Tel: 86-10-62784920; E-mail: shixzh@sem.tsinghua.edu.cn.