

# 财政激励、市场一体化与企业跨地区投资 ——基于所得税分享改革的研究

范子英, 周小昶

**[摘要]** 市场一体化建设是畅通国内大循环的关键,其中产品市场统一建设近年来取得了长足进步,但是要素市场建设相对滞后。本文手工搜集1999—2007年中国上市公司的子公司数据,以母公司在异地设立子公司的行为来测度资本要素的跨区域流动性;借助2002年所得税分享改革的“自然实验”,研究了财政激励对资本要素市场整合的影响。研究发现:所得税分享改革降低了地方发展企业的税收分成,于是地方政府放松了对国有资本的管制,地方国有企业在异地设立子公司的数量显著增加;该效应与税收分成的比例完全吻合,改革后地方所得税分成比例为40%,因此,只有那些地方政府持股比例大于40%的地方国有企业才显著增加了跨地区投资;地方财政对国有企业依赖度越大,政策的刺激效应越大,并且跨省投资显著多于省内异市投资;这种投资行为不仅显著改善了资本回报率,而且增加了地方国有企业的现金分红。本文的研究拓展和丰富了关于要素市场整合的研究,在当前税制结构调整的背景下,为建设统一市场提供了重要参考。

**[关键词]** 统一市场建设; 财政激励; 所得税分享改革; 异地投资

**[中图分类号]**F270 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2022)02-0118-19

## 一、问题提出

中国改革开放40多年来,财政体制改革始终贯穿其中,财政改革也被称为经济领域改革的“牛鼻子”。改革开放初期,为了充分调动地方政府发展经济的积极性,实行了“大包干”的财政体制,将经济发展的财政收益向地方政府倾斜,由此逐步形成了具有地方特色的区域经济。1992年,党的十四大提出了建立社会主义市场经济体制的改革目标,财政领域率先开启了分税制改革,建立了规范的分级财政体制,为金融、外贸、产权等其他领域改革奠定了基础。进入新时代,为了释放经济发展动能和应对逆全球化挑战,中央提出“以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进”的新发展格局。要想畅通国内大循环,就要打破行业垄断和地方保护,破除妨碍生产要素市场化配置和商品服务流通的体制机制障碍。为了形成统一的国内市场,依然需要对财政体制进行改革,从根本上扭转地方政府的财政激励。

**[收稿日期]** 2021-07-30

**[基金项目]** 国家自然科学基金面上项目“中国财政补贴的规模测度、形成机制与溢出效应研究”(批准号71973088);国家社会科学基金重大招标项目“全面推进生态创新的财税政策体系研究”(批准号19ZDA076)。

**[作者简介]** 范子英,上海财经大学公共经济与管理学院教授,经济学博士;周小昶,上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生。通讯作者:范子英,电子邮箱:ivannj@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

中国超大规模市场的效应未能得到充分发挥，是因为存在着广泛的产品市场分割和要素市场分割。一个大国经济的发展应该在区域间形成不同的产业梯度和分工协作，但是 Young(2000)发现中国各省份的产业结构具有高度相似性，得出中国是一个“零碎分割的国内市场”的结论，该文也引发了关于中国市场分割的研究“热潮”。这种市场分割是由于财政激励带来的行政干预，省份边界的阻碍作用甚至大于欧盟内部的国家边界 (Poncet, 2002)，由此导致的效率损失达到地区总产值的20% (郑毓盛和李崇高, 2003)。1994年的分税制改革在很大程度上降低了地方政府发展经济的财政收益，中国的市场一体化进程由此逐步推进，市场整合程度逐渐提高，但主要集中在产品市场 (刘小勇和李真, 2008；贺颖和吕冰洋, 2019)。要素市场的统一建设相对滞后，其中资本要素的市场分割程度不仅没有降低，甚至出现“翘尾”现象 (刘志彪和孔令池, 2021)，这是因为要素市场涉及更深层次的体制机制障碍。资本要素市场的微观基础在于企业跨区域投资与重组，市场分割导致企业在国内跨区域经营面临高昂的交易成本 (Boisot and Meyer, 2008)，严重制约了企业在境内异地发展的能力 (宋渊洋和黄礼伟, 2014；曹春方等, 2015)，尤其是显著降低了地方国有企业异地并购概率 (方军雄, 2008)，这也是造成区域间发展不平衡的重要原因 (郭金龙和王宏伟, 2003)。

关于市场分割的制度原因，现有文献主要给出了两方面的解释：一是经济发展动机。在地方竞争激励下，地方政府具有充足的、保护本地市场以促进经济增长的动机 (Qian and Weingast, 1997；周黎安, 2007)，限制本地资源流出和外地产品进入，可以有效维护本地的经济利益 (银温泉和才婉茹, 2001)。二是财政激励动机。20世纪80年代开始的“分灶吃饭”对各级财政的边界做了划分，在“以收定支”的财政纪律约束下，地方政府可以通过市场分割获得更多的财税收益，由此形成了所谓的“诸侯经济” (沈立人和戴园晨, 1990)。于是，地方政府倾向于保护要素边际生产率高 (平新乔, 2004)、利税率高以及国有化程度高的产业 (白重恩等, 2004)；在特定的发展阶段，具备以上三个特征的产业是非常有限的，地区之间就出现了产业同构和重复建设，进一步强化了市场分割动机。一旦地方发展经济的财政激励下降，如中央增加财政转移支付、削弱地方财政收入对本地经济的依赖程度，地方政府就会相应放松市场分割 (范子英和张军, 2010)。既有文献重点关注了经济增长激励造成的地方保护主义，却对财政激励缺少足够的重视。

研究要素市场整合的财政激励，依然面临两大障碍：一是财政激励往往是内生于市场整合的行为。例如，某地的产业发展较好，测算出的税收分成相应较高，这样就不能直接把财政激励与市场整合对应。二是以往的研究集中于产品市场，对于要素市场的整合程度缺乏合适的测度方法。2002年所得税分享改革为解决这个问题提供了一个良好的契机。改革之前的企业所得税按照企业隶属关系划分，地方企业所得税归地方财政所有。自2002年开始，企业所得税变更为中央与地方共享税，地方财政仅分享其中的40%。一方面，改革之前企业所得税在地方财政收入中的地位日渐突出，于是地方政府开始争夺所得税税基，此次改革显著减少了地方政府从本地所得税税基中直接获得的税收收入，从而削弱了地方政府出于财政收入的考虑限制资本跨地区流动的动机；另一方面，在隶属地方政府的企业中，地方政府是地方国有企业的实际控制人，更容易限制地方国有企业的异地投资行为，因此，可以通过比较地方国有企业在改革前后的异地子公司数量来衡量资本要素市场的整合程度。

在企业层面度量异地投资行为，不仅需要掌握企业注册地，还要了解企业之间的股权投资关系，上市公司的子公司数据是目前可以公开获取的主要数据。本文手工整理了1999—2007年中国上市公司财务报表附注，搜集了母公司直接参控股的公司名称，并借助“天眼查”等平台搜索子公司注册地，将注册地与母公司不在同一个城市的境内子公司定义为“异地投资”。1999—2007年涵盖

了1500家母公司的19901家子公司,其中,异地子公司数量有8635家。从图1可以看出,1999—2007年,上市公司的子公司数量逐年增长,其中,异地子公司增长更快,其比例从1999年的22.57%增长到2007年的48.54%,说明资本要素的市场整合程度在不断提升。

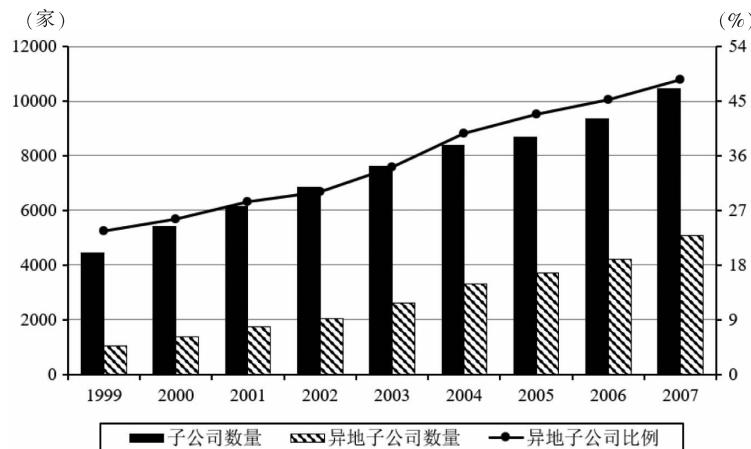


图1 子公司、异地子公司数量与异地子公司比例

基于双重差分法的研究设计,本文发现:①所得税分享改革有效促进了资本要素市场整合,地方国有企业的异地子公司数量相比其他所有制企业显著增加;②政策对地方国有企业异地投资行为的促进作用与地方政府持股比例密切相关,只有那些地方政府持股比例超过所得税分成比例的企业才会显著增加异地子公司,地方政府从这些企业异地投资获得的股权收益超过了本地投资的税收收益;③政策的刺激作用集中于制造业企业和财政收入对国有企业依赖度更高的地区,并且政策主要推动了资本要素的跨省市场整合,表明政策效果受到地方财政状况和地区竞争因素影响;④企业异地扩张有利于改善资本回报率,而且显著增加了地方国有企业的现金分红金额,说明地方政府策略性地调整了收益的获取方式。

与既有文献相比,本文可能的贡献主要体现在三个方面:①丰富和拓展了现有关于国内市场分割的研究。本文从财政激励角度探讨了市场分割产生的原因及解决途径,同时使用异地子公司数量来衡量资本要素的流动性,不仅直观地展现了微观个体的行为,而且将市场分割的研究由产品市场拓展到要素市场。②丰富和拓展了现有关于所得税分享改革的研究。既有文献主要关注政策对税收征管造成的冲击(范子英和田彬彬,2013;田彬彬和范子英,2016)、实际税率差异对企业的影响(刘行等,2017;李明等,2018)、政策造成的地方财政压力(陈思霞等,2017),本文将所得税分享改革的影响拓展到市场整合效应,从财政体制改革视角丰富了政策研究。③在新发展格局和央地事权划分改革的背景下,本文从财政激励角度为形成竞争有序的全国统一大市场提供了政策启示,也为更好发挥财政在国家治理中的基础和重要支柱作用提供重要参考。

本文余下部分的内容安排如下:第二部分是理论分析;第三部分介绍数据来源、处理过程,以及模型设定;第四部分为实证分析结果和稳健性检验;第五部分是进一步讨论;第六部分为结论和政策建议。

## 二、理论分析

政府间的财政收入划分一直是财政理论研究的重点,财政学泰斗马斯格雷夫在1983年提出了

收入划分的 6 条准则,其中就规定流动要素的税基要由中央来控制(Musgrave, 1983),一方面可以极大提高税收征收效率,另一方面可以减少地方争夺流动税基的恶性竞争。中国自改革开放以来的财政体制改革既要与经济社会的发展阶段相适应,也要与同时期的税制结构相适应,财政体制改革的直接目标是调整央地关系,央地关系的调整会衍生出一系列的影响,其中就包括对地方政府行为和市场分割行为的影响。

改革开放后到 1994 年分税制改革之前实行“大包干”的财政体制,明确划分了中央和地方财政收支范围,要求地方财政自求平衡,打破了财政的“大锅饭”,将国家财政的“大灶”拆分为一个个“小灶”,因而也被形象称为“分灶吃饭”。财政承包制提高了各级政府财政管理效率,调动了地方政府增收减支、发展经济的积极性。但是财政承包制是一种典型的“垂直型”收入分成体制,中央财政只能从省级财政的“大盘子”里分成,既不清楚纵向的省以下各级财政状况,也不掌握横向的各类型财税收人属性,因而无法约束地方政府的机会主义行为,导致中央财力不断受到侵蚀,中央财政收入占全国财政收入的比重降至 1993 年的 22%。改革开放初期,财政收入的组织形式还是以企业上缴利润为主,财政承包制的收入划分与企业隶属关系完全对应,企业隶属于哪级政府,其利税就归哪级财政。这种做法将地方财政收入同本地企业利益紧密关联,发展企业等同于发展财政,财力的增强又可以为进一步发展地方企业提供资源,从而形成良性循环。为了发展当地企业,地方政府有动机通过限制产品和要素流动的方式保护本地市场,做大本地税基,由此造成市场分割。

为了调整央地财政关系、强化中央财政地位,中国于 1994 年实行分税制财政体制改革。分税制改革的关键是按照税种划分央地财政收入,企业的隶属关系不再影响财政收入划分。以增值税为例,无论是央企、省属企业还是地方企业,只要缴纳了增值税,这个税种收入的 75% 就会统一划入中央国库,中央财政收入直接与微观企业挂钩,构建了“扁平型”的财政收入体制。分税制在一定程度上打破了原有的“块块”管理体制,推动了全国市场整合(宋冬林和范欣,2015)。不过,分税制改革仅对较为成熟的流转税做了调整,由于信息建设和征管体制相对滞后,所得税还不具备央地分税的条件,所以此次改革没有改变企业所得税收人的划分方式,保留了地方财政收入与本地所属生产性税基挂钩的扭曲激励。随着企业所得税规模越来越大,地方政府对本地企业越来越重视,于是各地区开始保护企业所得税税基,以保护财政收入。在“隶属税”体制下,企业跨地区投资并购往往伴随利益上的调整,也就是纳税对象的改变,必然会影响投资来源地政府的既得利益,因此,企业跨区域并购重组步履维艰(臧跃茹,2001)。例如,地方政府利用行政权力阻碍中央企业并购本地企业,或者阻止本地企业异地投资,以便把企业所得税留在当地。在企业集团化、规模化发展以及各地区分工日益深化的趋势下,这种妨碍资本要素自由流动的行为既不利于提升企业整体竞争力,也不利于缩小地区财力差距。

随着时间的推移,决策部门逐渐认识到所得税体制产生了较为严重的问题。2001年底国务院印发的《所得税收人分享改革方案》明确指出,按企业隶属关系划分企业所得税的做法“制约了国有企业改革的逐步深化和现代企业制度的建立,客观上助长了重复建设和地区封锁,妨碍了市场竞争和全国统一市场的形成,不利于促进区域经济协调发展和实现共同富裕,也不利于加强税收征管和监控。”因此,中央决定自 2002 年开始将企业所得税改为中央—地方共享税,并规定中央和地方的分成比例各为 50%(2003 年以后中央占 60%,地方占 40%)。对于地方政府来说,这项改革意味着企业所得税收人分成比例下降,税权向上级政府集中。所得税分享改革将一个地方税变更为共享税,大幅削弱了地方财政收入与本地企业利润的直接关联,减少了地方政府从本地企业发展中获得的好处,在边际上促使地方政府放松了争夺生产性税基的强度。在此基础上,可以预期,所得税分享

改革弱化了地方政府维护本地企业发展的财政激励,有利于减少资本要素跨区域配置的阻碍,促进企业跨地区发展。

本文基于一个包含地方政府与代表性企业的静态博弈模型,通过引入地方政府对资本跨地区流动的管控机制和税收分成机制,论证了税收分享比例提升如何削弱地方政府对企业跨区域投资的限制程度,进而促进资本跨区域流动。由于本文关注企业所得税分成改革,为简化分析,假定地方财政收入来源于企业所得税和持股企业的所有者权益。模型中,代表性企业拥有固定数量的资本,需要选择本地或外地的投资比例。假定外地的资本利润率高于本地,因此,如果不加以限制,企业倾向于更多的异地投资。为了维护本地税基,地方政府采取两方面措施:一是提高本地资本的利润率水平,持股比例越高,提升幅度越大;二是设置异地投资的障碍,表现为选择进行异地投资的比例越大,需要付出的成本越高。在这种情况下,代表性企业出于利润最大化的目标,会在给定地方政府对异地投资管控程度的条件下权衡增加异地投资的净收益与减少本地投资的机会成本,从而选择最优的异地投资比例。与此同时,企业的异地投资比例一方面会影响地方政府的企业所得税收入,另一方面也会影响利润留存,二者呈反向变动关系,因此,地方政府需要选择最优的异地投资成本以实现自有财政收入最大化的目标。

(1)代表性企业行为。假设代表性企业有1单位的资本,选择把 $\alpha \in (0, 1)$ 单位的资本投资于外地,把剩余的资本投资在本地。为简化分析,假定本地的单位资本(税前)利润率为 $\pi$ ,外地的单位资本(税前)利润率为 $\tilde{\pi}$ ,满足 $\tilde{\pi} > \pi$ 。本地和外地的企业所得税税率为 $\tau$ 。地方政府持有该代表性企业的股权比例为 $\eta \in (0, 1)$ 。企业在本地投资会享受一定程度的额外利润率 $\pi'$ ,如融资便利(余明桂和潘红波,2008)、税收优惠(Faccio, 2007)、政府特许权(Mobarak and Purbasari, 2006)等,同时 $\pi'$ 满足 $\partial\pi'/\partial\eta > 0$ 且 $\partial^2\pi'/\partial^2\eta > 0$ ,表示地方政府持股比例越高的企业在本地的盈利能力越强。为简化分析,假定 $\pi' = \sigma\eta^2$ ,其中, $\sigma \in (0, \tilde{\pi} - \pi)$ 。由于外地的利润率高于本地,地方政府为了限制资本外流,有动机对企业异地投资行为施加成本 $C = c(1 + \alpha^2)$ ,其中, $c \in (0, 1)$ , $c$ 越大,代表地方政府对资本流出的管控程度越高。这体现了异地投资的限制由固定成本和可变成本两部分构成,且 $\partial C/\partial\alpha > 0$ 、 $\partial^2 C/\partial^2\alpha > 0$ ,表示代表性企业将资本用于跨区域投资的比例越高,来自地方政府的阻碍作用越大。在上述模型假设下,代表性企业的最优化问题可以表示为:

$$\max_{\alpha} R_E = (\pi + \sigma\eta^2)(1 - \alpha)(1 - \tau) + \tilde{\pi}\alpha(1 - \tau) - c(1 + \alpha^2) \quad (1)$$

代表性企业面临外地较高利润率水平与异地投资机会成本之间的权衡,令 $\partial R_E / \partial \alpha = 0$ ,可以得到实现税收利润最大化的最优异地投资比例:

$$\alpha^* = \frac{(\tilde{\pi} - \pi - \sigma\eta^2)(1 - \tau)}{2c} \quad (2)$$

可以看出, $\partial\alpha^*/\partial c < 0$ 且 $\partial\alpha^*/\partial\eta < 0$ ,说明政府对跨区域投资的管控力度越大以及持股比例越高,代表性企业将资本投资于外地的比例越低。根据包络定理,当 $\alpha = \alpha^*$ 时, $R_E$ 对 $c$ 求偏导可得:

$$\frac{\partial R_E^*}{\partial c} = -(1 + (\alpha^*)^2) = -\left(1 + \frac{(\tilde{\pi} - \pi - \sigma\eta^2)^2(1 - \tau)^2}{4c}\right) \quad (3)$$

式(3)表明 $\partial R_E^* / \partial c < 0$ ,意味着在其他条件不变的情况下,地方政府对资本流出的管制程度越大,代表性企业的利润水平越低。

(2)地方政府行为。地方政府的财政收入 $R_c$ 来源于本地投资产生的企业所得税以及所有者权

益。假设企业所得税分享给中央政府的比例为  $s \in (0, 1)$ , 地方政府还会得到  $\eta R_E^*$  的利润留存。地方政府对异地投资的限制程度  $c$  直接影响代表性企业的最优异地投资比例和利润水平, 进而影响地方政府从本地收取的企业所得税数额以及获得的留存利润。因此, 地方政府面临着税收收入与所有者权益之间的权衡, 那么其财政收入最大化问题可以表示为:

$$\max_c R_C = (1-s)(\pi + \sigma\eta^2)(1-\alpha^*)\tau + \eta R_E^* \quad (4)$$

式(4)等号两边同时对  $c$  求导, 可得:

$$\frac{\partial R_C}{\partial c} = -\frac{\partial \alpha^*}{\partial c}(1-s)(\pi + \sigma\eta^2)\tau + \eta \frac{\partial R_E^*}{\partial c} \quad (5)$$

式(5)表明, 地方政府提升跨区域投资成本, 会增加本地的企业所得税收入, 但同时会导致所有者权益减少, 进一步令  $\partial R_C / \partial c = 0$ , 可以解得地方政府的最优异地投资管制程度为:

$$c^* = \left[ \frac{(\tilde{\pi} - \pi - \sigma\eta^2)(1-\tau)(1-s)(\pi + \sigma\eta^2)\tau - (\tilde{\pi} - \pi - \sigma\eta^2)^2(1-\tau)^2}{2\eta} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (6)$$

将  $c^*$  对  $s$  求导, 可得:

$$\frac{\partial c^*}{\partial s} = -\frac{1}{2}(c^*)^{\frac{1}{2}} \frac{(\tilde{\pi} - \pi - \sigma\eta^2)(1-\tau)(\pi + \sigma\eta^2)\tau}{2\eta} < 0 \quad (7)$$

可见, 税收分成比例与地方政府的最优资本管制程度负相关。相比其他所有制类型的企业, 地方国有企业的跨区域投资行为往往更多受到地方政府的限制, 对市场分割程度的反应更加敏感(方军雄, 2008)。一方面, 地方政府对本地经济的保护主要侧重于高利税率的行业(白重恩等, 2004)。在竞争性经济中, 生产要素的高边际产值最终会被资源要素的自由流动对冲, 而如果地方政府对这些行业实行国有资本垄断, 就可以将高边际产值转化为国有资本利得, 进而转变为财税收益, 所以地方政府有动机通过国有资产控制的方式实现行业垄断(平新乔, 2004), 如 20 世纪 80 年代“遍地开花”的小烟厂、小酒厂。与此同时, 在高利税、低进入门槛的行业相对有限的情况下, 国有资本垄断的行为导致各地区产业结构趋同和竞争加剧, 这反过来又助长了地方政府限制竞争、分割市场、争夺重要生产资源的动机, 进而阻碍了地方国有企业的异地投资行为。另一方面, 地方政府作为出资人, 不仅能够通过控制地方国有企业高管的人事任命来掌握企业决策权, 而且控制了地方国有企业经营行为的审批权, 这为地方政府影响地方国有企业的经营策略提供了直接渠道, 于是地方国有企业成为地方政府最容易控制的经济手段。在这种情况下, 地方政府会着重干预和限制本地国有企业跨地区投资扩张的行为, 甚至直接要求优势企业只能在当地投资。

当中央政府税收分成比例提高后, 地方政府财政收入中的企业所得税收入占比下降, 在国有持股比例没有变化的情况下, 意味着异地投资的所得税利益损失大幅减少, 从而在税收激励上弱化了当地政府对企业异地投资的约束。因此, 如果所得税分享改革放松了地方政府对资本跨区域流动的限制, 那么就会更显著地影响地方国有企业的行为, 而且地方政府持股比例越高, 投资促进效应越明显。基于此, 本文提出:

假说 1: 所得税分享改革之后, 地方国有企业的异地子公司数量比其他所有制企业显著增多。

根据(6)式可得  $\partial^2 c^* / \partial s \partial \eta < 0$ , 也就是对于地方政府持股比例越高的企业, 提升税收分成比例之后, 地方政府对其异地投资行为的限制程度下降幅度越大。对于地方国有企业, 地方政府扮演着双重角色。作为税收征管者, 地方政府出于增加财政收入的目的尽可能从地方国有企业中筹集更多的税收; 作为股东, 地方政府又拥有地方国有企业的利润索取权。税收收入和利润分配共同构成了地

方政府从地方国有企业中取得的收益。在所得税分享改革之后,地方政府的企业所得税分成比例从100%降为40%,而其对地方国有企业的持股比例没有大幅变化,于是产生了中央政府和地方政府之间对地方国有企业税收征管的委托—代理关系,这种利益的矛盾使得地方政府权衡通过不同分配方式获得收益的数量。改革之前,只要地方政府持股比例低于100%,收税比利润上缴更能获得更多财政收入,地方政府承担的税收成本仅为持股比例( $<100\%$ ),而其税收收益是100%;改革之后,如果地方政府对企业的持股比例大于40%,则通过利润分配取得收益更有利,因为其分红比例大于税收留存比例,因此有动机做多企业的净利润;反之,对于持股比例小于40%的企业,地方政府在改革前后都倾向于通过税收手段获取利润,即无论改革与否,收税都是占优策略。

在地方政府的股权利益最大化的假设下,地方国有企业的投资决策就需权衡本地投资和异地投资的收益。对于那些地方政府持股比例均较高的企业,将资本投向利润率水平较高的地区,地方政府仍然能够以利润分配的方式从异地子公司的净利润中获取更大的份额,甚至超过通过税收方式分得的金额。但是如果地方政府对企业的持股比例较低,那么企业在异地设立子公司不仅意味着本地政府对该公司的税收索取权丧失,而且带来的利润水平的增量无法覆盖税收收入的损失。基于此,本文提出:

假说2:地方政府持股比例越高,所得税分享改革对地方国有企业异地投资的促进作用越显著。

### 三、研究设计

#### 1. 数据来源与处理

本文以1999—2007年全部A股上市公司作为初选分析样本。为了得到上市公司的参控股情况,本文手工搜集了样本期内上市公司母公司财务报告的“长期股权投资”科目附注,整理了母公司直接参控股公司的名称、注册地、母公司持股比例。对于没有披露注册地的参控股公司,本文通过公司的名称(如“某地区某公司”)判断注册地,或者使用“天眼查”“百度地图”等工具查询,删除无法判断注册地的参控股公司。本文共计整理了109176条参控股公司的记录,因无法判断注册地而删除的记录为906条,占总体的0.83%。本文将子公司定义为母公司直接持股比例超过50%的公司,异地子公司是指那些与母公司不在同一城市的子公司。

由于本文着眼于地方国有企业和其他企业异地投资行为的差异,所以准确划分股权性质是一个关键问题。为了反映实际控制人经营策略的变化,本文将实际控制人的股权性质确定为上市公司的股权性质。如果上市公司年报中披露的实际控制人名称注明是“国务院”或“某地区”的国有资产监督管理委员会(简称“国资委”),则将其归为央属国有企业或地方国有企业;如果根据披露的实际控制人名称无法确定该公司是否为国有企业,那么本文就沿控股链向上追溯至实际控制人的控股股东,以此界定上市公司的股权性质。

除了上市公司母公司参控股情况之外,本文还使用了多套数据:上市公司财务数据以及公司治理结构来源于国泰安(CSMAR)数据库,上市公司高管人数及其在政府任职情况来源于中国研究数据服务平台(CNRDS),上市公司子公司的出口数据来源于海关数据库。本文在实证分析中需要控制母公司层面的财务特征,但是各数据平台披露的2003年之前的上市公司母公司财务数据缺失非常严重,所以本文通过手工查阅1999—2003年上市公司财务报表,补全了母公司的资产总额、负债总额、净利润等财务指标。本文对样本进行了如下剔除:<sup>①</sup>①2002年以后上市的公司;②金融类上市公司;③参控股公司情况披露不完整的公司;④样本期间内退市的公司;⑤样本期间内进行过重大资产

重组的公司;⑥实际控制人无法确定的公司;⑦样本期内发生过企业改制的公司,以避免国有企业改制对实证结果造成干扰。

## 2. 模型设定

本文关注的政策冲击是2002年所得税分享改革,该项政策改变了地方政府从本地企业缴纳的企业所得税中分得收入的比例,进而影响了资本的跨区域流动性。根据前文的分析,所得税分享改革之后,地方政府对地方国有企业资本流动放松管制的程度最强。图2展示了地方国有企业和其他企业异地子公司比例的变化趋势,印证了理论分析的判断。如图2所示,从时间趋势看,所有企业的异地投资都是增加的,说明中国资本要素市场的整合程度越来越高,并且其他所有制企业的异地子公司比例明显高于地方国有企业,也说明其他所有制的灵活性更强,两者在2002年之前增长趋势接近,但是2002年之后,地方国有企业的异地子公司比例增长幅度明显提升,而其他企业的趋势保持不变,说明所得税分享改革主要影响地方国有企业,这为所得税分享改革促进资本要素市场整合提供了一个直接的经验证据。

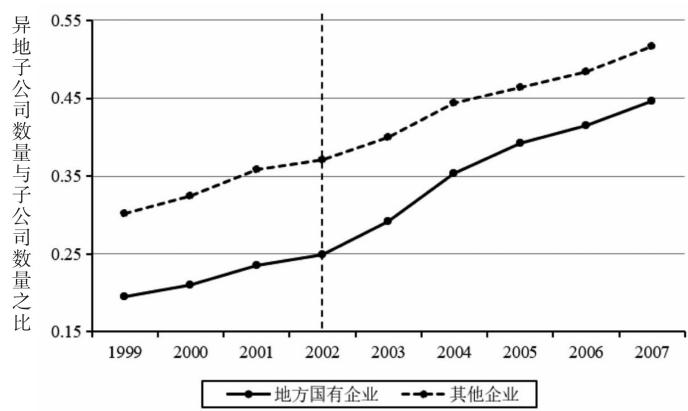


图2 股权性质与异地子公司比例

本文采用双重差分模型,以地方国有企业为处理组,其他所有制企业为控制组,从实证上检验所得税分享改革对资本跨区域流动的影响。待检验的回归模型为:

$$diff_{ipz} = \alpha + \beta_1 treat_i \times post_t + \beta_2 X_u' + \gamma_i + \delta_{pt} + \eta_{z_t} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中,下标*i*、*t*、*p*、*z*分别代表公司、年份、省份、行业。参考已有的研究资本跨区域流动的文献(Giroud and Rauh, 2019; 马光荣等,2020),本文以公司*i*在*t*年异地子公司的数量作为被解释变量,本文曾将被解释变量替换为是否有异地子公司以及新增异地子公司的数量,结论没有变化。*treat<sub>i</sub>*是代表股权性质的指示变量,如果公司*i*的实际控制人是地方政府,*treat<sub>i</sub>*取1,否则取0,为了排除国有企业改革的影响,本文将公司*i*的股权性质设定为2001年实际控制人的股权性质。*post<sub>t</sub>*是代表时间的指示变量,如果*t*≥2002,取1,否则取0。*X<sub>u</sub>*是控制变量集,包括子公司数量的对数(lnsub),母公司层面的公司规模(Size)、资产负债率(Lev)、公司年龄(Age)、资产收益率(Roa),第一大股东持股比例(First),独立董事比例(Outrat)、政治关联(Pc)等。为了排除子公司数量与异地子公司数量同步增长的问题,“子公司数量”变量取全部子公司去除当年新增子公司的数量。因为所得税分享改革的时间与2003年国资委成立时间接近,而国资委的干预也会影响地方国有企业的跨地区投资行为,所以本文的实证分析可能受到国资委成立的干扰。为了解决这个问题,本文加入了企业

高管中拥有国资委任职背景的人员比例(*Guozi*)，以控制国资委对该公司经营管理参与力度。 $\gamma_i$ 、 $\delta_{pt}$ 、 $\eta_{zt}$ 分别是公司个体固定效应、省份—时间固定效应、行业—时间固定效应，通过引入交互固定效应，本文可以控制各地区、各行业所有随时间变化的经济因素和政策冲击的影响，如贸易冲击、区域性产业政策、各地区经济状况等，从而消除中观、宏观层面的冲击对本文实证分析的威胁。 $\varepsilon_u$ 是随机扰动项。模型使用 OLS 方法进行回归，并将标准误聚类到公司个体层面。本文对财务特征变量做了 1% 和 99% 的缩尾(Winsorize)处理以排除极端值的影响。

## 四、实证结果分析

### 1. 所得税分享改革对异地投资的影响

中央政府和地方政府间税收分成比例变化，改变了地方政府从本地生产性税基中获得的收益，从而影响了地方政府对资本要素跨区域流动进行管制的动机。表 1 展示了所得税分享改革对企业异地投资的影响。其中，第(1)列表示在不加入控制变量的情况下，相较于其他所有制企业，地方国有企业的异地子公司数量在改革后显著增加了 0.4701 个。第(2)列中加入公司层面的控制变量，发现核心解释变量的系数值有所增大，显著性水平保持不变。第(3)列中进一步引入省份—时间固定效应以及行业—时间固定效应，以排除省份和行业层面冲击的干扰，实证结果保持稳健。以第(3)列的结果为例，在其他条件不变的情况下，地方国有企业的异地子公司数量比其他企业增加了 0.5239 个，占异地子公司数量平均值的 19.32%，且该效应在 1% 的水平上显著。控制变量的结果显示，企业的子公司数量越多、总资产规模越大、负债率越高，则拥有更多的异地子公司。表 1 的实证结果验证了本文的假说 1，当地方政府获得的企业所得税比例下降时，就会放松对资本流动的管制，而由于地方国有企业受到地方政府的直接控制，异地投资限制降低的效果最为明显，所得税分享改革促进了资本跨区域流动，这有利于优化资源配置效率，有效地推动了资本要素的统一市场建设。

### 2. 地方政府持股比例与异地投资

如果地方政府实行市场分割的目的是从本地的经济资源中获得收益，那么针对同一种经济资源，地方政府会权衡通过不同方式获取收益的多少，从而策略性地调整对该资源流动的管制程度。首先，在管理地方国有企业的过程中，地方政府扮演着双重角色，即税收征管者和股东。如果地方政府从地方国有企业中以税收的形式取得收入，那么就放弃了留存利润，地方政府面临着所得税收入和利润的权衡(Tang et al., 2017)。所得税分享改革导致地方政府的财税收益大幅减少，但机会成本不变。举例来说，假设地方政府对企业的持股比例小于 40%，不妨设为 30%，那么在所得税分享改革之前，地方政府每获得 1.0 元所得税收入的成本为 0.3 元的利润，而在改革后，每 0.4 元所得税收入的成本为 0.3 元，收入始终大于成本，地方政府依然有动机将企业留在本地继续创造税收。但是对于地方政府持股比例超过 40% 的企业，所得税分享改革后的所得税收入小于机会成本，地方政府更倾向于通过鼓励这些企业异地经营的方式做多所有者权益。其次，地方政府不必真正从地方国有企业获得分红，但是只要拥有可支配利润，就可以通过企业直接支出的形式分享企业发展的成果。事实上，国有企业扮演了以盈利分配为基础的“第三财政”功能，发挥了重要的逆周期调节作用(李书娟等, 2021)。例如，陈冬等(2016)研究发现，在经济下行期，国有企业的避税程度明显减少，而在未来一到两年获得的财政补贴和税费返还增多。进一步地，郭婧和马光荣(2019)证实了国有经济投资的逆周期特征，表明其承担了稳定宏观经济的作用。最后，基于所有者权益形成的控制权是地方政府对地方国有企业的经营行为施加直接影响的前提，而地方政府通过引导企业的投资领域和地

表 1

所得税分享改革对异地投资的影响

| 变量                         | <i>diffsub</i>       |                       |                       |
|----------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                            | (1)                  | (2)                   | (3)                   |
| <i>treat</i> × <i>post</i> | 0.4701**<br>(0.2128) | 0.4487**<br>(0.1870)  | 0.5239***<br>(0.1963) |
| <i>lnsub</i>               |                      | 2.5161***<br>(0.1643) | 2.5597***<br>(0.1749) |
| <i>Size</i>                |                      | 0.3998***<br>(0.1085) | 0.4545***<br>(0.1110) |
| <i>Lev</i>                 |                      | 0.4038**<br>(0.1630)  | 0.5005***<br>(0.1667) |
| <i>Age</i>                 |                      | 0.1676<br>(0.7383)    | 0.2084<br>(0.6486)    |
| <i>Roa</i>                 |                      | -0.1836<br>(0.2093)   | -0.1736<br>(0.2159)   |
| <i>First</i>               |                      | -0.2891<br>(0.6068)   | -0.2855<br>(0.6347)   |
| <i>Outrat</i>              |                      | -0.0355<br>(0.3220)   | 0.0945<br>(0.3326)    |
| <i>Pc</i>                  |                      | 0.0541<br>(0.0947)    | 0.0519<br>(0.0987)    |
| <i>Guozi</i>               |                      | -0.5686<br>(2.7385)   | -1.3826<br>(2.7604)   |
| 个体固定效应                     | 控制                   | 控制                    | 控制                    |
| 时间固定效应                     | 控制                   | 控制                    | 不控制                   |
| 省份—时间固定效应                  | 不控制                  | 不控制                   | 控制                    |
| 行业—时间固定效应                  | 不控制                  | 不控制                   | 控制                    |
| 观测值                        | 8758                 | 8757                  | 8752                  |
| 组内 R <sup>2</sup>          | 0.708                | 0.782                 | 0.785                 |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著;括号中的数字是经过公司层面聚类调整后的稳健标准误。以下各表同。

域,进一步达到激活国有经济活力、优化国有企业资源配置的目的,同时也增加了地方政府的所有者权益。

为了验证上述推测,本文计算了地方政府作为实际控制人在上市公司中实际享有的利润分配比例,将样本中地方政府作为实际控制人的持股比例是否高于 40% 分为两组,每一组作为实验组分别与其他所有制企业(控制组)进行回归。回归结果如表 2 所示,其中,第(1)、(2)列是处理组为地方政府作为实际控制人的持股比例大于 40% 的回归结果,可以看出,所得税分享改革在 1% 的水平上显著促进了这部分企业的跨地区投资行为。相比而言,第(3)、(4)列的结果表明,所得税分享改革对政府持股比例小于 40% 的地方国有企业的异地子公司数量的影响相对较弱,显著性水平只有 10%。由此可见,所得税分享改革对地方国有企业跨区域投资的促进效应主要集中于地方政府持股比例大于 40% 的企业中。

表 2

地方政府持股比例与异地投资(1)

| 变量                  | (1)                   | (2)                   | (3)                 | (4)                 |
|---------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|
|                     | 地方政府持股>40%            |                       | 地方政府持股<40%          |                     |
| treat $\times$ post | 0.5524***<br>(0.2015) | 0.6538***<br>(0.2145) | 0.3550*<br>(0.2065) | 0.4132*<br>(0.2311) |
| 控制变量                | 控制                    | 控制                    | 控制                  | 控制                  |
| 个体固定效应              | 控制                    | 控制                    | 控制                  | 控制                  |
| 时间固定效应              | 控制                    | 不控制                   | 控制                  | 不控制                 |
| 省份—时间固定效应           | 不控制                   | 控制                    | 不控制                 | 控制                  |
| 行业—时间固定效应           | 不控制                   | 控制                    | 不控制                 | 控制                  |
| 观测值                 | 6246                  | 6241                  | 5358                | 5358                |
| 组内 R <sup>2</sup>   | 0.798                 | 0.800                 | 0.788               | 0.789               |

进一步地,为了更细致地考察政府持股比例不同的企业所受到的政策影响,本文将地方国有企业按照 2001 年地方政府作为实际控制人的持股比例(0,10%]……(70%,80%]划分为 8 组,分别记为 treat1……treat8,每一组作为实验组与其他所有制企业(对照组)进行回归<sup>①</sup>,回归结果如表 3 所示。可以看出,当政府持股比例高于 40% 时,交互项的系数开始显著,表示其跨区域投资明显增多。表 2 和表 3 结果说明,地方政府放松对地方国有企业异地投资的限制时,会权衡其通过不同分配方式在地方国有企业中取得的收益的大小。当地方政府持股比例高于企业所得税分成比例时,地方政府通过利润分配获得的收益更多,反之,则通过税收的方式更有利。因此,对于那些地方政府持股比例高于税收分成比例的企业,所得税分享改革对其资本流动的促进作用更加明显。

(1)平行趋势检验。使用双重差分模型进行因果推断的一个基本前提是实验组和控制组之间不存在变化趋势差异,也就是说,在政策实施之前两组应该具有平行趋势。因此,为了验证本文的基准回归结果是因为企业间所有权性质不同引起的,而不是纯粹的时间效应,本文采用事件研究法来检验实验组和控制组的平行趋势假设。具体来说,用样本期间内不包含政策实施前一年的各独立年份与  $treat_i$  的交乘项作为自变量,替换基准回归模型中的交乘项进行回归,以政策实施前一年为基准,比较政策前后各年度的效应,回归模型如下:

$$diffsub_{it} = \alpha + \sum_{k=1999, k \neq 2001}^{2007} \beta_k D_k treat_i + \beta X_{it}' + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, $D_k$  表示所得税分享改革实施后  $k$  年的虚拟变量,该模型设定以 2001 年为基期,各年度交乘项的系数  $\beta_k$  的数值及其 95% 的置信区间边界。如图 3 所示,可以看出,在政策实施之前,实验组和控制组的异地子公司数量没有显著差异,而从改革之后一年开始,实验组的异地子公司数量显著多于控制组,从而验证了平行趋势假设。

(2)排除国有企业重组调整的影响。随着市场化改革的逐步推进,20 世纪 90 年代中期以后,国有企业出现大面积亏损和经营困难。为了增强国有企业的市场竞争力、调整所有制结构,政府部门开始推行行政主导的国有经济布局结构调整。具体来说,一方面对处于一般性竞争行业且不具备竞争优势的中小型国有企业实施破产和兼并,另一方面对国有经济需要进入的领域中的大中型国有

<sup>①</sup>之所以缺失政府持股比例大于 80% 的组别,是因为实验组在该分段中的样本量极少。

表3

地方政府持股比例与异地投资(2)

| 变量                | (1)                 | (2)                | (3)                 | (4)                | (5)                   | (6)                   | (7)                 | (8)                 | (9)                   |
|-------------------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|
|                   | (0,<br>10%]         | (10%,<br>20%]      | (20%,<br>30%]       | (30%,<br>40%]      | (40%,<br>50%]         | (50%,<br>60%]         | (60%,<br>70%]       | (70%,<br>80%]       | 全样本                   |
| treat1×post       | -0.3827<br>(0.5694) |                    |                     |                    |                       |                       |                     |                     | -0.3723<br>(0.4731)   |
| treat2×post       |                     | 0.4982<br>(0.4449) |                     |                    |                       |                       |                     |                     | 0.5741<br>(0.4269)    |
| treat3×post       |                     |                    | 0.4491*<br>(0.2723) |                    |                       |                       |                     |                     | 0.3424<br>(0.2507)    |
| treat4×post       |                     |                    |                     | 0.4529<br>(0.3025) |                       |                       |                     |                     | 0.2974<br>(0.2560)    |
| treat5×post       |                     |                    |                     |                    | 1.0305***<br>(0.2982) |                       |                     |                     | 0.7577***<br>(0.2578) |
| treat6×post       |                     |                    |                     |                    |                       | 0.7914***<br>(0.2842) |                     |                     | 0.5065**<br>(0.2474)  |
| treat7×post       |                     |                    |                     |                    |                       |                       | 0.5463*<br>(0.2904) |                     | 0.5272*<br>(0.2752)   |
| treat8×post       |                     |                    |                     |                    |                       |                       |                     | -0.0701<br>(0.4070) | -0.0771<br>(0.2983)   |
| 控制变量              | 控制                  | 控制                 | 控制                  | 控制                 | 控制                    | 控制                    | 控制                  | 控制                  | 控制                    |
| 个体固定效<br>应        | 控制                  | 控制                 | 控制                  | 控制                 | 控制                    | 控制                    | 控制                  | 控制                  | 控制                    |
| 省份—时间<br>固定效应     | 控制                  | 控制                 | 控制                  | 控制                 | 控制                    | 控制                    | 控制                  | 控制                  | 控制                    |
| 行业—时间<br>固定效应     | 控制                  | 控制                 | 控制                  | 控制                 | 控制                    | 控制                    | 控制                  | 控制                  | 控制                    |
| 观测值               | 3574                | 3825               | 4261                | 4175               | 4256                  | 4345                  | 4414                | 3721                | 8752                  |
| 组内 R <sup>2</sup> | 0.807               | 0.804              | 0.799               | 0.800              | 0.805                 | 0.801                 | 0.809               | 0.804               | 0.785                 |

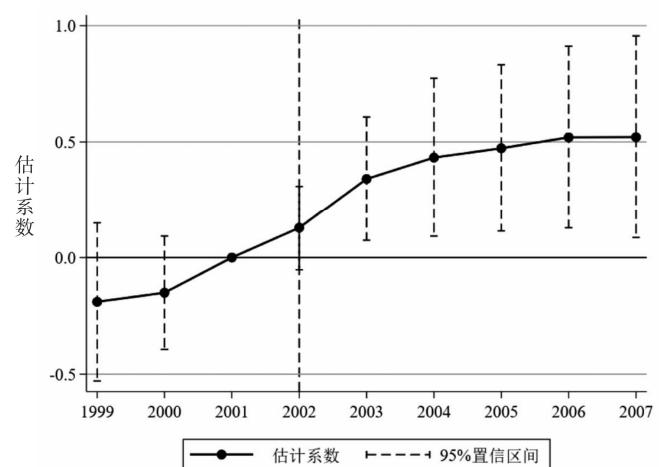


图3 平行趋势检验

企业进行大规模重组。在党的十五届四中全会之后,国有经济的行业调整力度逐步加大,重组的重点是垄断行业和效益低下的行业,如煤炭、有色、纺织等(邵宁,2014)。国有经济结构调整的改革可能会影响国有企业子公司的地区分布,并且与所得税分享改革的时间接近,因而可能会干扰本文的基本结论。本文在基准回归模型中加入行业—时间固定效应,可以在一定程度上吸收国有企业重组调整的影响,为了进一步验证基本结论的稳健性,本文在样本中剔除了重组力度较大的行业(煤炭采选业、纺织业、黑色金属冶炼及压延加工业、黑色金属矿采选业、服装及其他纤维制品制造业、有色金属矿采选业、有色金属冶炼及压延加工业),如表4第(1)列显示,基本结论不变。

表4 稳健性检验

| 变量                | (1)                  | (2)                   | (3)                   | (4)                  | (5)                  |
|-------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
|                   | 排除国有企业<br>重组调整的影响    | 排除贸易开放的<br>影响         | 排除国资委成立和干预的影响         |                      |                      |
| treat×post        | 0.5323**<br>(0.2122) | 0.4792***<br>(0.1811) | 0.4391***<br>(0.1512) | 0.4302**<br>(0.1874) | 0.5104**<br>(0.2060) |
| Export            |                      | 0.0221***<br>(0.0081) |                       |                      |                      |
| Guoziwei          |                      |                       |                       | -0.0844<br>(0.0872)  |                      |
| 控制变量              | 控制                   | 控制                    | 控制                    | 控制                   | 控制                   |
| 个体固定效应            | 控制                   | 控制                    | 控制                    | 控制                   | 控制                   |
| 省份—时间固定效应         | 控制                   | 控制                    | 控制                    | 不控制                  | 控制                   |
| 行业—时间固定效应         | 控制                   | 控制                    | 控制                    | 控制                   | 控制                   |
| 观测值               | 7726                 | 7721                  | 4620                  | 8752                 | 7844                 |
| 组内 R <sup>2</sup> | 0.789                | 0.821                 | 0.783                 | 0.782                | 0.773                |

(3)排除贸易开放的影响。加入WTO使得出口环境大为改善,有利于中国产品进入国际市场,为中国企业提供了新的发展机遇。对外联系越密切的企业在开放的国际贸易中获益越多,这些企业的国际竞争力增强以后,可能继而寻求在国内市场的扩张。虽然本文的基准回归结果采用年份的固定效应来控制冲击,但是没有考虑企业对外贸易的异质性,这可能会对基本结论构成威胁。考虑到位于不同地区的企业受WTO冲击程度不同,沿海省份的对外依存度高于内陆省份,因而受到对外开放的影响更强,通过控制省份—时间固定效应可以排除地区层面的贸易冲击。从企业角度看,企业出口额越大,受到WTO的冲击越大。但是在公开披露的数据中难以获得2003年以前上市公司营业收入海内外分布的数据。本文利用2000—2001年海关企业数据库,根据子公司名称和年份进行匹配,计算得到上市公司在中国加入WTO之前两年的平均出口额,将平均出口金额取对数(Export)以压缩不同企业间的规模离差,用来衡量对外依存度不同的企业受到WTO的冲击。回归结果如表4第(2)列所示,可以看出,在中国加入WTO以前出口额越大的企业,2002年前后在国内市场的扩张越明显,但是核心解释变量的系数依然在1%的水平上保持显著,说明基本结论不受中国贸易开放的影响。

(4)排除国资委成立和干预的影响。本文聚焦2002年所得税分享改革所引起的地方政府财政激励变革对地方国有企业异地投资行为的影响。但是,在样本期内,2003年国资委成立是对本文的基本结论构成严重威胁的重大政策冲击。原因在于,国资委的成立解决了国有企业出资人缺位的问

题,明显改善了国有资产监督体制和经营治理水平,通过指导国有企业改革和重组,推动国有经济布局和结构的战略性调整。在这个过程中,国资委的直接干预很可能促进了地方国有企业的异地投资。因此,即使本文在基准模型中控制了 *Guozi*,也难免受到国资委干预的干扰。为了进一步排除国资委成立和干预的影响,本文通过查询各省份年鉴,手工整理了各地区国资委成立时间。在表4第(3)列中,本文剔除了企业所在地区的国资委成立之后的样本,只关注在没有国资委的情况下所得税分享改革的效果。结果显示,核心解释变量的系数保持1%的显著性水平,这说明在国资委成立之前,所得税分享改革就已经对地方国有企业异地投资产生了明显的促进作用。第(4)列中,本文控制了省级国资委是否成立的虚拟变量(*Guoziwei*),发现国资委成立对企业跨地区投资没有显著影响。第(5)列中,本文剔除了国资委任职高管比例大于0的样本,只保留经营活动未受到国资委直接参与的公司,可以看出,本文的基本结论依然保持稳健。

## 五、进一步讨论

### 1. 异质性分析

(1)行业异质性。企业的行业异质性会使其主要缴纳的税种不同,而不同税种收入的地方分成比例存在明显差异,从而影响地方政府维护不同税种税基的动机。如果地方政府限制资本要素跨区域流动的目的是维护本地的财税收益,那么在市场整合过程中,地方政府不仅需要考虑因资本要素流出而导致的企业所得税损失,还要考虑其他税种收入的变化。所得税分享改革没有改变增值税、营业税等其他税种的分成比例。在2012年“营改增”试点改革之前,增值税是中央和地方共享税,除海关征收的进口环节增值税全部归中央政府以外,地方政府仅能享有增值税收入的25%,而营业税一直是地方税,税收全部属于地方政府,占地方全部税收收入的1/3,是地方财政的第一大税种。所以,缴纳增值税企业的资本流出给地方政府税收收入造成的损失小于缴纳营业税的企业,于是地方政府更倾向于放松对前者异地投资的管制程度。在2012年之前实施的流转税“二元税制”是按照企业所属的行业来区分增值税和营业税,其中,制造业企业主要缴纳增值税,而非制造业企业主要缴纳营业税。本文按照行业将实验组的样本划分为制造业和非制造业两组,分别与对照组进行回归,结果如表5第(1)、(2)列所示。第(1)列表示制造业中的地方国有企业在所得税分享改革之后,其异地子公司数量增加了0.7542个,且该效应在1%的水平上显著,第(2)列的结果显示,非制造业中的地方国有企业在改革前后的异地子公司数量没有显著变化。由此可见,地方政府在放松市场分割的同时,还会考虑其他税种的收益和损失,因此,所得税分享改革显著促进了制造业地方国有上市公司的异地投资。

(2)地区异质性。税收是地方财政收入的主要来源,而地方国有企业对地方税收具有重要的贡献。根据中国工业企业数据库测算,平均而言,2001年地方国有企业缴纳的税收占各地级市所有企业缴纳税收的比例为65.4%。与此同时,各地区财政收入对地方国有企业的依赖度具有很大的差异,地方国有企业发展状况对地方财政的影响程度不同,从而影响地方政府限制本地国有企业异地投资的动机。在所得税分享改革之前,那些财政收入对地方国有企业依赖程度较低的地区,出于财政收入的目的而限制地方国有企业异地投资的动机会比较弱,而且其财政收入受到所得税分享改革的冲击较小,因此,可以预期,这部分地区对地方国有企业异地投资的限制在改革前后没有明显变化。相反,那些财政收入对地方国有企业依赖程度较高的地区,改革之前会严格限制国有资本的流动,分税制改革对这些地区的冲击更大,显著减少了管制资本流出的财政激励。为了考察所得税分享改革在地区间的异质性,本文以中国工业企业数据库中2001年各地级市地方国有企业缴纳

的税收占所有企业税收的比重衡量该地区税收对地方国有企业的依赖程度,在计算该指标时还考虑了增值税的25%地方分成比例,具体为:

$$ratio_i = \frac{i\text{市地方国有企业的税金+企业所得税+增值税}\times 0.25}{i\text{市全部企业的税金+企业所得税+增值税}\times 0.25} \quad (10)$$

以  $ratio_i$  的中位数为界,将实验组样本划分为两组,分别与控制组的样本进行回归。回归结果如表5第(3)、(4)列所示,表明地方财政对地方国有企业依赖程度较高的地区,其在改革后异地子公司数量平均而言将增加0.5653个,而且该效应在10%的水平上显著。反之,那些对地方国有企业依赖度较低的地区,其地方国有企业在改革前后的异地子公司数量并没有显著变化。由此可见,所得稅分享改革在更大程度上促进了国有企业依赖程度较高的地区的资本要素市场整合。

**表5 异质性分析**

| 变量                | (1)                   | (2)                | (3)                 | (4)                | (5)                   | (6)                 |
|-------------------|-----------------------|--------------------|---------------------|--------------------|-----------------------|---------------------|
|                   | 行业异质性                 |                    | 地方国有企业依赖度           |                    | 投资去向                  |                     |
| treat×post        | 0.7542***<br>(0.2561) | 0.0161<br>(0.2563) | 0.5653*<br>(0.3292) | 0.2401<br>(0.2181) | 0.4234***<br>(0.1384) | 0.1552*<br>(0.0801) |
| 控制变量              | 控制                    | 控制                 | 控制                  | 控制                 | 控制                    | 控制                  |
| 个体固定效应            | 控制                    | 控制                 | 控制                  | 控制                 | 控制                    | 控制                  |
| 省份—时间固定效应         | 控制                    | 控制                 | 控制                  | 控制                 | 控制                    | 控制                  |
| 行业—时间固定效应         | 控制                    | 控制                 | 控制                  | 控制                 | 控制                    | 控制                  |
| 观测值               | 7057                  | 5185               | 5468                | 5325               | 8752                  | 6842                |
| 组内 R <sup>2</sup> | 0.797                 | 0.796              | 0.823               | 0.803              | 0.772                 | 0.777               |

(3)投资去向。虽然所得稅分享改革削弱了地方政府维护本地区税基的动机,进而促进了地方国有企业跨地区投资活动,但是地方政府仍然处于横向竞争的策略互动关系之中。在经济增长主要依赖投资拉动的背景下,地方政府不惜采取“以邻为壑”的政策,阻止产品和要素流向竞争性区域。特别是在以相对绩效考核为主导的政治体制下,地级市政府之间的竞争主要发生在同一省份的地区范围内(郑京平,2010;Yu et al., 2016),所以地方政府的竞争策略主要表现为对同一省份内其他城市的市场分割。因此,尽管地方国有企业异地投资会为来源地政府带来更多收益,但是对同一省份其他城市的投资会将就业和税收等经济利益留在当地,从而削弱了本地的相对竞争地位,形成额外的竞争成本。皮建才(2008)研究证实,当市场整合的收益较低时,市场整合的程度是有限的。与之相比,要素流向省外则不会改变来源地在省内的竞争地位,所以地方政府对此管制更小。基于上述分析,本文推测,所得稅分享改革对地方国有企业异地投资的促进作用主要体现在跨省投资。为此,本文将被解释变量“异地子公司数量”分为“异省子公司数量”和“省内异市子公司数量”,然后分别进行回归,其中以“省内异市子公司数量”作为被解释变量的回归不包括母公司位于直辖市的样本。表5第(5)列是企业所得稅对企业跨省投资的影响,可以看出,地方国有企业增加了0.4234个异省子公司,并且该效应在1%的水平上显著,相比而言,第(6)列的结果表明地方国有企业仅增加了0.1552个同省异市子公司,显著性只有10%。对比两列的回归结果可以证实本文的猜测,即所得稅分享改革主要推动了资本要素的跨省流动,但是对企业的省内异市投资促进作用相对较弱。

## 2. 异地投资对资本回报率和现金分红的影响

前文的回归结果已经得出了本文的基本结论,即所得稅分享改革减少了地方政府企业所得稅

分成比例,从而减弱地方政府抑制国有资本跨区域流动的动机,因此,在改革之后,地方国有企业的异地子公司数量显著增加,而且该效应在政府持股比例高于40%的企业中更为明显。由此产生的一个问题是,地方国有企业异地扩张是否有利于改善其盈利能力。根据曹春方等(2015)的研究,地方政府对地方国有企业的“掠夺”效应随着异地子公司比例的增加而减弱,所以地方国有企业异地扩张能够减少过度投资并提升公司价值。因此,可以判断,异地扩张对地方国有企业资本回报率的改善程度高于其他所有制企业。本文以权益净利率(净利润/股东权益)代表企业的资本回报率,核心解释变量为 $treat_i$ 和 $diffsub_u$ 的交乘项,控制变量包括异地子公司数量、企业规模、资产负债率、其他应付款占比、第一大股东持股比例、独立董事比例,回归结果如表6第(1)列所示,异地子公司数量增加1个,地方国有企业的盈利能力增加0.0021,相当于均值的11.76%,而且该效应在1%的水平上显著。这说明,地方国有企业异地扩张有利于增加其盈利能力,提升资本回报率。

表6 异地投资对资本回报率和现金分红的影响

| 变量                     | (1)                   | (2)                   | (3)                |
|------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|
|                        |                       | 地方政府持股>40%            | 地方政府持股<40%         |
|                        |                       | 权益净利率                 | 现金分红总额的对数          |
| $treat \times diffsub$ | 0.0021***<br>(0.0005) | 0.2224***<br>(0.0830) | 0.0190<br>(0.0901) |
| 控制变量                   | 控制                    | 控制                    | 控制                 |
| 个体固定效应                 | 控制                    | 控制                    | 控制                 |
| 省份—时间固定效应              | 控制                    | 控制                    | 控制                 |
| 行业—时间固定效应              | 控制                    | 控制                    | 控制                 |
| 观测值                    | 8752                  | 6210                  | 5322               |
| 组内 R <sup>2</sup>      | 0.431                 | 0.403                 | 0.515              |

按照本文的逻辑,地方政府之所以主要放松对持股比例大于40%的地方国有企业异地投资的限制,是因为通过利润分配的方式从中获取收益更加有利。本文已经验证了地方国有企业异地投资改善资本回报率的判断,若形成逻辑闭环,还需要考察企业异地扩张是否增加对股东的分红。进一步地,本文以现金分红总额的对数作为被解释变量,核心解释变量仍然是 $treat_i$ 和 $diffsub_u$ 的交乘项,控制变量中还加入股本总额的对数以及资产净利率。本文将样本按照地方政府持股比例是否大于40%划分为两组,回归结果见表6第(2)、(3)列。可以看出,对于地方政府持股比例高于40%的地方国有企业上市公司,异地子公司数量每增加1个,公司的现金分红数量平均提高22.24%,该效应在1%的水平上显著,而且在地方政府持股比例低于40%的上市公司中现金分红数量没有显著增加。回归结果验证了本文的推测,即地方国有企业异地扩张有利于增加地方政府收益,地方政府持股比例高于企业所得税分成比例的企业现金分红数量增加。

## 六、结论与政策启示

统一市场建设是新发展阶段下的重要议题。在推动市场整合过程中,要素跨区域自由流动处于基础性地位(夏立军等,2011)。尽管随着改革的推进,中国的市场一体化程度不断提高,但是地方政

府出于维护财政收入而限制资源流动的地方保护主义行为依然存在。尤其是在当前构建全国统一大市场与财政体制改革共同推进的背景下,政府间财政关系正在经历新一轮重构,研究市场统一建设的财政激励具有十分重要的意义。本文借助2002年所得税分享改革这一针对地方财政激励的外生冲击,利用1999—2007年A股上市公司子公司分布的数据,采用双重差分方法,实证检验了企业所得税分享改革对地方国有企业异地投资的影响,评价改革的市场整合效应。研究发现,所得税分享改革之后,地方国有企业的异地子公司数量相比于其他所有制企业显著增加,这一结论在经过一系列稳健性检验之后仍然成立,说明所得税分享改革促进了地方国有资本的流动。并且,地方国有企业异地投资增加的效应仅在地方政府持股比例大于企业所得税分成比例的企业中存在,意味着地方政府在放松要素市场分割时仍然会对通过不同方式获取的收益大小进行权衡。异质性分析表明,基准回归的结论在制造业企业和改革前税收收入对地方国有企业依赖度较高的地区更加显著,而且,改革显著促进了资本要素的跨省流动,对省内资本要素市场整合效果较弱。进一步分析地方国有企业异地扩张的后果发现,地方国有企业异地投资有利于提升资本回报率,而且异地子公司数量越多的地方国有企业分红金额越多,同样地,这一结论在地方政府持股比例大于40%的企业中显著,说明地方政府调整了财政收入获取方式。

本文的研究表明,所得税分享改革通过改变地方政府的财政激励起到了促进资本要素市场统一的作用。在此基础上,本文提出如下政策启示:

(1)强化市场一体化的微观基础,减少地方政府在资源配置中的不合理干预。在加快构建新发展格局的重要背景下,资本等要素跨区域有序自由流动是推动形成全国统一大市场的基础性前提。然而,本文揭示了地方政府借助行政干预,控制地方国有企业投资并购活动是其追求经济利益而分割市场的重要手段,这明显违背市场的决定性作用定位。因此,在建设全国统一大市场的进程中,一方面,要减少地方政府对微观经济主体的直接干预,尊重市场主体的正常投资经营活动,真正做到“让市场在资源配置中起决定性作用”;另一方面,地方政府应降低企业跨地区并购的门槛,将地区竞争的重心放在公共基础设施和营商环境方面,积极塑造鼓励企业异地投资经营的良好氛围。

(2)市场一体化建设应与财政体制改革协同推进。本文发现,财税收益是地方政府进行市场分割的关键动因,恰当的财政激励能够起到促进市场整合的作用。中国的多级财政体制决定了不同层级财政追求的目标和发挥的作用截然不同。因此,在推进市场整合的过程中,中央政府要充分发挥财政的协调激励作用:一是要平衡纵向财政关系中的财权与事权,特别是明确省级以下政府的事权划分,适当上收事权和支出责任,降低基层政府因财政压力过大而分割市场的动机;二是要建设协调的横向财政体制,通过完善财政收入横向分配机制,平衡各地区在分工协作中的利益关系,推动区域市场一体化。

(3)提高流动性税基的中央集中度。本文的研究结论表明,“隶属税”的财政体制极易形成地方政府与企业之间的利益纽带,这强化了地方保护主义的动机,严重阻碍了企业的跨地区投资行为。中国现阶段前四大税种均属于流动要素的税基,仅有消费税是中央税种,增值税和所得税(含企业所得税和个人所得税)的中央分享比例分别为50%和60%。一是要逐步构建隶属于地方财政的不可流动要素税基,例如,继续推进消费税下划改革并后移征收环节,将消费税由流动税基变为不可流动税基,或者加快财产税的建设。二是在此基础上提高部分流动税基的中央集中度,现阶段的增值税和所得税都属于共享税,这两个税种与资本和劳动力的流动密切相关,未来需提高增值税和所得税的中央分享比例,以弱化地方政府进行市场分割的动机,减少地方政府为争夺流动税基而进行的逐底竞争。

## [参考文献]

- [1]白重恩,杜颖娟,陶志刚,仝月婷.地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势[J].经济研究,2004,(4):29–40.
- [2]曹春方,周大伟,吴澄澄,张婷婷.市场分割与异地子公司分布[J].管理世界,2015,(9):92–103.
- [3]陈冬,孔墨奇,王红建.投我以桃,报之以李:经济周期与国企避税[J].管理世界,2016,(5):46–63.
- [4]陈思霞,许文立,张领祎.财政压力与地方经济增长——来自中国所得税分享改革的政策实验[J].财贸经济,2017,(4):37–53.
- [5]范子英,田彬彬.税收竞争、税收执法与企业避税[J].经济研究,2013,(9):99–111.
- [6]范子英,张军.财政分权、转移支付与国内市场整合[J].经济研究,2010,(3):53–64.
- [7]方军雄.政府干预、所有权性质与企业并购[J].管理世界,2008,(9):119–123.
- [8]郭金龙,王宏伟.中国区域间资本流动与区域经济差距研究[J].管理世界,2003,(7):45–58.
- [9]郭婧,马光荣.宏观经济稳定与国有经济投资:作用机理与实证检验[J].管理世界,2019,(9):49–64.
- [10]贺颖,吕冰洋.行政性分权与地区市场分割——基于地级市的研究[J].经济学报,2019,(4):127–157.
- [11]李明,李德刚,冯强.中国减税的经济效应评估——基于所得税分享改革“准自然试验”[J].经济研究,2018,(7):121–135.
- [12]李书娟,陈邱惠,徐现祥.不利冲击下经济增长恢复的经验——基于中国经济目标管理实践[J].经济研究,2021,(7):59–77.
- [13]刘小勇,李真.财政分权与地区市场分割实证研究[J].财经研究,2008,(2):88–98.
- [14]刘行,赵健宇,叶康涛.企业避税、债务融资与债务融资来源——基于所得税征管体制改革的断点回归分析[J].管理世界,2017,(10):113–129.
- [15]刘志彪,孔令池.从分割走向整合:推进国内统一大市场建设的阻力与对策[J].中国工业经济,2021,(8):20–36.
- [16]马光荣,程小萌,杨恩艳.交通基础设施如何促进资本流动——基于高铁开通和上市公司异地投资的研究[J].中国工业经济,2020,(6):5–23.
- [17]皮建才.中国地方政府间竞争下的区域市场整合[J].经济研究,2008,(3):115–124.
- [18]平新乔.政府保护的动机与效果——一个实证分析[J].财贸经济,2004,(5):3–10.
- [19]Poncet, S.中国市场正在走向“非一体化”?——中国国内和国际市场一体化程度的比较分析 [J].世界经济文汇,2002,(2):3–17.
- [20]邵宁.国有企业改革实录(1998—2008)[M].北京:经济科学出版社,2014.
- [21]沈立人,戴园晨.我国“诸侯经济”的形成及其弊端和根源[J].经济研究,1990,(3):12–19.
- [22]宋冬林,范欣.分税制改革推动了市场统一吗[J].学习与探索,2015,(10):87–93.
- [23]宋渊洋,黄礼伟.为什么中国企业难以国内跨地区经营[J].管理世界,2014,(12):115–133.
- [24]田彬彬,范子英.税收分成、税收努力与企业逃税——来自所得税分享改革的证据[J].管理世界,2016,(12):36–46.
- [25]夏立军,陆铭,余为政.政企纽带与跨省投资——来自中国上市公司的经验证据[J].管理世界,2011,(7):128–140.
- [26]银温泉,才婉茹.我国地方市场分割的成因和治理[J].经济研究,2001,(6):3–12.
- [27]余明桂,潘红波.政治关系、制度环境与民营企业银行贷款[J].管理世界,2008,(8):9–21.
- [28]臧跃茹.资产重组中的市场分割问题[J].宏观经济研究,2001,(3):22–25.
- [29]郑京平.中国“县际竞争”发展模式的利弊分析[J].中国国情国力,2010,(9):4–6.
- [30]郑毓盛,李崇高.中国地方分割的效率损失[J].中国社会科学,2003,(1):64–72.
- [31]周黎安.中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J].经济研究,2007,(7):36–50.
- [32]Boisot, M., and M. W. Meyer. Which Way through the Open Door? Reflections on the Internationalization of Chinese Firms[J]. Management and Organization Review, 2008,4(3):349–365.

- [33]Faccio, M. Politically Connected Firms[J]. American Economic Review, 2007,96(1):369–386.
- [34]Giroud, X., and J. Rauh. State Taxation and the Reallocation of Business Activity: Evidence from Establishment-Level Data[J]. Journal of Political Economy, 2019,127(3):1262–1316.
- [35]Mobarak, A. M., and D. P. Purbasari. Corrupt Protection for Sale to Firms: Evidence from Indonesia[R]. Yale University Working Paper, 2006.
- [36]Musgrave, R. Who Should Tax, Where and What [A]. McLure, C. Tax Assignment in Federal Countries[C]. Canberra: Australian National University Press, 1983.
- [37]Qian, Y., and B. R. Weingast. Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives [J]. Journal of Economic Perspectives, 1997,11(4):83–92.
- [38]Tang, T., P. L. L. Mo, and K. H. Chan. Tax Collector or Tax Avoider? An Investigation of Intergovernmental Agency Conflicts[J]. The Accounting Review, 2017,92(2):247–270.
- [39]Young, A. The Razor’s Edge: Distortions and Incremental Reform in the People’s Republic of China[J]. Quarterly Journal of Economics, 2000,115(4):1091–1135.
- [40]Yu, J. H., L. A. Zhou, and G. Z. Zhu. Strategic Interaction in Political Competition: Evidence from Spatial Effects across Chinese Cities[J]. Regional Science and Urban Economics, 2016,57(3):23–37.

## **Fiscal Incentives, Market Integration and Cross-region Investment ——Evidence from Income Tax Sharing Reform**

FAN Zi-ying, ZHOU Xiao-chang

(School of Public Economics and Administration SUFE, Shanghai 200433, China)

**Abstract:** The construction of a unified national market is the key to promote domestic circulation. The integration of product market has made great progress in recent years, but that of factor markets is relatively lagging behind. This paper manually collects the data of subsidiaries of listed companies in China from 1999 to 2007 and explores the impact of fiscal incentives on the integration of capital market. We measure the cross-regional capital flow based on the pattern of establishing nonlocal subsidiaries. With the natural experiment of “Income Tax Sharing Reform”, this paper finds that the Income Tax Sharing Reform reduces the tax sharing proportion of local government through the development of local enterprises, so the local governments relax the control of state-owned capital. Thus, the nonlocal subsidiaries of local state-owned enterprises increase significantly. This effect is closely fits to the tax sharing proportion (40%): Only those local SOEs whose government shareholding proportion is greater than 40% have significantly increased cross-region investment. The greater the dependence of local fiscal on SOEs, the more significant of the stimulus effect, and companies usually choose to invest in another province. Cross-border investment not only significantly improves the return on capital, but also increases the cash dividends of local SOEs. This paper expands and enriches the research on the integration of factor market, and also provides important policy implications for inter-governmental relationship reform in future.

**Key Words:** market integration; fiscal incentives; Income Tax Sharing Reform; cross-region investment

**JEL Classification:** H32 H71 M21

[责任编辑:覃毅]