

央地产业政策协同、外资参股与国有企业研发投入水平

狄灵瑜¹,步丹璐²,石翔燕²

(1. 浙江理工大学 经济管理学院, 浙江 杭州 310018; 2. 西南财经大学 会计学院, 四川 成都 611130)

摘要: 结合混合所有制改革,实证分析了外资股东参股对国有企业研发投入水平的影响及央地产业政策协同对两者相关关系的调节作用。研究发现:第一,外资股东参股可以显著提升国有企业的研发投入水平,尤其是当外资来源地相对发达、外资股东以战略合作为主要入股动机时,其参股后提高国有企业研发投入水平的效果更为显著。而央地产业政策协同有助于进一步强化外资参股股东对国有企业研发投入水平的正向作用。第二,机制分析表明,央地产业政策协同可通过提高引资企业创新意愿、增加引资企业创新资源的内在渠道,有效提升引资企业的研发投入水平。第三,进一步地,从地区环境出发,当地区对中央的财政依赖度越高、地方重要官员无中央任职经历时,央地产业政策协同的正向调节效果会越显著;从国有企业自身特点出发,当企业层级越低时,央地产业政策协同的正向调节效果越显著。实证分析结论丰富了国有企业创新的影响因素研究,并为政府充分发挥央地产业政策协同的积极效应提供了政策启示。

关键词: 外资参股; 研发投入水平; 央地产业政策协同; 风险承担水平; 政府补助; 税收优惠

中图分类号: F062.9 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-9301(2021)05-0083-14

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2021.05.007

一、引言

对于正迈入中国特色社会主义新时代的中国而言,实现宏观经济从高速增长转向高质量发展是现阶段中国经济增长模式的典型特征。在中国特色社会主义经济体系中,国有经济是我国国民经济的主导力量,是发挥社会主义制度优越性、增强中国经济实力的根本保证。因此,某种程度上,国有企业能否实现高质量发展也就直接决定了宏观经济的成败与否^[1]。中共十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》提出,应坚持公有制主体地位,在发挥国有经济主导作用,不断增强国有经济活力、控制力、影响力的基础上,毫不动摇地鼓励、支持、引导非公有制经济发展,激发非公有制经济活力和创造力,从而从基本经济制度实现形式的角度确认了混合所有制经济的重要地位。这意味着,民营资本、外资资本都应成为国有企业发展壮大不可忽视的重要力量^[2]。结合新时期我国对外开放的发展战略,积极利用外资是我国构建开放型经济体制的重要内容。那么,外资股东参股究竟能否有效提升国有企业研发投入水平,表现为更高的引资效率,从而实现宏观经济的高质量发展呢?

收稿日期:2021-06-01;修回日期:2021-08-26

作者简介: 狄灵瑜(1981—),女,浙江温州人,管理学博士,浙江理工大学经济管理学院讲师,研究方向为宏观环境与微观企业行为;步丹璐(1978—),女,江苏丹阳人,管理学博士,西南财经大学会计学院教授、博士生导师,研究方向为宏观环境与微观企业行为;石翔燕(1992—),女,山东临沂人,西南财经大学会计学院博士研究生,研究方向为企业金融化。

基金项目: 国家社会科学基金后期资助项目一般项目(19FGLB045);浙江理工大学科研启动项目(21092120-Y)

进一步地,引资效率的高低受企业内外部多种因素的共同影响。结合中国典型的央地分权制度背景,中央政府负责顶层制度设计,制定并实施五年规划、战略性新兴产业发展规划等产业政策,地方政府则会基于本地资源禀赋、产业发展特色规划本地区的产业发展。这意味着即使中央产业政策重点支持某一产业,地方政府也会斟酌取舍,从而既可能出现央地产业政策协同(中央政府和地方政府均支持的产业政策),也可能出现央地产业政策不协同(中央产业政策支持发展而地方产业政策未能给予支持,或者地方产业政策支持发展而中央产业政策未能给予支持)。已有研究表明,地方政府并非一味照搬中央政府政策。作为具有独立利益的制度实体,地方政府在产业政策的制定、执行过程中会结合地方特色,在权衡成本收益的基础上,最终确定自身的最优决策^[3],这一行为既可能是地方政府基于地区比较优势的理性选择^[4],也可能是地方保护主义的表现^[5]。有学者研究发现,为获取更多来自中央的政策资源,地方政府存在追随中央产业政策的内在激励^[6],但这是否意味着央地产业政策协同一定不利于地区经济发展?结合本文研究主题,央地产业政策协同与否对国有企业引资效率又会产生怎样的影响?为得到验证,本文选取沪深A股2007—2019年国有上市公司作为研究对象,探求了外资股东参股对国有企业研发投入水平的影响,以及央地产业政策协同与否对此的调节作用。研究发现:第一,外资股东参股可以显著提升国有企业的创新投入水平,且外资股东持股比例越高,其提升国有企业研发投入水平的效果会越显著。而央地产业政策协同有助于进一步强化外资股东对提升国有企业创新投入水平的积极作用。第二,机制分析表明,央地产业政策协同下,政府通过提升引资企业创新意愿、提供更多创新资源(政府补助、税收优惠)的路径,有效提升了引资企业的研发投入水平。第三,进一步地,当地方对中央财政依赖度越高、地方重要官员无中央任职经历时,当国有企业层级越低或者为高新技术企业时,央地产业政策协同的正向调节作用会越显著。

本文可能的贡献在于:

第一,本文丰富了关于混合所有制改革对企业研发投入水平的影响研究。针对国有企业,大部分学者研究认为混合所有制改革有利于促进国有企业创新。机制上,非国有参股东既可降低代理成本的路径^[7-9],也可采用为企业争取更多创新资源(如政府补贴、债务资源等)的方式^[8-10],来提升国有企业研发投入水平。然而,现有文献大多将非国有股东视为一个整体,探讨其参股对国有企业研发投入水平的影响,而未明确区分不同类型非国有股东对国有企业研发投入水平的差异化影响及其作用机制。本文则从外资股东这一视角出发,研究发现外资股东参股可提升国有企业研发投入水平,实现国有企业的高质量发展,从而进一步肯定了混合所有制改革的积极意义。

第二,结合我国央地分权的宏观环境,本文进一步论证了央地产业政策协同对于国有企业引资效率的积极作用。目前有关产业政策的研究,大部分是以某一特定产业政策为研究对象,阐明其实施效果。关于产业政策体系中,中央与地方层面的协同与否对微观企业的影响较少涉及。在仅有的数篇文献中,赵婷和陈钊^[6]研究认为,相比中央,地方政府对本地情况更为熟悉,因此相对能选择更加符合本地比较优势的政策,但存在为获取更多中央政策资源或满足地区官员晋升需要而盲目跟随中央政策的可能,由此表明央地产业政策协同并非有利。阳镇等^[11]则认为央地产业政策协同有利于提高企业创新绩效,但仅限于非国有企业。而本文选择国有企业引入外资后研发投入水平的提高作为研究场景,研究发现央地产业政策协同下,引资企业的创新意愿和创新能力均会有所提升,这一结论肯定了央地产业政策协同对国有企业同样具有一定的积极意义,可为政策制定者提供一定的经验参考。

第三,作用机制上,尽管现有文献有助于理解混合所有制改革对企业创新行为的影响,但仍存在内在机制不够清晰的缺陷。已有研究更多的是直接从代理观或政治观出发,剖析混合所有制改革对企业创新行为的影响,而没有阐明混合所有制改革影响企业创新行为的直接作用路径。本文拟从创新行为的直接影响因素出发,深入剖析外资股东参股影响国有企业创新行为的作用机制。

二、理论分析与研究假设

(一) 外资股东参股与国有企业研发投入水平

区别于一般投资行为,创新投资具有投入金额大、持续时间长、不确定性程度高等特点,具有较高的风险性。鉴于创新投资的独特性,研究何种因素会影响企业研发投入水平成为学术界探讨的热点和焦点问题。就产权性质而言,不少文献研究认为,国有企业的研发投入水平会低于非国有企业,从创新行为的两大影响因素——创新意愿和创新能力出发,其相应的证据在于:

一方面,从创新意愿角度出发,代理观和政治观可对此做出解释。基于代理观:其一,国有企业属于全体国民共同所有,理论上,任何公民都有权监督企业管理者,但实际上,这一监督并不具有可行性^[12]。国有企业在层层委托代理下,大多存在较为严重的委托代理问题。而创新活动与一般生产性活动并不相同,其具有投入大、周期长、风险高的特点。通常情况下,由于管理者的个人财富高度集中于其所受雇企业,从经济利益出发,他们大多不愿意积极创新。其二,当企业仅存在国有性质大股东时,由于我国企业股权结构高度集中,因此,公司经营管理的方方面面基本都存在国有股东及其委派的管理层代表“一言堂”现象。这一缺乏监督的制度安排,使得国有控股股东利用控制权侵占中小股东利益更为便利^[13],从而导致国有企业普遍缺乏创新意愿。

基于政治观:其一,竞争动力上,由于特殊的产权性质,不少国有企业在全国或地方市场上已占据垄断地位,且可以凭借产权优势从中央或地方政府源源不断地获取资源支持,比如特定的政策优惠、特定的资金渠道以及一些保护性措施等。企业创新的动力本来源于对获得市场势力和超额利润的追求,当国有企业可以凭借体制优势轻而易举地获得政府资源时,其自然缺乏创新的内在意愿^[14]。其二,政府控制下,无论是中央国企还是地方国企都不可避免地会受到政府干预^[15]。部分表现为政府容易将自身应承担的社会责任部分转嫁到企业,如维护社会稳定、解决就业、缓解财政困难(税收)以及参与社会公益等。而这些政府目标的“求稳”特性,与以“利”为核心的企业目标是不一致的^[16-17]。但掌握控制权的政府为完成特定的政治目标,会将部分社会职能强加给国有企业。而国有企业在沉重的政策性负担下,易扭曲企业经营目标,从而降低创新意愿。经营层面上,国企高管“亦官亦商”的特殊身份,更加使其具有追求政治职位晋升的潜在动机^[18],而政治“求稳”特性同样决定了他们不愿意积极创新^[19]。

另一方面,从创新能力角度出发,在创新技术方面,国有企业自主知识产权的核心技术较为匮乏。从目前实际发展情况来看,中国具备核心竞争力的专利主要集中于技术含量相对较低的行业,譬如食品、饮料、中药、汉字输入法等,技术含量相对较高的发明专利则大部分依赖于国外进口,譬如工程机械等。在经济全球化布局下,中国由于缺乏核心高端技术,即使产量在世界上名列前茅,也往往只能徘徊在中低端产业领域。在创新资源方面,创新活动具有高风险、高失败率等特点,从创新投入到创新成果转化为经济效益需要耗费相当长的时间,而在此期间需要企业持续不断地投入资金,包括购买相关的设备、引进高技术研发人员等,因而充裕的资金和物质资源是基本前提。而对于处于信息劣势的外部人来说,企业创新活动的优劣难以准确评估,这会导致企业外部融资成本增加、融资数额受到一定限制。因此,融资约束往往成为不少企业创新活动的“拦路虎”。

那么外资股东参股是否有助于提高国有企业的研发投入水平呢?一方面,从创新意愿角度出发,基于代理观,外资股东参股会改变国有企业的股权结构和治理机制。对于类似中国的新兴市场经济体而言,来自成熟市场经济体的外资股东往往有着相对成熟的治理机制,其参股国有企业后,由于独立性相对更强,会更少地受内部人关系羁绊,从而能通过加强对内部人的监督,提高国有企业治理水平^[20]。具体地,就股东与管理层的第一类代理冲突而言,外资参股股东可通过委派代表参与治理,优化和控制决策控制程序来纠正创新决策的认知与行为偏差。譬如,外资股东参股后,可派驻代表参与董事会,直接参与企业重要生产经营活动相关事宜的投票。董事会是公司内部决策控制系统

的核心^[21],公司的经营规划、投资方案、管理层聘任与解聘等各种事项均要通过董事会审议才能得以实施^[22]。而创新投资项目具有风险高、周期长、资金需求大等特点,属于企业重大事项,一般需要经过董事会的投票选举。因而,外资参股股东能够通过创新项目选择的管理程序实施控制,降低原国有企业管理人员在创新投资决策中的保守程度,更大程度地保证项目技术的先进性以及成果转化的可实现性,提高研发投入水平。在上市公司公开披露信息中,我们可以发现不少关于企业创新项目的董事会报告。而就大小股东代理冲突而言,外资参股股东可以对国有控股股东构成一定的制衡监督,虽然国有控股股东依然可以利用控制权侵占企业财产,但会受到外资参股股东的干扰。这意味着外资股东的参股,应有助于发挥监督制衡作用,缓解国有控股股东的利益攫取行为(可能表现为降低大股东占款,减少利用关联交易转移资产的行为),抑制道德风险,推动企业积极创新。

基于政治观,外资股东参股会削弱国有企业在政府干预下一味求稳的风险态度,提高国有企业创新意愿。其一,相比其他股东,外资股东具有更为广阔的国际视野,对于创新投资的积极作用也有着更深刻的认识。其二,相比其他股东,外资股东具有更为多元化的投资组合,故更有能力承受创新项目一定程度的失败风险。其三,相比境内其他股东,外资股东的参股成本相对较高且发展相对成熟,通常外资股东有着更为长远的战略目标,同时为尽可能弥补高进入成本,其会更注重企业可持续发展。而技术创新就成为其实现战略布局的有效途径之一。因此,外资股东参股将有助于强化上市公司对技术创新的重视程度。具体操作上,国有企业在制定创新战略时,外资股东会通过各种方式影响企业董事会及管理层的决策行为,推动企业创新^[23]。

另一方面,从创新能力角度出发,在创新技术方面,外资尤其是欧美发达国家的外资具有技术背景优势,可成为缓解国有企业技术约束的重要推动力量。依托跨国企业的技术领先地位,外资股东在高科技识别、技术运用、市场推广等方面具有显著优势。将自身技术优势与中国市场渠道优势有效结合,是众多外资股东进入中国的潜在动机。同时,发达国家的外资可借助母国实践经验,最大化其参股的国有企业的技术投资效益。因此,外资股东参股可以引导国有企业有效创新^[24]。在创新资源方面,通常而言,除技术外,外资股东在人力资本、资金实力、管理经验等方面同样拥有显著优势,那么外资股东参股国有企业之后,也可以使引资企业因此受益。这也直接提高了引资企业创新能力,从而提升国有企业研发投入水平^[25]。

基于以上分析,本文提出:

假设 1: 外资股东参股将显著提高国有企业研发投入水平。

(二) 央地产业政策协同、外资股东参股与国有企业研发投入水平

进一步地,国有企业引资后创新效率的高低会受到外部环境的影响。经济制度、政治体制、法律制度等都会对企业创新活动产生影响^[26-29]。以经济制度中的产业政策为例,中国是一个推行产业政策较为频繁的国家。在中央和地方层级的国家治理体系安排下,每隔五年,中央政府和地方政府都会颁布一系列产业政策。首先,中央政府将针对当前阶段经济发展重点以及全国产业布局,结合国民经济发展进行顶层设计和规划,制定出不同产业的发展 and 结构调整目标,即“五年规划”。其次,在中央政府“五年规划”指导下,各相关职能部门、各级地方政府将会相应地出台各种纲领性的、具体的产业政策,并辅之以目录指导、市场准入、项目审批和核准、技术管制等直接干预手段,以及财政政策、金融政策等间接引导方式来保证产业政策的实施^[30]。中央产业政策和地方产业政策会分别作用于微观企业,改变企业经营的外部环境。当中央产业政策重点支持某一产业时,地方政府也会从本地区实际情况出发制定本地区的产业政策,从而既可能出现央地产业政策协同,也可能出现央地产业政策不协同。那么,央地产业政策的协同是否有助于进一步正向调节国有企业引资的创新效率呢?

从创新意愿角度出发,央地产业政策协同能够产生竞争效应。具体地,央地产业政策协同能够

为企业创新提供稳定的政策预期。中央和地方政策的共同支持有利于为企业营造良好的竞争环境,包括行业管制的放松、进入壁垒的降低、基础设施建设和人才培养的强化、行政审批手续的简化等^[31],政府的上述行为无疑会加速潜在外资股东的进入,强化行业竞争,从而激励外资股东参股后更多地致力于开展应对市场竞争的研发活动。另外,央地产业政策协同会给产业内的企业提供创新的有利信号,即激励受产业政策支持的企业更多地创新,提高企业创新意愿。

从创新能力角度出发,央地产业政策协同能够发挥资源优势。在央地产业政策协同下,被重点支持的产业或者可以得到更多的创新补贴,或者可以享受一定的税收减免(或税收延迟征收等),这些政策的获得为企业创新提供更为坚实的资源基础。因此,本文认为当中央与地方政策协同时,能够为企业开展创新活动提供双重财政资源优势,增加企业创新资源供给,从而有助于提升引资企业的研发投入水平。

基于以上分析,本文提出:

假设 2: 央地政策协同有助于进一步强化外资股东参股对国有企业研发投入水平的提升作用。

三、研究设计

(一) 样本选择和数据来源

由于 2006 年财政部颁布了《企业会计准则》,上市公司从 2007 年开始采用统一标准处理研发费用的确认、计量与披露,因此本文选择 2007—2019 年沪深交易所 A 股国有上市公司为研究对象,并剔除了自然垄断类、关系国家安全类、承担普遍性服务及提供重要公共产品类、金融类企业,还剔除了无实际控制人以及数据不全的企业,最终得到了 11 630 个观察值。

本文在数据搜集过程中,除参股股东的类型及持股比采用手工方式收集并处理外,其余变量数据均来自 CSMAR 数据库。为避免异常值对实证结果的影响,实证分析前,本文对主要连续变量在 1% 水平上进行了 WINSOR 缩尾处理。

(二) 主要变量定义

被解释变量:研发投入水平(RD)。目前,创新水平的衡量可采用研发投入或创新产出两种方式。鉴于创新产出的可比性较差,且容易受外生因素影响,较少受管理层控制^[32],而研发投入更多地是由企业管理者决定,因此本文在借鉴已有大多数文献基础上^[33],用企业当年度研发投入占销售收入的比重来衡量企业的研发投入水平。

解释变量:外资股东参股(WZ)。本文以 10% 作为是否存在外资参股股东的界定标准,即如果国有企业存在持股比例大于(或等于)10%的外资参股股东, WZ 取值为 1,否则取值为 0。根据现有文献,通常有 10% 和 5% 两种界定标准。例如:La Porta *et al.*^[34]、姜付秀等^[35]以持股比 10% 作为参股大股东的界定标准;而 Bharath *et al.*^[36]、Edmans^[37]等以持股比 5% 作为参股大股东的界定标准。本文结合我国实践,持股 10% 以上的股东拥有提议召开临时股东大会,召集和主持董事会的重要权限,因此拟以 10% 作为界定外资参股股东的标准(考虑一致行动人后的持股比例)。同时,稳健性检验中,补充采用了外资股东持股比(WZ_R)进行检验。

央地产业政策协同($IMPGS$):参考黎文靖和郑曼妮^[29]、阳镇等^[11]的测量方式,本文根据企业所在行业在当年是否同处于中央产业政策与地方政府产业政策的支持范围为标准,设置虚拟变量 $IMPGS$ 。即如果某行业在中央与地方的五年计划中都被提及应“重点发展”“大力发展”“积极发展”“培育发展”“鼓励”“支持”“改造提升”等,则认为该行业同时受中央与地方产业支持, $IMPGS$ 取值为 1,否则取值为 0。根据本文的样本区间,这里的“五年规划”分别涉及“十一五”规划(2006—2010 年)、“十二五”规划(2011—2015 年)和“十三五”规划(2016—2020 年)。

控制变量。根据已有文献^[7, 38],本文主要控制了如下企业层面的特征变量:企业规模($SIZE$)、资产负债率(LEV)、企业成长性(Q)、自由现金流(CF)、资本支出(CAP)、股权集中度($H1$)、地区经济

发展(GDP)等。各变量的定义详见表1。

表1 主要变量定义

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量度量方法 |
|-------|---------|--------|--|
| 被解释变量 | 研发投入水平 | RD | 企业当年研发投入/总资产×100 |
| 解释变量 | 外资股东参股 | WZ | 如果国有企业中存在持股比例大于10%的外资参股股东,取值为1,否则取值为0 |
| | 外资股东持股比 | WZ_R | 外资参股(大)股东持股比 |
| | 央地政策协同 | IMPGS | 如果中央与地方的五年计划中都提到“鼓励”“支持”“培育发展”“改造提升”“积极发展”“重点发展”和“大力发展”等字眼的具体产业,则认为该产业分别受到中央与地方政策支持,IMPGS取值为1,否则取值为0 |
| 中介变量 | 风险承担水平 | RISK | 以3年为一个观测周期,滚动计算经行业调整后的ROA波动程度 |
| | 政府补助 | SUB | 政府补助占营业收入的比值 |
| 控制变量 | 有效税率 | ETR | 所得税费用/税前利润总额 |
| | 民营股东参股 | MY | 如果国有企业中存在持股比例大于10%的民营参股股东,取值为1,否则取值为0 |
| | 国有股东参股 | GY | 如果国有企业存在持股比例大于10%的国有参股(非控股)股东,取值为1,否则取值为0 |
| | 自由现金流 | CF | 当年经营活动现金净额/期末资产总额 |
| | 资本支出 | CAP | 企业构建股东资产、无形资产和其他长期资产支付的现金与总资产的比率 |
| | 企业规模 | SIZE | 期末总资产总额的自然对数 |
| | 企业业绩 | ROA | 总资产收益率 |
| | 资产负债率 | LEV | 期末负债总额/期末资产总额 |
| | 企业成长性 | Q | 账面市值比 |
| | 股权集中度 | H1 | 上市公司第一大股东持股比 |
| | 地区经济发展 | GDP | 地区GDP |
| | 行业 | IND | 行业虚拟变量,以证监会2012年《行业分类指引》为标准 |
| 年份 | YEAR | 年度虚拟变量 | |

(三) 模型设计

1. 外资股东参股与国有企业研发投入水平

为验证外资参股股东对于企业创新投入的影响,本文借鉴周铭山和张倩倩^[39]等的研究,设计了模型(1)。同时,为了在一定程度上缓解内生性问题的影响,本文将模型中的自变量和控制变量滞后一期。如果模型(1)中 $\beta_1 > 0$ ($\beta_1 < 0$)且显著,则表明外资股东参股可以显著提升(降低)企业创新投入水平。

$$RD_{T+1} = \beta_0 + \beta_1 WZ_T + \beta_2 MY_T + \beta_3 GY_T + \beta_4 SIZE_T + \beta_5 LEV_T + \beta_6 Q_T + \beta_7 CF_T + \beta_8 CAP_T + \beta_9 H1_T + \beta_{10} GDP_T + \sum IND + \sum YEAR \quad (1)$$

2. 央地产业政策协同、外资股东参股与国有企业研发投入水平

为验证央地产业政策协同的调节作用,本文在模型(1)的基础上加入了央地政策协同(IMPGS)以及央地产业政策协同与外资股东参股的交互项 $IMPGS \times WZ$,得到模型(2)。如果模型(2)中 $\beta_3 > 0$ ($\beta_3 < 0$)且显著,则表明央地产业政策协同可正向(负向)调节外资股东参股与国有企业研发投入水平的相关关系。

$$RD_{T+1} = \beta_0 + \beta_1 WZ_T + \beta_2 IMPGS_T + \beta_3 WZ \times IMPGS_T + \beta_4 MY_T + \beta_5 GY_T + \beta_6 SIZE_T + \beta_7 LEV_T + \beta_8 Q_T + \beta_9 CF_T + \beta_{10} CAP_T + \beta_{11} H1_T + \beta_{12} GDP_T + \sum IND + \sum YEAR \quad (2)$$

四、实证结果与分析

(一) 描述性分析

本文主要变量的描述性统计如表2所示,由统计结果可知:从全样本来,外资股东参股(WZ)的均值(中位数)为0.08(0.00),表明样本中仅有8%的样本观察值存在外资股东参股。研发投入水平(RD)的均值(中位数)为1.90(0.07),总体来看,样本企业研发投入普遍不高。其余变量请详见表2。另外,相关系数矩阵表明,外资股东参股(WZ)与研发投入水平(RD)的相关系数为0.18(显著),且所有解释变量间的相关系数均未超过0.5,表明不存在严重的共线性问题^①。

(二) 基本回归结果

1. 外资股东参股与国有企业研发投入水平

表3检验了国有企业中外资股东参股对国有企业研发投入水平的影响。这里利用模型(1)采用固定效应回归,同时将标准误在企业层级聚类,得到如下结果(表3)。由Panel A中 WZ_T 的系数(T 值)为1.850(5.48)可知,外资股东参股使得国有企业研发投入水平得到显著提升。为使结果稳健,这里将解释变量 WZ 替换为外资持股比(WZ_R),回归结果如Panel B所示,由 WZ_R 的系数(T 值)为0.009(2.01)可知,外资参股股东持股比与国有企业研发投入水平显著正相关,由此假设1得到验证。进一步地,我们区分外资类型进一步检验。首先,我们按照外资股东是否来源于OECD成员国,将外资股东区分为OECD外资股东(WZ_OECD)和非OECD外资股东(WZ_NOECD),由回归结果中 WZ_OECD 的系数(T 值)为2.575(6.73)、 WZ_NOECD 的系数(T 值)为-0.353(-0.36)可知,当外资来源于OECD组织成员国时,其参股可显著提升国有企业研发投入水平,而当外资来源于非OECD组织成员国时,其参股对国有企业研发投入水平无显著影响。其次,我们按照外资经营范围是否与国有企业相关,将外资分为经营型外资(WZ_JY)和投资型外资(WZ_TZ),由回归结果中 WZ_JY 的系数(T 值)为2.347(5.87)、 WZ_TZ 的系数(T 值)为0.452(0.54)可知,当外资以战略合作为主要入股动机时,其参股可显著提升国有企业研发投入水平,而当外资以短期投资获利为主要入股动机时,其参股对国有企业研发投入水平无显著影响。

表2 主要变量的描述性统计

| 变量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 25分位数 | 中位数 | 75分位数 | 最大值 |
|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|
| RD | 1.90 | 10.15 | 0.00 | 0.00 | 0.07 | 0.76 | 491.90 |
| WZ | 0.08 | 0.27 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 1.00 |
| WZ_R | 1.87 | 6.92 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 48.60 |
| $IMPGS$ | 0.54 | 0.50 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 |
| MY | 0.08 | 0.27 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 1.00 |
| GY | 0.18 | 0.39 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 1.00 |
| $SIZE$ | 22.58 | 1.45 | 19.13 | 21.57 | 22.41 | 23.48 | 27.14 |
| LEV | 0.52 | 0.21 | 0.05 | 0.37 | 0.53 | 0.68 | 1.07 |
| Q | 1.98 | 1.31 | 0.92 | 1.20 | 1.56 | 2.23 | 10.77 |
| CF | 0.04 | 0.07 | -0.20 | 0.01 | 0.04 | 0.09 | 0.26 |
| CAP | 0.05 | 0.05 | 0.00 | 0.01 | 0.03 | 0.06 | 0.24 |
| HI | 39.40 | 15.24 | 5.16 | 27.27 | 38.65 | 50.56 | 89.09 |
| GDP | 9.57 | 3.01 | -2.50 | 7.50 | 8.70 | 12.00 | 19.20 |

表3 外资股东参股与国有企业研发投入水平

| 变量 | Panel A: 外资股东参股与否 | Panel B: 外资股东持股比 | Panel C: 是否来自OECD成员国 | Panel D: 参股动机 |
|------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|-----------------------|
| WZ_T | 1.850*** (5.48) | | | |
| WZ_R_T | | 0.009** (2.01) | | |
| WZ_OECD_T | | | 2.575*** (6.73) | |
| WZ_NOECD_T | | | -0.353 (-0.36) | |
| WZ_JY_T | | | | 2.347*** (5.87) |
| WZ_TZ_T | | | | 0.452 (0.54) |
| MY_T | 0.242 (0.75) | -0.006 (-0.33) | 0.168 (0.50) | 0.154 (0.46) |
| GY_T | -0.068 (-0.29) | -0.020* (-1.78) | -0.078 (-0.32) | -0.109 (-0.45) |
| $SIZE_T$ | 2.187*** (24.68) | 2.309*** (26.24) | 2.182*** (23.79) | 2.208*** (24.14) |
| LEV_T | -1.453*** (-2.97) | -1.602*** (-3.28) | -1.326*** (-2.66) | -1.346*** (-2.70) |
| Q_T | 0.642*** (8.12) | 0.668*** (8.44) | 0.634*** (7.86) | 0.645*** (8.00) |
| CF_T | -0.929 (-0.75) | -0.918 (-0.74) | -1.035 (-0.81) | -1.074 (-0.84) |
| CAP_T | -5.387*** (-2.66) | -5.806*** (-2.87) | -5.383*** (-2.62) | -5.510*** (-2.68) |
| HI_T | 0.014** (2.10) | 0.009 (1.37) | 0.016** (2.39) | 0.016** (2.34) |
| GDP_T | 0.249*** (3.94) | 0.253*** (3.99) | 0.258*** (3.98) | 0.257*** (3.96) |
| 常数 | -54.762*** (-13.49) | -57.251*** (-14.12) | -59.704*** (-6.29) | -60.363*** (-6.36) |
| 样本数 | 11 630 | 11 630 | 11 630 | 11 630 |
| F值(P值) | 26.67(0.00) | 26.40(0.00) | 26.27(0.00) | 26.15(0.00) |
| 修正R ² | 21.56% | 21.38% | 22.00% | 21.92% |

注:*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,括号内为 T 值。本表及下表均控制了行业、年度固定效应。

2. 央地产业政策协同、外资股东参与与国有企业研发投入水平

表4检验了央地产业政策协同对外资股东参与与企业研发投入水平间相关关系的调节作用,当选择WZ作为解释变量时,由 $WZ \times IMPGS$ 的系数(T值)为1.909(2.99)可知,央地产业政策协同有助于进一步强化外资股东参与对国有企业研发投入水平的积极作用,当选择WZ_R作为解释变量时,由 $WZ_R \times IMPGS$ 的系数(T值)为4.845(8.48)可知,央地产业政策协同有助于进一步强化外资股东持股比对企业研发投入水平的积极作用,由此假设2得到验证。

五、机制检验

以上分析表明,央地产业政策协同有助于外资参与股东积极作用的发挥。结合理论分析部分,这一结果的出现可能是由于央地产业政策协同下,企业创新意愿得到了提升,也可能源于企业获得了更多的创新资源。以下我们将分别加以验证。

(一) 创新意愿(企业风险承担水平)

从创新意愿角度出发,部分企业之所以规避创新投资,一方面是由于创新投资的外部性和溢出效应会在一定程度上降低企业收益,另一方面则是源于创新投资本身具有的不确定性。因此,企业自身的风险偏好一定程度上决定了企业是否愿意创新投资。当企业更具冒险精神时,会倾向于选择较高的风险承担水平,从而更愿意增加创新投入^[19]。而按照竞争效应,央地产业政策协同可能会加速外资股东的进入,强化行业竞争,从而激励外资股东参与后更多地致力于开展应对市场竞争的研发活动,提高企业创新意愿。这里以企业风险承担水平的高低来衡量创新意愿的大小,具体衡量方法是以3年为一个观测周期,滚动计算经行业调整后的ROA波动程度。如果模型(3)中 $\beta_1 > 0$ ($\beta_1 < 0$)且显著,则表明外资股东参与可以显著提升(降低)企业创新意愿。

$$RISK_{T+1} = \beta_0 + \beta_1 WZ_T + \beta_2 MY_T + \beta_3 GY_T + \beta_4 SIZE_T + \beta_5 LEV_T + \beta_6 CF_T + \beta_7 HI_T + \beta_8 AGE_T + \beta_9 ROA_T + \beta_{10} GDP_T + \sum IND + \sum YEAR \quad (3)$$

表5分别检验了央地产业政策协同与不协同的情况下,外资股东参与与企业风险承担水平的相关关系。由表5 Panel B和Panel C中WZ_T的系数(T值)分别为0.870(5.95)、0.609(1.09)可知,当央地产业政策协同时,外资股东参与可显著提升企业风险承担水平,而当央地产业政策不协同时,外资股东参与与企业风险承担水平无显著相关关系。进一步地,这里选择企业风险承担水平作为中介变量,采用中介效应模型,检验央地产业政策协同时,外资参与股东是否通过提升企业风险承担水平的路径而提升了国有企业研发投入水平。由表6回归结果可知,中介因子RISK_T的系数显著,未加

表4 央地产业政策协同、外资股东参与与国有企业研发投入水平

| 变量 | Panel A: 外资股东参与与否 (WZ) | Panel B: 外资持股比 (WZ_R) |
|--------------------------|------------------------------|-----------------------------|
| WZ_T | 0.591*** (7.31) | |
| WZ_R_T | | 0.108*** (5.78) |
| $IMPGS_T$ | 0.158** (2.26) | 0.138** (2.17) |
| $WZ_T \times IMPGS_T$ | 1.909*** (2.99) | |
| $WZ_R_T \times IMPGS_T$ | | 4.845*** (8.48) |
| MY_T | 0.289 (0.89) | |
| MY_R_T | | -0.004 (-0.24) |
| GY_T | -0.080 (-0.35) | |
| GY_R_T | | -0.019* (-1.66) |
| $SIZE_T$ | 2.345*** (27.16) | 2.435*** (28.33) |
| LEV_T | -1.710*** (-3.55) | -1.747*** (-3.62) |
| Q_T | 0.701*** (8.91) | 0.712*** (9.07) |
| CF_T | -1.554 (-1.26) | -1.523 (-1.24) |
| CAP_T | -5.962*** (-2.95) | -6.034*** (-2.99) |
| HI_T | 0.023*** (3.68) | 0.020*** (3.15) |
| GDP_T | 0.002 (0.31) | -0.001 (-0.03) |
| 常数 | -53.203*** (-14.19) | -54.833*** (-14.67) |
| 样本数 | 11 630 | 11 630 |
| F值(P值) | 32.38(0.00) | 32.81(0.00) |
| 修正R ² | 20.59% | 20.82% |

注:*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,括号内为T值。

入中介因子前, WZ_T 系数的绝对值为 1.941, 大于加入中介因子 $RISK_T$ 后 WZ_T 系数的绝对值 1.702, 说明存在部分中介效应。由此表明, 央地产业政策协同之所以有助于提高外资参股后的企业研发投入水平, 部分是源于企业风险承担水平(创新意愿)的提升。

(二) 创新能力

创新能力是支持企业创新战略实现的一系列综合特征的体现, 包括可利用的资源及其分配、对行业发展的理解能力、对技术发展的理解能力、结构和文化条件等^[40]。这意味着企业创新能力应是资金能力、组织能力、核心能力有效整合的结果。但考虑到创新能力中组织能力、核心能力难以准确衡量, 本项目拟以资金能力作为创新能力的衡量指标。产业政策主要通过政府补贴、税收优惠等行政手段来引导产业发展。而政府补贴、税收优惠会直接影响到企业创新资源的多少。因此, 以下将分别从政府补贴、税收优惠角度展开探讨。

1. 政府补助

按照资源基础观, 政府补贴是企业研发投入的重要资源之一。本文认为, 央地产业政策协同有助于企业获得更多的政府补贴, 进而促进企业研发投入水平的提升。表 7 分别检验了央地产业政策协同与不协同的情况下, 外资股东参股与企业收到的政府补助的相关关系。由 Panel B 和 Panel C 中 WZ_T 的系数 (T 值) 分别为 0.207(2.73)、-0.049(-0.46) 可知, 当央地产业政策协同时, 外资股东参股可使企业获得更多的政府补助, 而当央地产业政策不协同时, 外资股东参股与企业获得的政府补助无显著相关关系。进一步地, 这里选择政府补助作为中介变量, 采用中介效应模型, 检验央地产业政策协同时, 外资参股东是否通过增加政府补助的渠道提升国有企业研发投入水平。由表 6 回归结果可知, 中介因子 SUB_T 的系数显著, 未加入中介因子前 WZ_T 系数的绝对值为 1.941, 大于加入中介因子 SUB_T 后 WZ_T 系数的绝对值 1.827, 说明存在部分中介效应。由此表明, 央地产业政策协同之所以有助于提高外资参股后的企业研发投入水平, 部分是源于企业政府补助的增加。

表 5 央地产业政策协同、外资股东参与国有企业风险承担水平

| | Panel A: 全样本 | Panel B: 央地产业政策协同 | Panel C: 央地产业政策不协同 |
|-------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| WZ_T | 0.810 *** (6.88) | 0.870 *** (5.95) | 0.609 (1.09) |
| 常数 | 15.235 *** (12.00) | 15.418 *** (9.31) | 10.903 *** (5.41) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本数 | 11 630 | 6 222 | 5 408 |
| F 值(P 值) | 44.08(0.00) | 32.95(0.00) | 17.64(0.00) |
| 修正 R ² | 25.41% | 25.85% | 27.95% |

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 括号内为 T 值。

表 6 央地产业政策协同、外资股东参与国有企业研发投入水平: 中介效应

| 变量 | Panel A: 未加入中介 变量 | Panel B: 加入中介 变量 $RISK$ | Panel C: 加入中介 变量 SUB | Panel D: 加入中介 变量 ETR |
|-------------------|-------------------------|-------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| WZ_T | 1.941 *** (4.30) | 1.702 *** (3.81) | 1.827 *** (3.15) | 1.620 *** (4.25) |
| $RISK_T$ | | 0.034 ** (2.25) | | |
| SUB_T | | | 0.071 *** (6.65) | |
| ETR_T | | | | -1.331 ** (-2.19) |
| 常数 | -69.262 *** (-9.99) | -66.477 *** (-10.20) | -69.593 *** (-10.03) | -69.415 *** (-10.01) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本数 | 6 222 | 6 222 | 6 222 | 6 222 |
| LR 值(P 值) | 21.81(0.00) | 9.540(0.00) | 21.53(0.00) | 21.57(0.00) |
| 修正 R ² | 20.00% | 19.99% | 20.00% | 20.03% |

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 括号内为 T 值。

表 7 央地产业政策协同、外资股东参与与政府补助

| | Panel A: 全样本 | Panel B: 央地产业政策协同 | Panel C: 央地产业政策不协同 |
|-------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|
| WZ_T | 0.137 ** (2.22) | 0.207 *** (2.73) | -0.049 (-0.46) |
| 常数 | 1.893 *** (2.62) | 2.230 ** (2.12) | 2.073 * (1.85) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本数 | 11 630 | 6 222 | 5408 |
| F 值(P 值) | 23.74(0.00) | 18.48(0.00) | 10.49(0.00) |
| 修正 R ² | 16.26% | 16.76% | 19.00% |

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 括号内为 T 值。

2. 税收优惠

同理,央地产业政策协同有助于企业享受更多的税收优惠,进而促进企业研发投入水平的提高。表8分别检验了央地产业政策协同与不协同的情况下,外资股东参股对企业有效税率的影响。由Panel B和Panel C中 WZ_T 的系数(T 值)分别为 $-0.029(-2.37)$ 、 $-0.012(-1.53)$ 可知,当央地产业政策协同时,外资股东参股可显著降低企业实际税负,而当央地产业政策不协同时,外资股东参股对企业实际税率无显著影响。进一步地,这里选择有效税率作为中介变量,采用中介效应模型检验央地产业政策协同时,外资参股股东是否通过降低企业税负的路径提升了国有企业研发投入水平。由表6回归结果可知,中介因子 ETR_T 的系数显著,未加入中介因子前 WZ_T 系数的绝对值为1.941,大于加入中介因子 ETR_T 后 WZ_T 系数的绝对值1.620,说明存在部分中介效应。由此表明,央地产业政策协同之所以有助于提高外资参股后的企业研发投入水平,部分是源于企业税收负担的降低。

以上机制分析表明,央地产业政策协同有助于外资参股股东积极作用的发挥,部分是由于央地产业政策协同下,企业创新意愿得到了提升,部分则是源于企业获得了更多创新资源。

六、进一步分析

(一) 地区差异

进一步地,当地方对中央的财政依赖度不同、地方重要官员的任职经历不同时,央地产业政策的协同与否可以发挥不同程度的调节作用。从财政角度出发,中央转移支付体系设立的初衷之一即是有效弥补经济落后地区地方政府的财力不足等缺陷。由此,当地区财政对中央财政的依赖度越大时,往往意味着与中央保持政策协同对于辖区内企业获得更多的资源,显得越为重要。表9 Panel A检验了地区不同财政依赖度下,央地产业政策协同性对引资效率的调节作用。这里按照地区财政依赖度(以中位数为界)将样本企业分为高依赖度组(Panel A1)和低依赖度组(Panel A2),由回归结果中 $WZ \times IMPGS$ 的系数(T 值)分别为 $0.204(2.01)$ 、 $1.146(1.41)$ 可知,当地区财政对中央依赖度较高时,央地产业政策协同可显著提升引资效率,而当地区财政对中央依赖度较低时,央地产业政策协同对引资效率无显著调节作用。

从地方重要官员的任职经历角度出发,官员交流是中国政治体制的一项重要安排^[41]。官员垂直交流同时也是降低中央与地方政府信息不对称的有效方式之一。被调任为地方主政领导的官员更倾向于利用自身人际关系直接搭建中央部委与任职所在地之间的关系,推动中央与地方间的信息传递及政策执行^[42]。与存在垂直交流官员的地区相比,当地区不存在垂直交流官员时,往往意味着

表8 央地产业政策协同、外资股东参与与税收优惠

| | Panel A: 全样本 | Panel B: 央地产业政策协同 | Panel C: 央地产业政策不协同 |
|------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| WZ_T | -0.016*** (-2.45) | -0.029** (-2.37) | -0.012 (-1.53) |
| 常数 | 0.045 (0.55) | -0.049 (-0.40) | -0.132 (-0.49) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本数 | 11 630 | 6 222 | 5 408 |
| F值(P值) | 13.97(0.00) | 8.17(0.00) | 7.63(0.00) |
| 修正R ² | 9.64% | 9.60% | 10.70% |

注: *、**、*** 分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,括号内为 T 值。

表9 央地政策协同、外资股东参与与国有企业研发投入水平:地区差异

| 变量 | Panel A: 财政依赖度 | | Panel B: 任职经历 | |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| | Panel A1: 高依赖度组 | Panel A2: 低依赖度组 | Panel B1: 垂直交流组 | Panel B2: 无垂直交流组 |
| WZ_T | 1.396*** (4.97) | 0.631*** (3.65) | -0.026 (-0.06) | 0.665*** (8.28) |
| $IMPGS_T$ | 0.042 (0.54) | 0.371*** (3.00) | -0.054 (-0.36) | 0.142** (2.23) |
| $WZ_T \times IMPGS_T$ | 0.204** (2.01) | 1.146 (1.41) | 0.304 (0.60) | 2.482*** (3.62) |
| 常数 | -16.374*** (-8.79) | -57.555*** (-9.98) | -20.150*** (-6.26) | -60.068*** (-15.87) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本数 | 3 217 | 7 269 | 2 718 | 8 576 |
| F值(P值) | 20.53(0.00) | 23.86(0.00) | 10.93(0.00) | 34.51(0.00) |
| 修正R ² | 32.50% | 22.44% | 23.58% | 26.92% |

注: *、**、*** 分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,括号内为 T 值。

与中央保持政策协同对于辖区内企业获得更多的资源,显得更为重要。为得到验证,我们按照地区省委书记是否曾在中央部门任职,将样本企业分为垂直交流组(Panel B1)和无垂直交流组(Panel B2),由回归结果中 $WZ \times IMPGS$ 的系数(T 值)分别为0.304(0.60)、2.482(3.62)可知,当地区重要官员曾在中央部门任职时,央地产业政策协同对国有企业引资效率无显著调节作用,而当地区无重要官员具备中央部门任职经历时,央地产业政策协同可显著提升国有企业引资效率。

(二) 企业类型

从企业角度出发,央地产业政策协同与否对于不同类型国有企业的引资效率产生不同影响。当国有企业级别越低时,与中央保持政策协同对于辖区内企业获得更多的资源,显得越为重要。这里我们首先按照国企级别将地方国有企业分为省级(A1)和省级以下(A2),由表10 Panel A1和Panel A2中 $WZ \times IMPGS$ 的系数(T 值)分别为0.899(1.34)、1.217(2.83)可知,央地产业政策协同对于省级以下国企的引资效率具有显著提升作用,而对于省级国企的引资效率不具有显著作用。其次,高新技术企业是国家为促进创新而给予企业的认定。

我们按照国有企业行业类型将其分为高新技术企业(B1)和非高新技术企业(B2),由Panel B1和Panel B2中 $WZ \times IMPGS$ 的系数(T 值)分别为6.670(3.72)、0.417(0.67)可知,央地产业政策协同对高新技术国企的引资创新效率具有显著提升作用,而对非高新技术国企的引资创新效率不具有显著作用。

七、稳健性检验^②

外资参股东与创新之间的关系可能会受到内生性问题的影响。为此,本文将采用倾向匹配法、Heckman两阶段以及限定样本组等方法来解决变量之间可能存在的内生性问题。

(一) PSM 配对检验

为缓解遗漏变量的内生性问题,本文将采用PSM倾向评分匹配法进行样本配对。根据最近邻匹配法按1:1比例为存在外资大股东的样本寻找配对样本。在第一阶段的概率计算中以企业规模、资产负债率、成长机会、经营现金流、资本支出、股权集中度等现有研究中认为会影响公司出现外资参股东的主要因素为自变量,以外资股东是否参股作为因变量。在计算概率并配对的基础上,重新利用模型(1)进行检验,回归结果表明结论仍然成立。

(二) Heckman 两阶段检验

为排除潜在的样本选择偏差,本文还采用了Heckman两阶段方法。在第一阶段回归中,我们使用该公司所在行业上一年的行业内其他公司的平均股权结构数据作为外资股东是否参股的工具变量。回归结果表明结论仍然成立。

(三) 其他稳健性检验

1. 限定样本范围。为避免由遗漏企业特征变量而导致的结果偏差,这里将样本限定为样本期间内股权结构发生变更的企业,即由仅存在单一国有性质股东变更为存在国有控股股东和外资参股东的企业,或者由同时存在国有控股股东和外资参股东的企业变更为仅存在单一国有性质股东

表 10 央地产业政策协同、外资股东参股与国有企业研发投入水平:企业类型

| 变量 | Panel A: 企业级别 | | Panel B: 行业类型 | |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| | A1: 省级 | A2: 省级以下 | B1: 高新技术 | B2: 非高新技术 |
| WZ_T | 0.190 (1.50) | 1.784*** (2.91) | 0.083*** (2.86) | 1.702*** (3.16) |
| $IMPGS_T$ | 0.036* (1.80) | 0.138** (2.01) | 0.830 (0.60) | -0.009 (-0.04) |
| $WZ_T \times IMPGS_T$ | 0.899 (1.34) | 1.217*** (2.83) | 6.670*** (3.72) | 0.417 (0.67) |
| 常数 | -25.286*** (-6.28) | -42.026*** (-7.58) | -100.140*** (-5.20) | -43.430*** (-5.05) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本数 | 2745 | 4812 | 1682 | 9948 |
| F值(P值) | 15.12(0.00) | 19.05(0.00) | 3.73(0.00) | 36.82(0.00) |
| 修正R ² | 28.37% | 24.82% | 9.98% | 26.64% |

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,括号内为 T 值。

的企业,回归结果仍支持上述结论。

2. 变更计量方法。其一,由于企业研发投入存在大量零值,因此,本文采用Tobit回归作为稳健性检验。其二,研发活动本质上是企业的一项长期投资,可能存在滞后效应,为考察研究结论对创新的度量时点是否敏感,本文将度量未来研发投入的时点重新设定为第 $T+2$ 年。上文结论仍然成立。

3. 替换变量。借鉴袁建国等^[38]、黎文靖和郑曼妮^[29]等的研究,本文将被解释变量研发投入水平替换为研发产出占总资产比例重新检验,原结论仍成立。

八、研究结论

本文选择2007—2019年沪深A股国有上市公司作为研究对象,实证检验了外资股东参股对国有企业研发投入水平的影响及央地产业政策协同对两者相关关系的调节作用。研究发现:第一,外资股东参股后,国有企业研发投入水平会显著提高。区分外资股东类型后可知,当外资股东来源地越发达、外资股东以战略合作为主要参股动机时,其提升国有企业研发投入水平的效果会越显著。而央地产业政策协同有助于进一步强化外资股东对国有企业创新投入水平的正向作用。第二,机制分析表明,央地产业政策协同下,引资企业创新意愿更高,并且可以获得更多创新资源(政府补助、税收优惠),这有助于提升国有企业研发投入水平。第三,进一步分析表明,从地区制度环境角度出发,当地方对中央财政依赖度越高、地方重要官员无中央部门任职经历时,央地产业政策协同的正向调节作用会越显著,从国有企业自身角度出发,当国有企业层级越低或者为高新技术企业时,央地产业政策协同的正向调节作用亦越为显著。

本文的研究结论具有较强的政策含义。第一,从创新角度出发,创新是引领企业发展的第一动力。创新既是企业保持持续发展优势的动力所在,也是一国转变经济增长方式和健康发展的内在源泉。本文研究发现,外资股东参股可以提升国有企业创新投入水平。这一研究结论进一步肯定了“引进来”政策的重要意义,政府应继续鼓励国内企业与外资企业尤其是世界一流外资企业合作。积极开展对外技术交流,融合国际、国内两种科技资源,以提高内资企业的生产效率与研发投入水平。

第二,从外资战略角度来看,开放带来进步,封闭必然落后。本文研究表明,外资参股股东来源地越发达、以战略合作为主要参股动机时,其提升国有企业研发投入水平的效果会越显著。过去,我国因为经济相对落后,引入外资的主要着眼点是发展中国经济,考虑如何利用国外的市场与资源,以带动国内经济适应国际规则。虽然也注重统筹兼顾国内、国外大局,但努力被动适应、追随国际规则是主要特点。由此,我们引入的技术更多的是濒临淘汰的技术,企业研发投入水平无显著改变。今天,我们已成长为经济贸易大国,是世界经济重大贡献者。引领世界潮流,实现中国开放型经济与世界经济的内外联动是当下我国吸引外资的根本立足点。我们需要在发挥国有经济主导作用的同时,将发展外贸和利用外资纳入宏观经济计划进行调节。因此在外资引入时,应遵循平等、公平、正义的谈判主权,吸引高质量外资,并在此基础上提升自身的研发投入水平。

第三,从央地产业政策协同角度出发,本文研究发现,央地产业政策协同有助于进一步强化外资参股股东对国有企业研发投入水平的正向作用。由此表明,在产业政策的执行过程中,央地产业政策协同一致有着积极的一面。因此,在实践中,地方政府需在结合地方特色的基础上,强化中央与地方的对话沟通和协调一致,发挥二者在治理地区产业和微观企业创新过程中的协同优势,最终推动企业走向高质量发展之路。

注释:

①限于篇幅,相关系数表未予以列示。

②限于篇幅,稳健性回归结果未予以列示。

参考文献:

- [1]黄速建,肖红军,王欣.论国有企业高质量发展[J].中国工业经济,2018(10):19-41.
- [2]狄灵瑜,步丹璐.外资股东的引入与国有企业的国际化战略:以海外销售收入的实现为例[J].世界经济研究,2021(5):83-102+136.
- [3]殷华方,潘镇,詹明泓.中央—地方政府关系和政策执行力:以外资产业政策为例[J].管理世界,2007(7):22-36.
- [4]宋凌云,王贤彬.重点产业政策、资源重置与产业生产率[J].管理世界,2013(12):63-77.
- [5]陈钊,徐彤.走向“为和谐而竞争”:晋升锦标赛下的中央和地方治理模式变迁[J].世界经济,2011(9):3-18.
- [6]赵婷,陈钊.比较优势与中央、地方的产业政策[J].世界经济,2019(10):98-119.
- [7]李文贵,余明桂.民营化企业的股权结构与企业创新[J].管理世界,2015(4):112-125.
- [8]李姝,翟士运,古朴.非控股股东参与决策的积极性和企业技术创新[J].中国工业经济,2018(7):155-173.
- [9]冯璐,张冷然,段志明.混合所有制改革下的非国有股东治理与国企创新[J].中国软科学,2021(3):124-140.
- [10]吴祖光,孟祥龙.混合所有制改革对研发投入强度的影响:政府透明度的调节作用[J/OL].科技进步与对策:1-9[2021-07-08].http://kns.cnki.net/kcms/detail/42.1224.G3.20210511.0851.002.html.
- [11]阳镇,陈劲,凌鸿程.相信协同的力量:央—地产业政策协同性与企业创新[J].经济评论,2021(2):3-22.
- [12]ALCHIAN A A. The basis of some recent advances in the theory of management of the firm[J]. The journal of industrial economics, 1965:30-41.
- [13]SHLEIFER A, VISHNY R W. Politicians and firms[J]. The quarterly journal of economics, 1994, 109(4):995-1025.
- [14]唐跃军,左晶晶.所有权性质、大股东治理与公司创新[J].金融研究,2014(6):177-192.
- [15]王曾,符国群,黄丹阳,等.国有企业CEO“政治晋升”与“在职消费”关系研究[J].管理世界,2014(5):157-171.
- [16]李文贵,余明桂.所有权性质、市场化进程与企业风险承担[J].中国工业经济,2012(12):115-127.
- [17]薛有志,刘鑫.所有权性质、现金流权与控制权分离和公司风险承担——基于第二层代理问题的视角[J].山西财经大学学报,2014(2):93-103.
- [18]陈仕华,卢昌崇,姜广省,等.国企高管政治晋升对企业并购行为的影响——基于企业成长压力理论的实证研究[J].管理世界,2015(9):125-136.
- [19]苏坤.管理层股权激励、风险承担与资本配置效率[J].管理科学,2015(3):14-25.
- [20]潘爱玲,任刚.跨国并购与公司治理的互动关系研究[J].山东大学学报(哲学社会科学版),2003(1):99-103.
- [21]FAMA E F, JENSEN M C. Separation of ownership and control[J]. The journal of law and economics, 1983, 26(2):301-325.
- [22]逯东,黄丹,杨丹.国有企业非实际控制人的董事会权力与并购效率[J].管理世界,2019(6):119-141.
- [23]钟熙,宋铁波,陈伟宏,等.外资持股、CEO决策视野与企业研发国际化[J].科学学研究,2020(3):496-505.
- [24]BOATENG A, HUANG W. Multiple large shareholders, excess leverage and tunneling: evidence from an emerging market[J]. Corporate governance: an international review, 2017, 25(1):58-74.
- [25]韩彩珍,高婧怡,金岳.外资占比、政策冲击与企业创新:中国的事实与解释[J].产业经济研究,2020(6):55-67.
- [26]TASSEY G. Policy issues for R&D investment in a knowledge-based economy[J]. The journal of technology transfer, 2004, 29(2):153-185.
- [27]赵坚.我国自主研发的比较优势与产业政策——基于企业能力理论的分析[J].中国工业经济,2008(8):76-86.
- [28]江飞涛,李晓萍.直接干预市场与限制竞争:中国产业政策的取向与根本缺陷[J].中国工业经济,2010(9):26-36.
- [29]黎文靖,郑曼妮.实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J].经济研究,2016(4):60-73.
- [30]步丹璐,屠长文,罗宏.产业政策能否缓解市场分割?——基于企业异地股权投资视角的实证研究[J].产业经济研究,2017(6):75-88.
- [31]黎文靖,李耀淘.产业政策激励了公司投资吗[J].中国工业经济,2014(5):122-134.
- [32]DAVID P, HITT M A, GIMENO J. The influence of activism by institutional investors on R&D[J]. Academy of management journal, 2001, 44(1):144-157.
- [33]冯根福,温军.中国上市公司治理与企业技术创新关系的实证分析[J].中国工业经济,2008(7):91-101.

- [34] LA PORTA R , LOPEZ-DE-SILANES F , SHLEIFER A. Corporate ownership around the world [J]. The journal of finance , 1999 54(2) : 471 - 517.
- [35] 姜付秀, 王运通, 田园 等. 多个大股东与企业融资约束——基于文本分析的经验证据 [J]. 管理世界 2017(12) : 61 - 74.
- [36] BHARATH S T , JAYARAMAN S , NAGAR V. Exit as governance: an empirical analysis [J]. The journal of finance , 2013 68(6) : 2515 - 2547.
- [37] EDMANS A. Blockholders and corporate governance [J]. Annual review of financial economics 2014 6(1) : 23 - 50.
- [38] 袁建国, 后青松, 程晨. 企业政治资源的诅咒效应——基于政治关联与企业技术创新的考察 [J]. 管理世界 2015 (1) : 139 - 155.
- [39] 周铭山, 张倩倩. “面子工程”还是“真才实干”? ——基于政治晋升激励下的国有企业创新研究 [J]. 管理世界 , 2016(12) : 116 - 132 + 187 - 188.
- [40] 魏江, 寒午. 企业技术创新能力的界定及其与核心能力的关联 [J]. 科研管理 , 1998(6) : 13 - 18.
- [41] 步丹璐, 狄灵瑜. 官员交流与地方政府职能转变——以地区招商引资为例 [J]. 财经研究 2018(9) : 137 - 152.
- [42] 朱旭峰, 张超. 央地间官员流动、信息优势与政策试点——以国家可持续发展议程创新示范区为例 [J]. 公共行政评论 2020(4) : 130 - 146 + 209 - 210.

(责任编辑: 禾 日)

Industrial policy coordination between central and local governments , foreign equity participation , and the R&D investment level of state-owned companies

DI Lingyu¹ , BU Danlu² , SHI Xiangyan²

(1. School of Economics and Management , Zhejiang Sci-Tech University , Hangzhou 310018 , China;

2. School of Accounting , Southwestern University of Finance and Economics , Chengdu 611130 , China)

Abstract: This paper selects state-owned listed companies in Shanghai and Shenzhen as examples , to analyze the impact of foreign shareholder participation on the R&D investment level of enterprises and the moderating effect of central and local policy coordination. The results show three key areas: First , the participation of foreign shareholders can significantly improve the level of R&D investment in state-owned enterprises , especially when foreign shareholders come from relatively developed countries and the main motive of foreign shareholders is strategic cooperation , the effect will be more significant. Furthermore , the coordination of central and local policy can further strengthen this positive effect of foreign shareholders. Second , mechanism analysis shows that coordination of central and local policy promotes the level of R&D investment in state-owned enterprises by raising innovation willingness and by providing more innovative resources , such as government subsidy and tax preference. Third , further analysis shows that in cases where local governments rely more heavily on central finance and local key officials have no central office experience , the policy coordination between the central government and the local government will play a more significant role in positive regulation; moreover , the lower the level of state-owned enterprise , the more significant the policy coordination between the central and the local government will be. The conclusion of this paper enriches the research on the influencing factors of enterprise R&D investment , and provides policy enlightenment for the government to give full play to the special power of central-local policy coordination on enterprise innovation performance.

Key words: foreign equity participation; the level of R&D investment; industrial policy coordination between central and local governments; risk taking; government subsidies; tax preferences