

产学研联盟组合对科技中小企业成长的影响机制研究

张羽飞¹, 原长弘², 张树满³

(1.河北经贸大学 工商管理学院, 石家庄 050061; 2.西安交通大学 管理学院, 西安 710049;

3.浙江工商大学 工商管理学院, 杭州 310018)

摘要:当前,在产学研深度融合战略要求之下,越来越多科技中小企业同时参与多个产学研联盟,形成了不同范围广度及不同交互深度的产学研联盟组合,以同时获取外部互补性资源并实现高质量快速成长。基于150家创业板制造业上市企业数据,构建了“产学研联盟组合-技术创新能力-企业成长”的研究框架,探讨了产学研联盟组合广度及深度对科技中小企业成长的影响路径,以及中国独特外部正式与非正式制度环境的调节作用。结果表明:①产学研联盟组合广度正向影响科技中小企业成长,而深度负向影响科技中小企业成长;②产学研联盟组合广度正向影响科技中小企业技术创新能力,而深度负向影响科技中小企业技术创新能力;③技术创新能力在产学研联盟组合广度及深度与科技中小企业成长的关系中均起到了部分中介效应;④正式制度发展水平削弱了产学研联盟组合广度对科技中小企业成长的正向影响,且削弱了产学研联盟组合深度对科技中小企业成长的负向影响;⑤社会信任水平加强了产学研联盟组合广度对科技中小企业成长的正向影响,而削弱了产学研联盟组合深度对科技中小企业成长的负向影响。研究结论拓展了联盟组合、产学研合作及制度理论的相关研究,并为推动科技中小企业产学研深度融合发展的实践提供了一定启示。

关键词: 产学研联盟组合; 技术创新能力; 科技中小企业成长; 正式制度发展水平; 社会信任水平

中图分类号: F272.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2023)9-0053-14

一、引言

科技中小企业是中国科技创新的重要载体,其成长与发展已成为学术界与实践界关注的热点问题。在自身发展的迫切需求与国家产学研深度融合的战略要求下,越来越多的科技中小企业同时参与多个产学研联盟,构成了不同外部范围广度及内部交互深度的产学研联盟组合(张羽飞等,2022),以同时实现获取互补性资源、降低成长活动所需成本、规避成长机会开发风险等多个目标。然而,由于面临着融资难及内部资源有限等问题,科技中小企业由产学研联盟组合中获取的各类资源大部分并不能直接转化为竞争优势与成长绩效,需要构建与提升技术创新能力,高效整合、重构和再造所获资源,进而开发新产品、创造新成长途径(张羽飞等,2022)。与此同时,产学研联盟组合影响科技中小企业成长的路径高度依赖外部情境,而中国正处于转型的特殊时期,正式制度环境还不完善,历史悠久的传统文化和价值观念形成的非正式制度在也多个方面发挥着重要的作用,独特的正式与非正式制度环境共同影响着社会经济活动与企业行为(Karfourous et al, 2015; 杨震宁和赵红,2020),共同对产学研联盟组合与企业成长间关系产生不可忽略的影响。因此,有必要在理论与实证上剖析产学研联盟组合对科技中小企业成长的作用机制,并揭示中国独特外部正式与非正式制度情境在其中的调节作用。

尽管中国科技中小企业构建不同范围广度与不同交互深度的产学研联盟组合已经成为普遍现象,但现有研究对此关注不足。具体而言:第一,以往联盟组合相关研究主要关注发达国家情境下大型企业的普通联盟组合(Zheng and Yang, 2015; Hagedoorn et al, 2018),且大多探讨规模(张羽飞等,2022)与伙伴维度(Hagedoorn et al, 2018)联盟组合配置的绩效影响,较少涉及中国这一异质制度情境下的科技中小企业及产

收稿日期: 2023-05-23

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“制造业领军企业产学研深度融合突破关键核心技术的路径、模式与作用机理研究”(72072142);河北经贸大学科学研究与发展计划项目“新发展阶段下产学研深度融合的模式、机制与政策研究”(2023QN01)

作者简介: 张羽飞,博士,河北经贸大学工商管理学院,河北经贸大学科技创新政策研究中心副教授,硕士研究生导师,研究方向:技术与创新管理;原长弘,博士,西安交通大学教授,博士研究生导师,研究方向:技术与创新管理;(通信作者)张树满,博士,浙江工商大学副研究员,硕士研究生导师,研究方向:企业创新。

学研联盟组合的独特视角,较少关注广度与深度的关系维度联盟组合配置的绩效影响,尚未打开联盟组合配置与企业成长关系的“黑箱”。第二,以往产学研联盟研究主要囿于单联盟层面,且主要关注学研方的学术绩效或企业方的创新绩效(Karfouros et al, 2015; Zhang et al, 2022b),忽视了中国科技中小企业同时通过多个产学研联盟实现成长的现实实践,尚未剖析产学研联盟组合关系特征对企业成长的作用机制和情境条件。第三,以往制度理论研究主要关注正式制度环境,仅有少量研究探讨传统儒家文化(阳镇等,2021)、社会信任(李文贵,2020)、文化多样性(李红和韦永贵,2020)等非正式制度环境对区域经济等宏观层面的直接影响,鲜有研究涉及非正式制度环境对企业联盟行为与微观绩效间关系的影响。

基于此,本文提出以下研究问题:第一,产学研联盟组合广度及深度对科技中小企业成长有何影响?第二,产学研联盟组合广度及深度影响科技中小企业成长的内在作用机制是什么?第三,复杂外部制度环境下产学研联盟组合广度及深度如何影响科技中小企业成长?基于资源能力理论与制度理论,本文构建“产学研联盟组合广度及深度—技术创新能力—企业成长”的研究框架,打开产学研联盟组合与科技中小企业成长关系间的“黑箱”,利用150家创业板制造业上市企业数据,实证检验了产学研联盟组合广度及深度对科技中小企业成长的影响路径和情境条件。本研究拟拓展联盟组合、产学研联盟及制度理论的相关研究,为科技中小企业合理构建产学研联盟组合实践提供参考,并为政府部门提供相关政策启示。

二、理论分析与研究假设

产学研联盟组合是焦点企业同一时间内主导或参与的所有产学研联盟的集合,涉及外部范围广度及伙伴间交互深度两个关系维度的联盟组合配置问题(张树满等,2021),二者决定着焦点企业获得的资源数量及质量,对科技中小企业提升成长绩效至关重要(Zhang et al, 2022)。

(一)产学研联盟组合与科技中小企业成长:影响效应分析

1. 产学研联盟组合广度的影响效应

借鉴以往研究(Zhang et al, 2022; 刘斐然等,2020),本文将产学研联盟组合广度定义为产学研联盟组合中焦点企业与产学研伙伴开展合作的广泛程度,反映了企业与产学研伙伴开展合作的范围和获得外部资源的多样化程度。广度越高,焦点企业与产学研伙伴开展合作所涉及的领域与渠道越广泛,构建的产学研联盟组合越平衡(Zhang et al, 2022)。

首先,随着广度的增加,企业从学研机构处获取异质性非冗余资源的渠道增多(Zhang et al, 2022),从而对产学研联盟模式的配置越平衡(Martínez-Noya and García-Canal, 2021)。大量多元渠道来源的异质性资源一方面可有效直接弥补并增加科技中小企业原本匮乏的资源基础(张羽飞等,2022);另一方面有助于其对所获资源进行创造性的重构,进而提供新的成长要素组合机会、创造新的成长途径(Li et al, 2018),最终推动不断成长。

其次,随着广度的增加,多样化的产学研联盟模式可助力科技中小企业搭建完善的产学研深度融合技术创新体系,进而产生协同效应(Zhang et al, 2022),提高资源集聚与配置的效率及效果,减少产学研合作的风险与不确定性(Karfouros et al, 2015),提高产学研联盟组合的产出效率。具体而言,企业可将某一产学研模式中获取的合作经验与合作成果应用于其他模式中,增加产生新成长路径的机会(郭韬等,2021),最终推动不断成长。

最后,随着广度的增加,产学研联盟组合会释放焦点企业拥有足够技术水平和能力与学研机构进行广泛合作的积极信号(Hoehn-weiss and Karim, 2014),认证其为可靠的合作伙伴及具有市场竞争力的投资对象(刘家树和刘紫舒,2018),吸引大量外部融资与高层次创新资源流入(Hoehn-Weiss and Karim, 2014),诱发大量潜在合作机会和知识交流意愿,大幅度缓解融资约束的负面影响(郭韬等,2021),最终实现科技中小企业快速成长。

基于此,本文提出假设1a:

产学研联盟组合广度对科技中小企业成长具有正向影响(H1a)

2. 产学研联盟组合深度的影响效应

借鉴以往研究(Zhang et al, 2022; 刘斐然等,2020),本文将产学研联盟组合深度定义为产学研联盟组合中焦点企业与产学研伙伴合作的紧密程度,反映了企业依赖外部有价值的学研伙伴汲取资源与知识的深度

(刘斐然等,2020)。深度越高,焦点企业越倾向于与固定的学研伙伴建立紧密的联系,展开频繁、深入的互动交流(刘斐然等,2020)。

首先,随着深度的提高,科技中小企业越来越依赖关键学研伙伴进行频繁且深入合作,增加了其陷入资源偏好高度同质的封闭产学研联盟组合的风险(张羽飞等,2022),影响资源的有效获取及重构利用(Zheng and Yang, 2015),降低了其灵活开发成长机会的可能性。此时,资源交换渠道相对固定,阻碍了异质性新机会、新信息、新资源流入(González-Moreno et al, 2019),不利于企业重组所获资源、开发新的成长途径(Nason et al, 2019),最终抑制了成长。

其次,随着深度的提高,产学研联盟组合中的紧密互动增加了产学研伙伴间关系惯性与关系僵化的风险(Zheng and Yang, 2015),使得科技中小企业陷于次优的产学研联盟组合,损害了资源配置的效率与效果(González-Moreno et al, 2019)。此时,企业越来越局限于已有的联盟关系内,阻碍其将资源重新分配给可能带来更多成长绩效的其他相关活动(张羽飞等,2022),造成大量的资金与人力等资源投入无法回收,进而最终阻碍了其成长。

最后,随着深度的提高,产学研联盟组合中过于紧密的互动会向市场释放消极信号(刘家树和刘紫舒,2018),导致外部融资与潜在资源交换机会受阻,进而制约了科技中小企业的快速成长。具体而言,当企业依赖关键学研伙伴进行频繁且深入的合作时,外部资源持有者会质疑其在某些领域是否存在弱点并过度依赖外部学研机构,质疑其是否将内部有限资源浪费在多余的同质联盟上(Hoehn-weiss and Karim, 2014),从而加剧了外部融资约束,限制了成长潜力(Li et al, 2018)。

然而,除负向影响外,随着深度的提高,越来越紧密的关系可能会增加科技中小企业与伙伴间的信任,提高产学研联盟效率(González-Moreno et al, 2019; 刘斐然等,2020);增进企业与伙伴间的了解,获得更多信息(Bi et al, 2020; 杨震宁和赵红,2020),一定程度上有助于企业成长。尽管如此,本文认为深度与成长的关系与企业所处不同发展阶段及具备的相关资源与能力有关。在本文研究情境下,科技中小企业知识技术等创新资源基础有限、吸收能力不足、合法性较低(张羽飞等,2022)。当依赖关键学研伙伴进行频繁且深入的合作时,科技中小企业可能无法较好识别、协调联盟关系(刘斐然等,2020),无法有效吸收和整合获得的同质性冗余知识、信息等资源(Zhang et al, 2022),容易出现夸大信任、承诺与信息共享的问题(杨震宁和赵红,2020),进而无法发挥较高产学研联盟组合深度的积极作用。因此,产学研联盟组合深度对科技中小企业成长的负向影响会超过其潜在的正向影响,总体表现为负向影响。

基于此,本文提出假设1b:

产学研联盟组合深度对科技中小企业成长具有负向影响(H1b)。

(二)产学研联盟组合与科技中小企业成长:作用机制分析

技术创新能力指企业基础研发、产品改进等技术层面的创新能力,反映了企业利用内外部资源成功落实新观点与新过程的能力(Zhang et al, 2020),是企业成长的核心及主要驱动力(施建军和栗晓云,2021)。科技中小企业通过产学研联盟组合获得的人力、知识、技术、财务等资源大部分并不能直接转化为企业成长(张羽飞等,2022),需内化成技术创新能力,创造性地对所获各类新资源或知识进行高效率整合、重构和再造(Wei et al, 2014),进而开发新产品与新工艺、创造新的企业成长途径,最终提高企业成长水平(施建军和栗晓云,2021)。

1. 产学研联盟组合广度的作用机制

当广度较高时,产学研联盟组合提供的广泛异质性产学研资源获取渠道可以产生协同效应,促进资源的有效获取及重组利用,提供新的成长要素组合机会,释放积极信号吸引外部融资与创新资源,直接提升了科技中小企业成长。同时,较高广度的产学研联盟组合还可以提供多样且新颖的外部知识资源,增强了企业知识基础,提高了企业知识获取和知识整合能力;提供差异化产学研模式,分摊了产学研联盟的风险与成本;快速掌握产业技术轨迹和前沿发展趋势,拓宽了创新路径及范围,增强了科技中小企业技术创新能力,间接促进了其自身成长。具体而言:

首先,随着广度的提高,科技中小企业的知识搜索范围得到拓宽,可从中接触到多样化新颖外部知识及学习机制,获得不同领域的新思想、新观点、新技术(Zhang et al, 2022),激发了企业在产学研活动中探索新知识组合和创新思想的机会(Zhang et al, 2022),扩展了原本薄弱的知识基础,提升了吸收和整合异质性知

识的能力,进而实现了自身不断成长(刘斐然等,2020)。

其次,随着广度的提高,产学研联盟组合中广泛的多样渠道可分摊联盟风险与成本(Zhang et al, 2022),帮助科技中小企业高效定向获取和利用优质产学研知识资源(吕一博等,2020)、利用差异化产学研模式进行创新,进而提高了企业创新灵活性与创新能力。具体而言,拥有多样化模式经验的企业可根据欲实现的目标,结合自身情况与学研伙伴的优势特征选择匹配的产学研模式,试错时间相对较短(吕一博等,2020),拓宽了创新路径及范围,进而推动了自身不断成长。

最后,随着广度的提高,产学研联盟组合中多元的信息渠道可发挥“雷达效应”(杨震宁和赵红,2020),有助于科技中小企业快速掌握产业技术轨迹和前沿发展趋势,进而拓宽了研发视野,提升了创新要素配置效率(吕一博等,2020)。此时,企业识别和获取市场机会的能力随之提升(杨震宁和赵红,2020),降低了产学研决策偏误,减少了创新资源浪费(郭韬等,2021),增强了技术创新能力,进而促进了自身不断成长。

基于此,本文提出假设 2a:

产学研联盟组合广度通过增强科技中小企业技术创新能力来提升其自身成长(H2a)。

2. 产学研联盟组合深度的作用机制

当深度较高时,焦点企业陷入次优的同质性封闭产学研联盟组合的风险增加,降低了产学研联盟组合效率,影响资源的有效获取及重组利用,抑制成长机会开发,直接制约了科技中小企业成长;同时,焦点企业陷入路径依赖与锁定效应的风险增加,面临更大的意外知识泄露风险,限制创新模式与范围,损害了创新数量与质量,削弱了科技中小企业技术创新能力,进而间接抑制其自身成长。具体而言:

首先,随着深度的提高,产学研联盟组合内的紧密关系增加了伙伴间形成高阶纽带与牢固缔约关系的风险(杨震宁和赵红,2020),使得科技中小企业在伙伴选择中变得僵化,增加其陷入路径依赖的风险(Bi et al, 2020),降低其合作柔性与创新灵活性,最终制约了创新能力。当关系越紧密时,科技中小企业越来越依赖伙伴间现有的沟通渠道与规范共识,形成僵硬的结构化跨组织规范,忽略了偏离现有规范的创新想法(González-Moreno et al, 2019),降低了创新的数量和质量(张羽飞等,2022),进而抑制自身成长。

其次,随着深度的提高,产学研联盟组合内的紧密关系增加了科技中小企业陷入知识锁定及知识刚性的风险(Bi et al, 2020)。此时,企业将自身锁定于特定知识搜索范围及相对受限的知识基础中,阻碍其吸收异质性新知识和新信息(Zhang et al, 2022),抑制其创造性地对知识资源进行重组(González-Moreno et al, 2019),不利于提高新知识获取和利用能力,抑制创新能力(刘斐然等,2020),最终限制自身成长。

最后,随着深度的提高,科技中小企业管控知识共享与交易过程的难度提升,增加了机会主义行为与核心知识泄露的风险(张羽飞等,2022),降低了产学研联盟组合的运行效率,损害了企业知识储备与创新能力(刘斐然等,2020)。紧密的互动关系会夸大信任互惠(Zheng and Yang, 2015),企业更倾向于相信学研伙伴只会进行对其有利的行为,进而减少对伙伴行为与合作过程的监督(Bi et al, 2020),从而不利于实现预期联盟目标,损害创新能力(张羽飞等,2022),最终阻碍自身成长。

基于此,本文提出假设 2b:

产学研联盟组合深度通过削弱科技中小企业技术创新能力来抑制其自身成长(H2b)。

(三)外部制度环境的调节机制分析

外部制度环境约束着区域内企业的认知与行为,规范区域内联盟过程、交易成本与伙伴行为(杨震宁和赵红,2020),是科技中小企业成长发展的重要影响因素(张羽飞等,2022),既包括正式成文的法律法规、市场规则、产权保护等正式制度环境,又包括约定俗成的社会规范、道德规范、文化观念等非正式制度环境(贾凡胜等,2017;杨震宁和赵红,2020)。因此,探讨产学研联盟组合对科技中小企业成长的影响时,需充分考虑中国独特外部制度环境的重要影响。

1. 正式制度发展水平的调节作用

良好的正式制度发展水平意味着较高的政府治理水平、市场化水平及法制化水平,为企业创新活动提供了比较稳定的运行框架(杨震宁和赵红,2020)。本文认为,正式制度发展水平在产学研联盟组合广度与科技中小企业成长间存在调节作用。

首先,正式制度发展水平越高,市场规则越完善(Boddewyn and Peng, 2021),科技中小企业更容易且更愿意基于市场化规则,从丰富的市场渠道直接获取成长所需各类稀缺资源(张树满等,2021),进而对其依靠

广泛产学研联盟组合获取资源实现成长的路径产生了替代作用,广度的正向作用也因此被削弱。反之,正式制度发展水平越低,市场规则作用越小,科技金融与科技中介等服务机制不够完善(杨博旭等, 2021),创新资源匮乏与合法性缺失的科技中小企业难以依靠自身通过市场手段获得成长资源(杨震宁和赵红, 2020),因此会更加依赖拓宽产学研联盟组合范围快速获取和利用外部学研资源(Kafouros et al, 2015),进而放大了广度的正向作用。

其次,正式制度发展水平越高,政府对资源配置与企业经营的干预水平越低,不利于科技中小企业获得高水平的政府支持(张树满等, 2021),降低其开展广泛产学研合作的积极性(刘斐然等, 2020),进而弱化了广度对成长的正向作用。反之,正式制度发展水平越低,政府越倾向于采取政府补贴等手段主导资源配置的效率与效果(Boddewyn and Peng, 2021),高水平的政府支持可通过直接资金投入或间接认证效应保障企业持续稳定的创新支出(施建军和栗晓云, 2021),缓解其开展广泛产学研活动时受到的创新资源限制与融资约束(刘斐然等, 2020),进而强化广度的正向作用。

最后,正式制度发展水平越高,市场价格的信号机制发挥更大的作用(杨博旭等, 2021),外部资源持有者的投资与合作决策更多依赖项目市场价格信号所反映的真实潜在价值(杨震宁和赵红, 2020),削弱了高广度的积极信号作用。此外,正式制度发展水平越高,金融体系越完善、融资渠道越多样(张树满等, 2021),科技中小企业可通过自身获得外部金融资源。此时,高广度产学研联盟组合带来的合法性认证效应只起到了“锦上添花”的作用,对成长的促进作用被削弱。

基于此,本文提出假设 3a:

正式制度发展水平削弱了产学研联盟组合广度对科技中小企业成长的正向影响(H3a)。

本文认为,正式制度发展水平在产学研联盟组合深度与科技中小企业成长间存在调节作用。

首先,正式制度发展水平越高,政府的干预水平越低(杨震宁和赵红, 2020),削弱科技中小企业为应对制度压力而与学研伙伴加深合作的动机,更多地依照市场导向合理配置产学研联盟组合(Kafouros et al, 2015),进而弱化深度对成长的负向作用。反之,正式制度发展水平越低,政府的干预水平越高,科技中小企业为满足政府产学研深度融合的要求而面临较高制度压力(张树满等, 2021),倾向于选择依赖现有成熟经验与组织惯例解决成长问题,即与现有学研伙伴重复加深合作以分摊固定成本、降低边际成本(刘斐然等, 2020),进而加剧深度的负向影响。

其次,正式制度发展水平越高,法律制度与监督机制越完善,越有利于产学研各方消除对产学研联盟关系中知识产权、利益分配等问题的担忧(杨震宁和赵红, 2020),提高了产学研联盟组合效率。此时,机会主义行为和知识泄露风险得到抑制,伙伴间沟通协调得到促进(Kafouros et al, 2015),有利于科技中小企业充分获取和利用高深度产学研联盟组合中的同质性信息与资源,进而削弱了深度的负向作用。

最后,较高的正式制度发展水平可以提高企业管理者对产学研联盟组合的管控能力,鼓励企业与学研伙伴积极开发新成长路径,降低了高深度产学研联盟组合中路径依赖与知识锁定风险,防止了锁定于特定知识搜索范围内(杨震宁和赵红, 2020),从而削弱了深度对成长的负向作用。具体而言,正式制度发展水平越高,市场竞争越激烈,增加了企业管理者的生存压力,促使其提高自身的内部管理和控制能力(张树满等, 2021),进而提高了其对产学研联盟组合的管控能力。

基于此,本文提出假设 3b:

正式制度发展水平削弱了产学研联盟组合深度对科技中小企业成长的负向影响(H3b)。

2. 社会信任水平的调节作用

社会信任水平是市场经济中最重要道德基础,是非正式制度环境最核心的构成要素,现有研究大多将其作为非正式制度环境的主要代理指标(贾凡胜等, 2017;徐玉德等, 2021;张羽飞等, 2023)。社会信任水平指地区内社会成员对于其他成员可信程度的平均预期(李文贵, 2020),具有促进契约签订和执行、规范个体与企业行为等重要作用(宋渊洋和赵嘉欣, 2020),会影响产学研联盟组合中创新主体间的认知、交流和互动(张羽飞等, 2023)。

本文认为,社会信任水平在产学研联盟组合广度与科技中小企业成长间存在调节作用。首先,社会信任水平可以缓解企业管理者配置产学研联盟组合时的短视问题(于贵芳等, 2020),增强其构建广泛产学研联盟组合的动机,进而放大了广度对成长的正向作用。较高的社会信任水平不仅可以对企业管理者的自利行为施加制度压力(宋渊洋和赵嘉欣, 2020),抑制管理者在创新决策中的风险规避倾向;还可以打破股东与管

理者间的信息壁垒,使其相互信任、高效沟通,让股东对高广度产学研联盟组合中的投资风险具有更高的容忍度以减少管理者的职业担忧(刘笑霞和李明辉,2019),进而激励管理者的多样化创新意愿。此时,企业管理者倾向于拓宽与学研伙伴的合作范围,进而增强广度的正向作用。

其次,社会信任水平可以缓解科技中小企业面临的融资约束,减轻高广度产学研联盟组合中的高额搜索成本与多元模式带来的财务负担,进而加强广度对成长的正向作用。一方面,高社会信任水平可以通过改善企业信息披露意愿与质量,有效缓解企业与外部投资者的信息不对称(刘笑霞和李明辉,2019),直接吸引外部融资流入;另一方面,可以通过赋予该地区内企业值得信赖的“社会印章”,间接吸引外部融资与高层次创新资源流入,诱发潜在合作机会和知识交流意愿(于贵芳等,2020),进而放大产学研联盟组合广度的正向作用。

最后,社会信任水平有利于科技中小企业有效利用广泛产学研合作获得的异质性资源,进而提升高广度产学研联盟组合的运行效率与效果。较高的社会信任水平一方面可以强化产学研伙伴间的信任关系,提升沟通效率并促进创新资源与信息的有效传递及共享(于贵芳等,2020),进而加快并提高产学研联盟组合的进度与成功率;另一方面可以减少研发人员对智力成果被同行剥夺的担忧(宋渊洋和赵嘉欣,2020),使其愿意及时共享新的知识和想法,提高产学研联盟组合的产出效率。

基于此,本文提出假设 4a:

社会信任水平加强了产学研联盟组合广度对科技中小企业成长的正向影响(H4a)。

本文认为,社会信任水平在产学研联盟组合深度与科技中小企业成长间存在调节作用。首先,社会信任水平可以降低机会主义行为与知识泄露风险,保障产学研契约的高效构建与有效实施,进而缓解了深度对成长的负面影响。一方面,较高的社会信任水平可以约束产学研各方进行诚信合作行为(李文贵,2020),有效减轻科技中小企业在联盟中因较低合法性与话语权带来的风险与冲突(于贵芳等,2020),有利于维护较高深度中紧密关系的稳定;另一方面,较高的社会信任水平可以为产学研各方提供稳定的心理预期,降低伙伴间隐瞒与欺骗的概率,进而构建顺畅的合作机制,降低监督、协调等交易成本(于贵芳等,2020),进而削弱了深度的负面影响。

其次,社会信任水平可以增进社会成员间与组织间的信任(于贵芳等,2020),有利于产学研各方开展高质量的、复杂的知识传递与共享,促进核心隐性和复杂知识的迅速转移与溢出(李文贵,2020),从而使得产学研各方在频繁且深入的合作中获得更多有价值的资源和知识。此时,企业可以充分获取和利用高深度产学研联盟组合中的同质性信息与资源,提高了产学研联盟组合效率,进而削弱了深度对成长的负面影响。

最后,社会信任水平可以加速信息在不同社会成员与组织间的共享与流动(李文贵,2020),增进产学研各方面的了解,增加资源分配的有效性(于贵芳等,2020),有利于科技中小企业突破较高深度产学研联盟组合中的路径依赖,进而削弱了深度对成长的负面影响。反之,社会信任水平越低,产学研伙伴间信任度越低,合法性低的科技中小企业更倾向于依赖现有伙伴,维持现有产学研交易结构(于贵芳等,2020),习惯性地采用现有组织流程解决当前问题,降低了战略灵活性,从而加剧了较高深度中产学研联盟组合知识锁定与路径依赖的风险。

基于此,本文提出假设 4b:

社会信任水平削弱了产学研联盟组合深度对科技中小企业成长的负向影响(H4b)。

基于以上分析,本文构建的研究框架如图 1 所示。

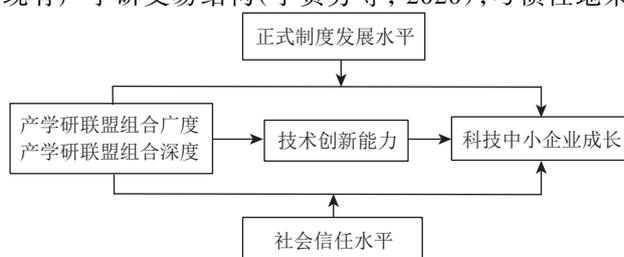


图 1 研究框架

三、研究设计

(一) 样本选取与数据收集

本文选择创业板制造业上市企业为研究对象,原因如下:首先,创业板旨在为具有高成长潜力的高科技产业的中小企业、创业企业提供融资机会,可为研究科技中小企业提供较好的经验数据(张羽飞等,2022);其次,创业板制造业上市企业中,95%以上被国家授予高新技术企业,65%以上拥有至少一个产学研联盟组合,可提供良好的研究环境;最后,制造业众多子行业覆盖范围广,可提高研究结论的普适性。

采用5年移动时间窗口构建产学研联盟组合(Zheng and Yang, 2015),收集了2009—2020年创业板制造业上市企业建立或参与的产学研联盟信息,构建了2013—2020年的产学研联盟组合,最终获得了150家企业2013—2020年8个时期的非平衡面板数据,共计1189条观测值。

本文数据来源具有多样性。第一,产学研联盟组合数据来源于手工收集的产学研联盟信息数据库(张羽飞等, 2022),具体包含WIND数据库、百度新闻、企业官网披露的产学研联盟信息;第二,专利数据来源于国泰安(CSMAR)数据库,并通过国家知识产权局网站进行核实与补充;第三,正式制度发展水平相关数据来源于《中国分省份市场化指数报告(2018)》;第四,社会信任水平原始数据来源于《中国综合社会调查(CGSS)》;第五,企业基本信息与财务数据来自CSMAR和WIND数据库。

(二)变量测量

1. 因变量

企业成长(*FirmGrowth*):采用销售收入增长率作为科技中小企业成长的代理变量(Nason et al, 2019; 张羽飞等, 2022),具体公式为 $FirmGrowth_t = (\text{销售收入}_{t+1} - \text{销售收入}_t) / \text{销售收入}_t$ 。

2. 自变量

产学研联盟组合广度(*IURAPB*):使用一个产学研联盟组合内焦点企业使用的产学研联盟模式类型的数量总计测度产学研联盟组合广度(Zhang et al, 2022)。具体而言,本文将产学研联盟模式划分为10种类型,分别为技术转让、委托研发、成果转化与产业化、合作研发、共建研究中心或实验室、共建实体公司、订单式培养、共建专业、共建实践基地、共建学院。因此,取值范围为1~10,数值越大,广度越高。

产学研联盟组合深度(*IURAPD*):采用一个产学研联盟组合内焦点企业与每个产学研联盟伙伴的平均合作次数表示(刘斐然等, 2020),具体测度为企业与所有学研伙伴合作频次之和/学研伙伴数量。企业与每个伙伴的合作次数越多,说明其与这些伙伴间关系越紧密、互动越频繁且深入(刘斐然等, 2020)。

3. 中介变量与调节变量

技术创新能力(*Innoability*):采用企业发明专利申请数量作为技术创新能力的代理变量(施建军和栗晓云, 2021),具体计算公式为 $Innoability_t = \ln(\text{焦点企业发明专利申请总量}_{t+1})$ 。

正式制度发展水平(*FInsti*):使用分省份市场化总指数测度正式制度发展水平(王小鲁等, 2019),分数越高说明该地区正式制度环境越好。数据来源于《中国分省份市场化指数报告(2018)》(杨博旭等, 2021),此报告只提供了2008—2016年偶数年数据,本文采用移动平均法,推算出奇数年各省份的市场化总指数。

社会信任水平(*Trust*):采用由《中国综合社会调查(CGSS)》计算得到的各地区居民社会信任水平作为规范维度非正式制度环境的代理变量(刘笑霞和李明辉, 2019)。具体而言,对CGSS中问题“总的来说,您是否同意在这个社会上,绝大多数人都是可以信任的?”的回答进行计算:首先,对“非常不同意”“比较不同意”“说不上同意不同意”“比较同意”“非常同意”五类回答分别赋值-2、-1、0、1、2,然后分省份计算各省内所有回答得分的平均数,作为该省当年的社会信任水平,数值越高表明该省社会信任程度越高。目前,CGSS已公开披露2010—2013年、2015年及2017年的数据,本文采用移动平均法,推算出其他年份各省份的社会信任水平。

4. 控制变量

参考已有文献(Nason et al, 2019; 郭韬等, 2021),本文同时控制了以下控制变量:①联盟组合层面:产学研联盟组合规模(*APsize*),测度为一个产学研联盟组合中联盟数量总计;②企业层面:企业规模(*Fsize*),以企业总资产的自然对数衡量;企业盈利能力(*ROS*),以营业毛利率表示,测度为毛利与营业收入之比;企业偿债能力(*LEV*),以资产负债率表示,测度为负债合计与资产总计之比;企业运营能力(*TO*),以应收帐款周转率测度,为营业收入与应收账款期末余额之比;资本密集度(*CI*),以企业固定资产与员工人数比值的自然对数来衡量;技术人员数量(*TE*),以企业技术人员数量的自然对数衡量;首席执行官(CEO)受教育水平(*CEOedu*),用虚拟变量测度,若CEO具有硕士或以上学历计为1,否则为0;③区域层面:地区经济发展水平(*GDP*),测度为企业所在省份的年度GDP同比增长率。此外,进一步控制了地区、年份和行业虚拟变量。

(三)模型设定与研究方法

构建模型(1)以检验产学研联盟组合对科技中小企业成长的影响效应,以及外部制度环境对其的调节机制。具体计量模型如式(1)所示。

$$\begin{aligned}
 FirmGrowth_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 IURAPB_{i,t-1} + \beta_2 IURAPD_{i,t-1} + \beta_3 FInsti_{i,t-1} + \beta_4 Trust_{i,t-1} + \\
 & \beta_5 IURAPB_{i,t-1} \times FInsti_{i,t-1} + \beta_6 IURAPD_{i,t-1} \times FInsti_{i,t-1} + \\
 & \beta_7 IURAPB_{i,t-1} \times Trust_{i,t-1} + \beta_8 IURAPD_{i,t-1} \times Trust_{i,t-1} + \\
 & \beta Controls_{i,t-1} + \lambda_{year} + \lambda_{industry} + \lambda_{region} + \varepsilon_{i,t-1}
 \end{aligned} \tag{1}$$

其中： $FirmGrowth_{i,t}$ 为*i*企业第*t*年成长绩效； $IURAPB_{i,t-1}$ 、 $IURAPD_{i,t-1}$ 为*i*企业第*t-1*年产学研联盟组合广度与深度； $FInsti_{i,t-1}$ 为*i*企业所在地区第*t-1*年的正式制度发展水平； $Trust_{i,t-1}$ 为*i*企业所在地区第*t-1*年的社会信任水平； $IURAPB_{i,t-1} \times FInsti_{i,t-1}$ 、 $IURAPD_{i,t-1} \times FInsti_{i,t-1}$ 分别为两个自变量与正式制度发展水平的交互项； $IURAPB_{i,t-1} \times Trust_{i,t-1}$ 、 $IURAPD_{i,t-1} \times Trust_{i,t-1}$ 分别为两个自变量与社会信任水平的交互项； $Controls_{i,t-1}$ 为*i*企业第*t-1*年所有控制变量； λ_{year} 、 $\lambda_{industry}$ 和 λ_{region} 为年度、行业及地区固定效应； $\varepsilon_{i,t-1}$ 为模型随机误差项； β 为各项回归估计系数。为降低多重共线性，对自变量和调节变量进行了中心化处理；为降低内生性问题，将解释变量滞后1期；为消除极端值的影响，对连续变量进行了1%双边缩尾处理。本文使用多重固定效应线性回归模型来检验假设，以同时包含两个以上固定效应且捕获不可观测的异质性特征，并正确估算聚类稳健标准误。

四、实证分析

(一) 产学研联盟组合与科技中小企业成长的影响效应与调节效应检验

变量的描述性统计和皮尔森相关性分析结果见表1：各变量间的相关系数均未超过0.6，表明回归多重共线性可能性较低。方差膨胀因子(VIF)检验结果显示：全模型(1)的VIF平均值为1.53，最大值为2.61，均低于问题阈值10，因此研究模型不存在多重共线性问题。

多重固定效应线性回归结果见表2。基准模型1仅包含所有控制变量，模型2加入了产学研联盟组合广度与深度两个自变量以检验H1a与H1b，模型3加入了调节变量正式制度发展水平及其与两个自变量的交互项以检验H3a、H3b，模型4加入了调节变量社会信任水平及其与两个自变量的交互项以检验H4a、H4b，全模型5包含了所有解释变量。

H1a提出产学研联盟组合广度正向影响科技中小企业成长。表2的模型2中广度系数显著为正[b(回归系数)=0.134, P(显著性p值)<0.05]，支持了H1a；模型3(b=0.180, P<0.01)、模型4(b=0.135, P<0.01)、模型5(b=0.203, P<0.01)中广度系数均显著为正，进一步支持了H1a。H1b提出产学研联盟组合深度负向影响科技中小企业成长。模型2中深度系数显著为负(b=-0.031, P<0.01)，支持了H1b；模型3(b=-0.045, P<0.01)、模型4(b=-0.034, P<0.01)、模型5(b=-0.050, P<0.01)中深度系数均显著为负，进一步支持了H1b。

表1 描述性统计和皮尔森相关性系数

变量名称	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1. FirmGrowth	1														
2. Innoability	0.095***	1													
3. IURAPB	0.018	0.156***	1												
4. IURAPD	-0.019	-0.148***	0.391***	1											
5. FInsti	-0.003	0.035*	0.108***	0.084***	1										
6. Trust	-0.032	0.014	-0.033	-0.025	0.223***	1									
7. ASize	0.015	0.172***	0.381***	0.362***	0.110***	-0.001	1								
8. Fsize	-0.026	0.399***	0.158***	0.133***	0.186***	-0.007	0.166***	1							
9. ROS	0.064***	0.059***	0.013	0.002	-0.038*	0.028	0.022	0.000	1						
10. LEV	-0.058***	0.182***	-0.011	-0.010	0.026	-0.032	-0.005	0.461***	-0.109***	1					
11. TO	-0.047**	0.077***	-0.010	-0.032	-0.013	0.053***	-0.013	0.066***	0.071***	0.128***	1				
12. CI	0.127***	0.108***	-0.012	-0.005	0.016	-0.009	-0.012	0.017	-0.022	0.028	-0.171***	1			
13. TE	0.006	0.506***	0.158***	0.153***	0.105***	0.025	0.180***	0.658***	0.051**	0.283***	0.125***	-0.018	1		
14. CEOedu	-0.021	0.137***	0.095***	0.094***	-0.066***	-0.011	0.106***	0.101***	-0.017	0.067***	0.000	0.020	0.131***	1	
15. GDP	-0.019	0.045**	-0.01	-0.018	0.419***	0.680***	0.033	0.054***	-0.001	0.039*	0.070***	-0.003	0.082***	-0.038*	1
平均值	0.206	2.561	3.136	1.547	8.539	0.415	4.06	22.028	0.06	0.375	0.607	12.631	5.966	0.185	6.347
标准差	0.401	1.177	1.483	0.665	1.586	0.153	2.876	0.878	0.097	0.167	0.351	0.717	0.969	0.389	2.734

注：*表示p<0.1，**表示p<0.05，***表示p<0.01。

表2 多重固定效应线性回归结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
<i>IURAPB</i>		0.134 ^{**} (0.060)	0.180 ^{***} (0.045)	0.135 ^{***} (0.045)	0.203 ^{***} (0.045)
<i>IURAPD</i>		-0.031 ^{***} (0.011)	-0.045 ^{***} (0.008)	-0.034 ^{***} (0.008)	-0.050 ^{***} (0.008)
<i>Innoability</i>					
<i>FInsti</i>			1.084 [*] (0.597)		0.889(0.630)
<i>IURAPB×FInsti</i>			-0.388 ^{***} (0.087)		-0.955 ^{***} (0.129)
<i>IURAPD×FInsti</i>			0.094 ^{***} (0.016)		0.230 ^{***} (0.025)
<i>Trust</i>				-2.798(0.192)	-5.925(0.153)
<i>IURAPB×Trust</i>				0.066 [*] (0.040)	0.158 ^{***} (0.042)
<i>IURAPD×Trust</i>				0.017 ^{**} (0.007)	0.038 ^{***} (0.008)
<i>APsize</i>	-0.061 ^{**} (0.026)	-0.033(0.052)	0.003(0.038)	0.005(0.039)	-0.002(0.038)
<i>Fsize</i>	-0.982 ^{***} (0.182)	-0.987 ^{***} (0.182)	-0.596 ^{***} (0.119)	-0.583 ^{***} (0.120)	-0.616 ^{***} (0.118)
<i>ROS</i>	0.306 ^{**} (0.129)	0.308 ^{**} (0.129)	0.138 [*] (0.077)	0.125(0.078)	0.153 ^{**} (0.076)
<i>LEV</i>	1.973 ^{***} (0.563)	1.962 ^{***} (0.562)	0.088(0.333)	0.099(0.335)	0.166(0.330)
<i>TO</i>	1.543 ^{***} (0.533)	1.465 ^{***} (0.533)	-0.259(0.209)	-0.249(0.211)	-0.296(0.207)
<i>CI</i>	0.574 ^{***} (0.079)	0.580 ^{***} (0.079)	0.199 ^{***} (0.005)	0.199 ^{***} (0.005)	0.199 ^{***} (0.005)
<i>TE</i>	0.131(0.400)	0.148(0.399)	-0.061(0.083)	-0.064(0.084)	-0.033(0.082)
<i>CEOedu</i>	-0.331 ^{**} (0.165)	-0.311 [*] (0.165)	-0.277 ^{**} (0.123)	-0.306 ^{**} (0.124)	-0.225 [*] (0.121)
<i>GDP</i>	-0.676(0.577)	-0.698(0.576)	-0.859 [*] (0.439)	-1.054 ^{**} (0.443)	-0.917 ^{***} (0.438)
<i>Constants</i>	37.966 ^{**} (16.910)	38.595 ^{**} (16.880)	34.327 ^{***} (13.120)	43.884 ^{***} (12.994)	37.772 ^{***} (12.992)
<i>Year/Region/Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1189	1189	1189	1189	1189
<i>R</i> ²	0.228	0.232	0.319	0.320	0.345

注：*表示 $p<0.1$ ，**表示 $p<0.05$ ，***表示 $p<0.01$ ；括号内为稳健标准误。

H3a指出正式制度发展水平削弱了产学研联盟组合广度对科技中小企业成长的正向影响,模型3($b=-0.388$, $P<0.01$)与全模型5($b=-0.955$, $P<0.01$)中均显著为负的广度和正式制度发展水平交互项共同验证了H3a。H3b指出正式制度发展水平削弱了产学研联盟组合深度对科技中小企业成长的负向影响,模型3($b=0.094$, $P<0.01$)与全模型5($b=0.230$, $P<0.01$)中深度和正式制度发展水平交互项显著为正,共同验证了H3b。H4a提出社会信任水平加强了产学研联盟组合广度对科技中小企业成长的正向影响,模型4($b=0.066$, $P<0.1$)与全模型5($b=0.158$, $P<0.01$)中均显著为正的深度和社会信任水平的交互项共同支持了H4a。H4b提出社会信任水平削弱了产学研联盟组合深度对科技中小企业成长的负向影响,模型4($b=0.017$, $P<0.05$)与全模型5($b=0.038$, $P<0.01$)中深度和社会信任水平交互项显著为正,共同支持了H4b。

图2~图5为调节作用图,其中,较低与较高制度环境水平分别为均值减去与加上一个标准差。由图2可知,在正式制度发展水平较高的地区,广度对企业成长的正向作用更弱,与H3a一致;由图3可知,在正式制度发展水平较高的地区,深度对企业成长的负向作用更弱,与H3b一致;由图4可知,在社会信任水平较高的地区,广度对企业成长的正向作用更强,与H4a一致;由图5可知,在社会信任水平较高的地区,深度对企业成长的负向作用更弱,与H4b一致。

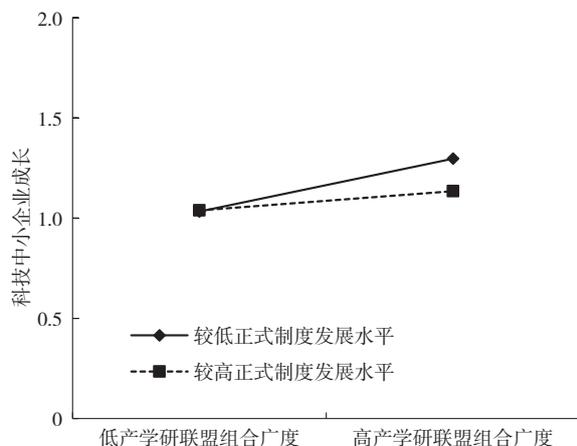


图2 正式制度发展水平在产学研联盟组合广度与科技中小企业成长间的调节作用

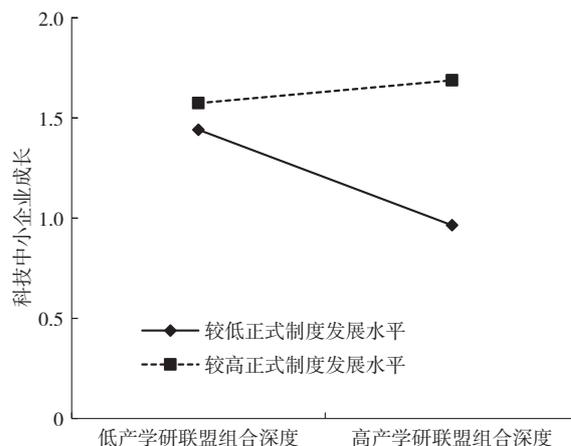


图3 正式制度发展水平在产学研联盟组合深度与科技中小企业成长间的调节作用

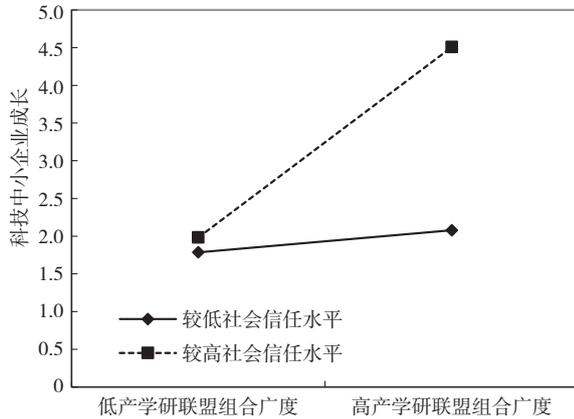


图 4 社会信任水平在产学研联盟组合广度与科技中小企业成长间的调节作用

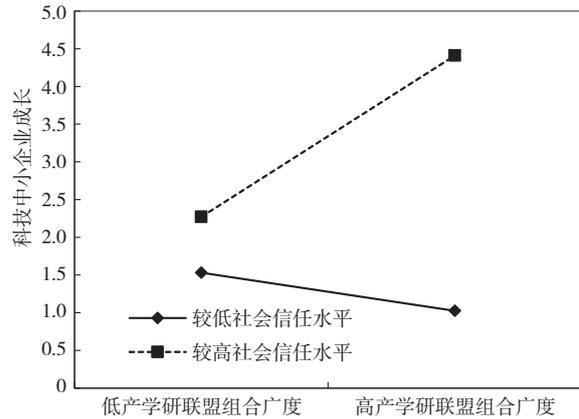


图 5 社会信任水平在产学研联盟组合深度与科技中小企业成长间的调节作用

(二) 产学研联盟组合与科技中小企业成长的机制检验

根据前文理论假设,本部分对技术创新能力的作用机制进行检验。参照江艇(2022),机制检验计量模型设定如下:

$$Innoability_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 IURAPB_{i,t-1} + \beta_2 IURAPD_{i,t} + \beta Controls_{i,t} + \lambda_{year} + \lambda_{industry} + \lambda_{region} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中: $Innoability_{i,t}$ 为*i*企业技术创新能力。

机制检验结果见表 3。自变量产学研联盟组合广度的系数显著为正($b=0.163, P<0.01$),反映产学研联盟组合广度对科技中小企业技术创新能力具有明显的正向作用。以往学者的研究认为,企业技术创新能力的增强可以提升其自身成长绩效(Wei et al, 2014; 施建军和栗晓云, 2021)。因此,综合上述回归结果及以往研究的结论能够得出,产学研联盟组合广度可以通过增强科技中小企业技术创新能力来提升其自身成长。自变量产学研联盟组合深度的系数显著为负($b=-0.018, P<0.1$),反映产学研联盟组合深度对科技中小企业技术创新能力具有明显的负向作用。以往学者的研究认为,企业技术创新能力的下降会抑制其自身成长绩效(张军和许庆瑞, 2014; 施建军和栗晓云, 2021)。因此,综合上述回归结果及以往研究的结论能够得出,产学研联盟组合深度将会通过削弱科技中小企业技术创新能力来抑制其自身成长。

表 3 机制检验结果

变量	<i>Innoability</i>	<i>Innoability</i>
	模型 1	模型 2
<i>IURAPB</i>	0.163*** (0.053)	
<i>IURAPD</i>		-0.018* (0.011)
<i>Controls</i>	控制	控制
<i>Year/Region/Industry</i>	控制	控制
<i>Constants</i>	-5.643 (14.548)	-5.587 (14.241)
<i>N</i>	1189	1189
<i>R</i> ²	0.765	0.739

注: *表示 $p<0.1$, **表示 $p<0.05$, ***表示 $p<0.01$; 括号内为稳健标准误。

(三) 稳健性检验

稳健性检验结果见表 4。第一, 更换自变量测度。使用产学研联盟伙伴重复度作为产学研联盟组合深度的代理变量(Zheng and Yang, 2015), 具体测度为企业重复性产学研联盟伙伴的几何平均数(Bi et al, 2020)。重复合作次数越多, 说明企业与这些伙伴的互动合作越紧密且深入(刘斐然等, 2020), 深度越高。结果显示: 模型 1 中显著为正的广度系数($b=0.142, P<0.05$)验证了 H1a, 显著为负的深度系数($b=-0.030, P<0.01$)验证了 H1b。正式制度发展水平与广度($b=-0.514, P<0.01$)及深度($b=0.110, P<0.01$)的交互项系数均显著, 验证了 H3a 与 3b; 社会信任水平与广度($b=0.111, P<0.05$)及深度($b=0.021, P<0.01$)的交互项系数均显著, 验证了 H4a 与 H4b。至此, 本稳健性检验结果与主检验保持一致。

第二, 更换结果变量测度。本文使用总资产的对数增长率测度企业成长(Nason et al, 2019), 具体公式为: $FirmGrowth_t = \ln(\text{总资产}_{t+1}) - \ln(\text{总资产}_t)$ 。结果显示: 模型 2 中广度系数显著为正($b=0.060, P<0.05$)、深度系数显著为负($b=-0.014, P<0.05$), 分别验证了 H1a 与 H1b。正式制度发展水平与广度($b=-0.197, P<0.05$)及深度($b=0.059, P<0.01$)的交互项系数均显著, 分别验证了 H3a 与 H3b; 社会信任水平与广度($b=0.096, P<0.01$)及深度($b=0.016, P<0.01$)的交互项系数均显著, 分别验证了 H4a 与 H4b。至此, 本稳健性检验结果与主检验保持一致。

第三,更换调节变量测度。使用全国各地区社会信任指数的自然对数测度调节变量社会信任程度(傅绍正和刘扬,2021)。结果显示:模型3($b=0.206, P<0.01$)中显著为正的广度系数、与显著为负的深度系数($b=-0.051, P<0.01$)分别支持了H1a与H1b。显著的正式制度发展水平与广度($b=-1.015, P<0.01$)及深度($b=0.241, P<0.01$)的交互项系数验证了H3a与H3b;均显著的社会信任水平与广度($b=0.663, P<0.01$)及深度($b=0.153, P<0.01$)的交互项系数验证了H4a与H4b。至此,本稳健性检验结果与主检验保持一致。

第四,使用其他回归方法。随机效应模型考虑了个体效应且不存在固定效应的附带参数问题(张羽飞等,2022),因此本文进一步使用随机效应模型检验研究假设。结果显示:模型4($b=0.201, P<0.01$)中显著为正的广度系数、与显著为负的深度系数($b=-0.053, P<0.01$)分别支持了H1a与H1b。正式制度发展水平与广度($b=-0.958, P<0.01$)及深度($b=0.228, P<0.01$)的交互项系数均显著,验证了H3a与H3b;社会信任水平与广度($b=0.139, P<0.01$)及深度($b=0.034, P<0.01$)的交互项系数均显著,支持了H4a与H4b。至此,本稳健性检验结果与主检验保持一致。

表4 稳健性检验结果

变量	更换自变量测度	更换因变量测度	更换调节变量测度	随机效应模型
	模型1	模型2	模型3	模型4
<i>IURAPB</i>	0.142 ^{**} (0.057)	0.060 ^{**} (0.029)	0.206 ^{***} (0.045)	0.201 ^{***} (0.042)
<i>IURAPD</i>	-0.030 ^{***} (0.007)	-0.014 ^{**} (0.005)	-0.051 ^{***} (0.008)	-0.053 ^{***} (0.004)
<i>FInsti</i>	0.902(0.640)	-0.024(0.407)	1.089 [*] (0.639)	1.539(0.627)
<i>IURAPB×FInsti</i>	-0.514 ^{***} (0.142)	-0.197 ^{**} (0.083)	-1.015 ^{***} (0.136)	-0.958 ^{***} (0.149)
<i>IURAPD×FInsti</i>	0.110 ^{***} (0.017)	0.059 ^{***} (0.016)	0.241 ^{***} (0.026)	0.228 ^{***} (0.022)
<i>Trust</i>	-6.918(0.327)	5.938(0.091)	0.148(0.339)	-10.116 ^{***} (0.238)
<i>IURAPB×Trust</i>	0.111 ^{**} (0.049)	0.096 ^{***} (0.027)	0.663 ^{***} (0.210)	0.139 ^{***} (0.038)
<i>IURAPD×Trust</i>	0.021 ^{***} (0.049)	0.016 ^{***} (0.005)	0.153 ^{***} (0.031)	0.034 ^{***} (0.007)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year/Region/Industry</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Constants</i>	38.235 ^{***} (13.199)	20.674 ^{**} (8.391)	34.810 ^{***} (13.054)	37.811 ^{***} (3.325)
<i>N</i>	1189	1189	1189	1189
<i>R</i> ²	0.342	0.305	0.328	
Wald Chi ²				797.46 ^{***}

注:*表示 $p<0.1$,**表示 $p<0.05$,***表示 $p<0.01$;括号内为稳健标准误。

五、结论与讨论

基于资源能力理论和制度理论,本文构建了“产学研联盟组合广度与深度-技术创新能力-企业成长”的研究框架,利用150家中国创业板制造业上市企业数据,实证检验了产学研联盟组合广度与深度影响科技中小企业成长的影响机理。结果表明:①产学研联盟组合广度对科技中小企业成长有显著正向影响,而深度则有显著负向影响;②产学研联盟组合广度对科技中小企业技术创新能力有显著正向影响,而深度则有显著负向影响;③技术创新能力在产学研联盟组合广度及深度与科技中小企业成长关系中均起到了部分中介效应;④正式制度发展水平削弱了产学研联盟组合广度对科技中小企业成长的正向影响,且削弱了产学研联盟组合深度对科技中小企业成长的负向影响;⑤社会信任水平加强了产学研联盟组合广度对科技中小企业成长的正向影响,而削弱了产学研联盟组合深度对科技中小企业成长的负向影响。

本文的理论贡献主要如下:

第一,丰富了联盟组合相关研究。现有联盟组合文献主要关注发达国家情境下大型企业构建的普通联盟组合,忽视了中国这一异质性制度情境中科技中小企业的特殊研究情境,忽视了产学研联盟组合这一特殊类型联盟组合,更忽视了关系维度联盟组合配置对企业成长的绩效影响。本文聚焦中国科技中小企业构建产学研联盟组合实现自身成长的独特现象,从外部合作范围及内部交互深度两个关系维度出发,分别探讨了产学研联盟组合广度与深度对科技中小企业成长的影响,剖析了技术创新能力在其中的中介作用,以及中国独特外部正式与非正式制度环境的调节作用,打开了内在机制“黑箱”,从而拓展了联盟组合相关研究。

第二,丰富了产学研联盟的相关研究。现有产学研联盟研究主要囿于单联盟层面探究其对学研方学术绩效或企业方创新绩效的影响,忽视了学术界对转向产学研联盟组合层面的呼吁,更忽视了联盟组合层面产学研关系特征对企业成长的影响机制。本文从联盟组合层面探讨了产学研联盟组合广度及深度对科技中小

企业成长的作用机制和情境条件,从而拓展了产学研联盟的相关研究。

第三,发展了制度理论的相关研究。现有制度理论研究主要关注正式制度环境,仅有少数研究探讨了社会信任、儒家传统文化等非正式制度环境对区域经济等宏观层面的直接影响,忽视了非正式制度环境对微观企业绩效的直接或间接影响。本文突破以往正式制度环境研究视角,将非正式制度因素纳入到企业联盟组合治理的框架内,弥补了现有研究对非正式制度关注的不足,从而丰富了非正式制度微观机制的相关研究。

本文具有鲜明的管理启示:

第一,本文发现产学研联盟组合广度对科技中小企业成长具有正向影响,而产学研联盟组合深度具有负向影响,因此科技中小企业配置产学研联盟组合时,应避免过度依赖少数关键产学研伙伴,在综合考虑自身实际情况和优劣势后积极与多样的产学研伙伴构建多样的合作模式,以利用不同伙伴类型及合作模式带来的不同类型的优势资源,不断提升自身成长。

第二,研究结果表明技术创新能力有利于促进科技中小企业成长,且在产学研联盟组合深度与企业成长间发挥部分中介作用,因此企业应加强知识获取、转化和利用等技术创新能力建设,以更好地应对高产学研联盟组合深度带来的威胁,削弱其对企业成长的负面影响。

第三,研究结果揭示了正式与非正式制度环境削弱了产学研联盟组合深度对科技中小企业成长的负向作用,因此政府应培育更完善的正式制度环境、更诚信互助的社会信任环境,最终从正式制度和非正式制度两个方面营造公平、高效、包容、互信的外部制度环境,帮助科技中小企业构建产学研联盟组合以实现其高质量成长。

本文存在一些局限性:

第一,受限于产学研联盟信息的非强制披露性,本文仅选取联盟信息披露相对完全的创业板上市企业代表科技中小企业。然而上市企业大多都进入了相对成熟的成长阶段,限制研究结果的普适性,未来研究可使用不同行业未上市的、规模较小、较年轻的科技中小企业来检验本文假设。

第二,本文仅从外部合作范围与内部交互深度探讨了产学研联盟组合对科技中小企业成长的影响,而产学研联盟组合配置是一个多维度的复杂概念,未来研究可以从主体构成、主体层次等其他维度入手,进一步探讨产学研联盟组合配置对企业绩效的影响,以拓展产学研联盟组合相关研究。

第三,本文仅探讨了技术创新能力在产学研联盟组合与科技中小企业成长之间发挥的中介作用,而产学研联盟组合还可以通过影响企业治理能力、网络关系能力等路径影响科技中小企业成长,未来研究可从其他视角探讨中介机制。

参考文献

- [1] 傅绍正,刘扬,2021. 社会信任影响企业创新的作用路径研究[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 36(4): 67-77.
- [2] 郭韬,李盼盼,乔晗,等,2021. 网络嵌入对科技型企业成长的影响研究——组织合法性和商业模式创新的链式中介作用[J]. 外国经济与管理, 43(7): 97-110.
- [3] 贾凡胜,张一林,李广众,2017. 非正式制度的有限激励作用:基于地区信任环境对高管薪酬激励影响的实证研究[J]. 南开管理评论, 20(6): 116-128, 149.
- [4] 江艇,2022. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, (5): 100-120.
- [5] 李红,韦永贵,2020. 文化多样性与区域经济发展差异——基于民族和方言视角的考察[J]. 经济学动态, (7): 47-64.
- [6] 李文贵,2020. 社会信任、决策权集中与民营企业创新[J]. 经济管理, 42(12): 23-41.
- [7] 刘斐然,胡立君,范小群,2020. 产学研合作对企业创新质量的影响研究[J]. 经济管理, 42(10): 120-136.
- [8] 刘家树,刘紫舒,2018. 产学研合作在企业贷款融资中的信号作用——基于上市公司数据实证分析[J]. 软科学, 32(10): 29-33.
- [9] 刘笑霞,李明辉,2019. 社会信任水平对审计定价的影响——基于CGSS数据的经验证据[J]. 经济管理, 41(10): 143-161.
- [10] 吕一博,朱雨晴,鲍丽宁,2020. 内向型开放式创新与突破性创新绩效——网络位置的调节效应[J]. 管理科学, 33(5): 86-100.
- [11] 施建军,栗晓云,2021. 政府补助与企业创新能力:一个新的实证发现[J]. 经济管理, 43(3): 113-128.
- [12] 宋渊洋,赵嘉欣,2020. 地区社会信任能促进个体创业吗?——来自全球31个国家的经验证据[J]. 研究与发展管理, 32(2): 106-119.
- [13] 王小鲁,樊纲,胡李鹏,2019. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京:社会科学文献出版社.
- [14] 温忠麟,叶宝娟,2014. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 22(5): 731-745.

- [15] 吴金光, 毛军, 唐畅, 2022. 政府研发补贴是否激励了科技型中小企业创新?[J]. 中国软科学, (9): 184-192.
- [16] 徐玉德, 杨晓璇, 刘剑民, 2021. 管理层过度自信、区域制度环境与内部控制有效性[J]. 审计研究, (2): 118-128.
- [17] 阳镇, 凌鸿程, 季与点, 等, 2021. 数智化时代传统文化的特殊力量: 儒家文化会驱动人工智能企业创新绩效吗?[J]. 创新科技, 21(7): 19-33.
- [18] 杨博旭, 王玉荣, 李兴光, 等, 2021. 技术多元化对二元创新绩效的影响研究: 基于正式与非正式制度环境的视角[J]. 科学学与科学技术管理, 42(12): 145-162.
- [19] 杨震宁, 赵红, 2020. 中国企业的开放式创新: 制度环境、“竞合”关系与创新绩效[J]. 管理世界, 36(2): 139-160, 224.
- [20] 于贵芳, 温珂, 方新, 2020. 信任水平、合作关系与创新行为: 社会交换理论视角下公立科研机构创新行为的影响因素研究[J]. 科学学与科学技术管理, 41(2): 78-93.
- [21] 张军, 许庆瑞, 2014. 知识积累、创新能力与企业成长关系研究[J]. 科学学与科学技术管理, 35(8): 86-95.
- [22] 张树满, 原长弘, 韩晨, 2021. 产学研联盟组合伙伴多样性与企业创新绩效: 经营环境与国有股权的调节作用[J]. 管理工程学报, 35(4): 51-60.
- [23] 张羽飞, 原长弘, 张树满, 2022. 产学研融合程度对科技型中小企业创新绩效的影响[J]. 科技进步与对策, 39(9): 64-74.
- [24] 张羽飞, 原长弘, 张树满, 2023. 共建产学研创新联合体对科技中小企业创新绩效的影响研究[J]. 管理学报, 20(1): 76-85.
- [25] BI J, XIE E, JIN L, 2020. Ties' repeatedness, partners' social value, and alliance portfolio performance in emerging economy: The moderating roles of firm-government linkages[J]. *Industrial Marketing Management*, 91: 537-550.
- [26] BODDEWYN J, PENG M, 2021. Reciprocity and informal institutions in international market entry[J]. *Journal of World Business*, 56(1): 101145.
- [27] GONZÁLEZ-MORENO Á, TRIGUERO Á, SÁEZ-MARTÍNEZ F J, 2019. Many or trusted partners for eco-innovation? The influence of breadth and depth of firms' knowledge network in the food sector[J]. *Technological Forecasting & Social Change*, 147: 51-62.
- [28] HAGEDOORN J, LOKSHIN B, ZOBEL A K, 2018. Partner type diversity in alliance portfolios: Multiple dimensions, boundary conditions and firm innovation performance[J]. *Journal of Management Studies*, 55(5): 809-836.
- [29] HOEHN-WEISS M N, KARIM S, 2014. Unpacking functional alliance portfolios: How signals of viability affect young firms' outcomes[J]. *Strategic Management Journal*, 35(9): 1364-1385.
- [30] KAFOUROS M, WANG C, PIPEROPULOS P, et al, 2015. Academic collaborations and firm innovation performance in China: The role of region-specific institutions[J]. *Research Policy*, 44(3): 803-817.
- [31] LI Y, ARORA S, YOUTI J, et al, 2018. Using web mining to explore triple helix influences on growth in small and mid-size firms[J]. *Technovation*, 76-77: 3-14.
- [32] MARTÍNEZ-NOYA A, GARCÍA-CANAL E, 2021. Innovation performance feedback and technological alliance portfolio diversity: The moderating role of firms' R&D intensity[J]. *Research Policy*, 50(9): 104321.
- [33] NASON R S, WIKLUND J, MCKELVIE A, et al, 2019. Orchestrating boundaries: The effect of R&D boundary permeability on new venture growth[J]. *Journal of Business Venturing*, 34(1): 63-79.
- [34] STAM E, WENBERG K T, 2009. The roles of R&D in new firm growth[J]. *Small Business Economics*, 33(1): 77-89.
- [35] WEI Z, YANG D, SUN B, et al, 2014. The fit between technological innovation and business model design for firm growth: Evidence from China[J]. *R&D Management*, 44(3): 289-305.
- [36] ZHANG S, YUAN C, HAN C, 2020. Industry-university-research alliance portfolio size and firm performance: The contingent role of political connections[J]. *Journal of Technology Transfer*, 45(5): 1505-1534.
- [37] ZHANG Y, YUAN C, ZHANG S, 2022. Influences of university-industry alliance portfolio depth and breadth on growth of new technology-based firms: Evidence from China[J]. *Industrial Marketing Management*, 102: 190-204.
- [38] ZHENG Y, YANG H, 2015. Does familiarity foster innovation? The impact of alliance partner repeatedness on breakthrough innovations[J]. *Journal of Management Studies*, 51(2): 213-230.

Influence of Industry-university-research Alliance Portfolios on Growth of Technology-based SMEs

Zhang Yufei¹, Yuan Changhong², Zhang Shuman³

(1. School of Administration Management, Hebei University of Economics and Business, Shijiazhuang 050061, China;

2. School of Management, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710049, China;

3. School of Administration Management, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Nowadays, following the requirement of industry-university-research (IUR) deep integration, more and more technology-based SMEs have simultaneously participated in multiple IUR alliances and formed IUR alliance portfolios (IURAP) with different interaction breadth and depth in order to obtain external complementary resources and achieve high-quality rapid firm growth. An “IUR alliance portfolio - innovation ability - firm growth” research framework was built, and data of 150 listed manufacturing firms on China’s GEM Board was used to explore the internal mechanism of IURAP breadth and depth on growth of technology-based SMEs as well as the moderating roles of China’s unique formal and informal institutional environments. Results show that IURAP breadth positively affects growth of technology-based SMEs, while IURAP depth negatively affects growth of technology-based SMEs. IURAP breadth positively affects innovation capability of technology-based SMEs, while IURAP depth negatively affects innovation capability of technology-based SMEs. Innovation capability plays partial mediation effects between IURAP breadth and depth and growth of technology-based SMEs. Formal institution development level weakens the positive impact between IURAP breadth and growth of technology-based SMEs, and weakens the negative impact between IURAP depth and growth of technology-based SMEs. Social trust level strengthens the positive impact between IURAP breadth and growth of technology-based SMEs, but weakens the negative impact between IURAP depth and growth of technology-based SMEs. Conclusions expand research on alliance portfolios, university-industry collaboration, and institution theory, providing practice enlightenments for implementing IUR deep integration strategy in Chinese technology-based SMEs.

Keywords: IUR alliance portfolio; technological innovation capability; growth of technology-based SMEs; formal institutional development level; social trust level