

# 校企合作提升了制造业企业的技术创新绩效吗？

——基于倾向得分匹配方法的实证研究

王晓红<sup>1</sup>, 胡士磊<sup>1,2</sup>

(1. 哈尔滨工业大学 经济与管理学院, 哈尔滨 150001; 2. 哈尔滨工业大学(威海)经济管理学院, 山东 威海 264209)

**摘要:** 在创新驱动发展战略实施和制造业转型升级的背景下, 研究校企合作对中国制造业企业技术创新绩效的影响具有重要的理论与现实意义。将企业技术创新绩效划分为产品创新绩效和流程创新绩效, 使用世界银行最新的中国制造业企业调查数据, 利用倾向得分匹配法探究校企合作对企业技术创新绩效的影响。研究结果表明: 校企合作对中国制造业企业技术创新绩效具有显著的促进作用, 且其对产品创新绩效的正向影响大于其对流程创新绩效的影响; 企业的校企合作行为具有“自选择”特征, 利用倾向得分匹配方法能够有效克服样本选择偏差问题, 得出更为可靠的估计结果。进一步的异质性分析发现, 校企合作对不同规模、年龄企业技术创新绩效的影响存在异质性。

**关键词:** 校企合作; 技术创新绩效; 产品创新; 流程创新; 制造业企业; 倾向得分匹配

**中图分类号:** F273.1   **文献标志码:** A   **文章编号:** 1002-980X(2022)4-0030-14

## 一、引言

持续不断的创新是企业在日趋激烈的竞争中保持生存和发展的根本之道, 然而, 由于资源和能力的限制, 企业往往难以仅凭自身实现创新(张树满等, 2021)。校企合作被认为是开放式创新时代企业获取互补性资源创造新知识和开发新技术, 提高企业技术创新能力, 进而促进区域经济发展的有效手段(马文聪等, 2018)。近年来, 越来越多的企业选择同大学进行合作, 以更快地打通创新链条。与此同时, 党中央、国务院和地方政府也高度重视校企合作的发展, 十九大报告明确提出“建立以企业为主体、市场为导向、产学研深度融合的技术创新体系”, 2021年政府工作报告提出“拓展产学研用融合通道”。据统计, 当前我国80%以上的重大技术创新项目均通过校企合作的方式完成(马文聪等, 2018)。

与校企合作如火如荼开展的现实背景不同, 理论层面关于校企合作对企业技术创新绩效的影响效果尚不明晰。而在经验研究层面, 已有的实证研究就“校企合作是否能够促进企业技术创新绩效”得出的实证结论既有支持的(Arvanitis et al, 2008; Kafouros et al, 2015), 也有不支持甚至否定的(Eom 和 Lee, 2010; Cruz-González et al, 2015)。与此同时, 现有研究还存在诸如依赖宏观数据(王鹏和张剑波, 2014; 吴玉鸣, 2015)而忽视微观数据、依赖专利合作来识别校企合作关系(刘斐然等, 2020; 邱洋冬, 2020)从而可能低估企业的校企合作状况、依赖传统回归分析不能克服样本选择偏差(刘斐然等, 2020; 邱洋冬, 2020)、依赖地区小样本数据且对企业技术创新的刻画较为单一和片面(樊霞等, 2013; 黄菁菁和原毅军, 2018)等不足。

基于上述思考, 本文利用世界银行大样本企业调查数据, 在有效识别企业的校企合作行为和全面刻画企业技术创新绩效的基础上, 利用倾向得分匹配方法控制样本选择偏差的影响, 深入考察中国制造业企业校企合作对企业技术创新绩效的影响效应。本文将从以下方面丰富现有研究: ①在研究对象选择方面, 使用第三方权威机构世界银行调查的中国制造业企业样本, 涵盖全国绝大部分地区, 有别于已有的使用地区小样本的研究, 所得结论的适用性更强; 也有别于使用专利数据识别校企合作关系的研究, 对校企合作的测度更为准确; ②在研究方法选择方面, 使用能够控制样本选择偏差的倾向得分匹配方法, 能够更为准确地考察校企合作对企业技术创新绩效的效应(作用方向和作用力度); ③在研究内容方面, 将企业技术创新绩效划分为产品创新绩效和流程创新绩效, 利于更加全面地探测校企合作对企业技术创新绩效的影响, 把握校企合作对不同

收稿日期: 2021-07-23

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“校企合作对中国高校科研绩效的影响研究”(71874042); 中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“东北地区城市群高质量发展研究”(HIT.HSS.202102)

作者简介: 王晓红, 博士, 哈尔滨工业大学经济与管理学院教授, 研究方向: 技术创新管理; (通讯作者)胡士磊, 博士, 哈尔滨工业大学(威海)经济管理学院讲师, 研究方向: 技术创新管理与企业战略管理。

类型技术创新绩效的潜在异质性影响,得到新发现。

与此同时,本文也具有很强的实践价值,既有助于理解和解释现实中为什么一些企业热衷于校企合作活动而一些企业则对校企合作持漠然态度,也有助于更好地指导企业的校企合作决策和实践,助力中国制造业转型升级和制造强国建设,还能够为国家相关决策部门校企合作支持政策的制定和完善提供参考。

## 二、理论分析与研究假设

根据拓展的资源基础观(extended resource-based view, ERBV)(Lavie, 2006),校企合作使得企业得以利用外部网络资源,增强了企业的资源可获得性,因而它能够对企业技术创新绩效产生直接的正向影响。具体来看,首先,校企合作给企业带来了跨学科知识、先进技术、研究设施、高素质劳动力等异质性资源,弥补了企业自身创新资源的不足,从而解决创新要素短缺的瓶颈问题。与此同时,企业还得以通过对外部互补性资源的获取撬动对内部资源的深度有效利用(Faems et al, 2005; Schwartz et al, 2012)。尤其是前瞻性跨学科知识的获取,企业得以构建、拓展和更新自己的知识库(Pippel和Seefeld, 2016),而知识库的构建和利用决定着企业创新过程中所能利用的知识资源的广度和深度,对于企业创新至关重要。虽然企业通过查阅大学公开发表的论文和公开的专利(大学知识溢出)也能获取一定的知识和信息,但它们在时效性和针对性方面具有诸多劣势。而且,通过大学知识溢出途径获取的是可编码的显性知识,无法获取到不可编码的隐性知识(如非正式的、难以表达的技能、技巧、经验和诀窍等),而校企合作活动通常能使企业同时获得显性知识和隐性知识(Sherwood和Covin, 2008)。与此同时,校企合作还能实现研发风险和成本的共担,缩短产品的研发周期,帮助企业获得为新产品进行独立产品测试的机会(Pippel和Seefeld, 2016; Ankrah和Al-tabbaa, 2015)。技术创新的高投入和高不确定性特点使得许多企业尤其是中小企业难以凭借一己之力进行研发创新。校企合作的上述优点减少了研发失败和高额的研发成本对企业正常生产经营的冲击,帮助企业以最快的速度将新产品或新服务推向市场,从而一定程度上实现“创新投入-创新绩效水平提升-创新投入追加”的良性循环。

除了直接作用于企业技术创新绩效,校企合作还可能通过一些中间渠道间接作用于企业技术创新绩效。例如,校企合作活动的开展使得校企双方展开频繁的互动与交流,直接促进了信息通信技术的深度应用,与此同时,企业为了最大限度地消化、吸收和利用通过校企合作获取的知识,也会强化企业内部信息技术的运用,进而提升企业的技术创新绩效。又例如,企业校企合作行为可能向外界传递强烈的质量信号,缓解企业与金融机构间的信息不对称,进而缓解企业的融资约束,从而提升企业技术创新绩效(Arvanitis et al, 2008)。

诚然,校企合作至于企业绝非只有收益,而没有成本。成本方面,首先,校企合作会导致企业的交易成本上升,这既涉及选择合作伙伴的过程,也涉及与合作对象沟通协调的过程(吴陈锐,2018)。其次,一个潜在的问题是由于大学聚焦于基础研究,校企合作企业可能获取到理论化太强而不切实际的解决方案,不能有效解决企业的实际需求(Pippel和Seefeld, 2016)。最后,由于大学科研人员的出版压力和校企双方间不完备的知识产权协议,校企合作可能会使企业面临技术转移不全面、不能实现对独占性信息的控制、信息泄露等风险(Ankrah et al, 2013)。正因如此,一些研究发现,校企合作对企业技术创新绩效的正向促进作用不显著,甚至具有负向抑制作用(Eom和Lee, 2010; Cruz-González et al, 2015)。

然而,根据拓展的资源基础观,企业可以通过区隔机制(保护专有资源的法律和技术机制,如因因果模糊性、专利和商标)来诱导内部租(包括李嘉图租和准租,前者源于资源的稀缺性,后者指企业可从其独特资源中提取的相对于其合作伙伴从类似资源中所提取价值的价值增值)和降低外部溢出租(收益的意外泄露)(Lavie, 2006)。因此,校企合作对企业技术创新绩效的增益会超过其给企业带来的成本。多数的经验研究也支持校企合作促进企业技术创新的论断。由此,本文预期校企合作能够促进企业技术创新绩效(包括产品创新绩效和流程创新绩效),并提出如下的研究假设:

校企合作能够显著提升企业的产品创新绩效(H1a);

校企合作能够显著提升企业的流程创新绩效(H1b)。

本文预期校企合作对企业技术创新绩效具有显著的正向影响,但它对企业产品创新绩效和流程创新绩效的作用效力可能有所差异。根据现有研究(Un和Asakawa, 2015),产品创新和流程创新在创新目标、竞争影响等诸多方面存在显著差异(表1)。产品创新的主要目标是新颖性,强调创造企业的新能力以产出新的产品,而流程创新的主要目标是效率提升,强调利用和拓展企业现有的技术,对创新进程中正式的协调和控制机制提出了很高要求。因此,不同类型创新所需要的知识资源和(为获取知识资源而产生的或需要产生的)外部联系是

有区别的,特定类型创新需要特定的知识资源和联系(Tödtling et al, 2009)。大学的传统角色是通过多个领域的研究产出广泛的知识(Un 和 Asakawa, 2015),校企合作的侧重点就在于利用大学的优势条件(如先进技术设施、前瞻性的跨学科知识、高素质的人才队伍等)推进基础性的、前竞争性的研究(Arora 和 Gambardella, 1990; Mowery 和 Rosenberg, 1989),这对于以新颖性为目标的产品创新是至关重要的,能够产生巨大的促进作用。而对于以效率提升为目标的流程创新,校企合作的促进作用可能相对偏弱,这主要源于大学研究人员的产业经验相对不足。相类似地,企业如果与供应商或客户企业合作,对企业流程创新的效力可能更强,而对产品创新的效力较弱,这同样源于合作方(供应商和客户企业)的特点和优势,企业同它们合作得以就产品价格、质量、运输和仓储等进行频繁有效沟通,既有利于降低企业的生产成本(包括原材料投入成本、运输仓储成本及市场拓展成本等),还能够增强生产的柔性,从而极大地促进企业的流程创新。而且,流程创新更加依赖隐性的、综合的“技能知识、诀窍”型知识(know-how)和“人际知识”型知识(know-who),而这主要通过“干中学,用中学,与供应商、竞争者和客户的互动中学”(learning by doing, using and interacting)来获取(Apanasovich, 2016)。因此,校企合作能够极大地提升企业的产品创新绩效,对流程创新绩效的作用力则可能稍弱。从现有研究来看,学者们注意到校企合作对企业产品创新和流程创新的异质性影响(表 2),但并未就此进行深入的理论分析,没有厘清差异的来源。基于以上分析,本文提出以下假设:

相较于对流程创新绩效的影响,校企合作对企业产品创新绩效的正向影响更大(H2)。

表 1 产品创新与流程创新的相对差异

分析维度	产品创新	流程创新
创新目标	新颖性	效率
竞争影响	价格	成本
创新的估值或价值	外部,市场反馈	内部,管理评价
新颖程度或稀缺性	激进式的,探索式的	渐进式的,利用式的
知识的可编码性或可模仿性	清晰的,具体的,明确的;较高	不清晰的,晦涩的,默示的;较低
知识的位置或可替代性	技术的,可分离的,独立的	组织的,系统的,相互依赖的

资料来源:Un 和 Asakawa, 2015。

表 2 发现校企合作对企业产品与流程创新具有异质性影响的代表性研究

研究文献	产品创新	流程创新
Eom 和 Lee, 2010	正向显著	不显著
Arza 和 López, 2011	正向显著	不显著
Fitjar 和 Rodríguez-Pose, 2013	正向显著	不显著

资料来源:作者整理绘制。

### 三、研究设计

#### (一)模型设定

研究校企合作对企业技术创新绩效的影响,需要考虑以下的问题:企业技术创新绩效的差异很可能是由许多可观测和不可观测的企业个体特征造成的,而如果企业开展校企合作与否并非随机,可观测和不可观测的企业个体特征就可能引发校企合作企业与非校企合作企业间创新绩效的差异。现实中企业开展校企合作通常并非随机,企业会结合自身实际(如资源和能力)决定是否参加,也就是说,企业的校企合作选择可能会受到自身禀赋特征的影响,而这些因素又会对其技术创新绩效产生影响。而由于校企合作企业和非校企合作企业的初始条件不完全相同,故存在选择偏差(selection bias)。忽略“自选择”问题将导致参数估计有偏,从而“高估”或“低估”校企合作对企业技术创新绩效的影响(杨珍增和郭晓翔, 2021)。

倾向得分匹配(propensity score matching, PSM)方法是常用的处理样本选择偏差问题的方法,最早由 Rosenbaum 和 Rubin(1983)提出。它的基本思想是通过企业的可观测特征,为校企合作企业(处理组)样本匹配样本特征尽可能相似的非校企合作企业(控制组)样本,使得参与和未参与校企合作的企业趋于均衡可比的状态,然后再比较二者创新绩效水平的差异。

具体而言,将参与校企合作的企业视为处理组,未参与校企合作的企业视为控制组,用处理变量  $D_i = \{0, 1\}$  表示企业  $i$  是否参与过校企合作,参与过赋值为 1, 否则赋值为 0。用  $Y_{1i}$  与  $Y_{0i}$  分别表示企业参与校企合作、未参与校企合作两种情形下的产品创新绩效(此处仅以产品创新绩效为例,流程创新绩效也是类似的)。进而,校企合作对企业产品创新绩效的平均处理效应(average treatment on treated, ATT)可以表示为

$$ATT = E(Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1) = E(Y_{1i} | D_i = 1) - E(Y_{0i} | D_i = 1) \quad (1)$$

$$ATT = [E(Y_{1i} | D_i = 1) - E(Y_{0i} | D_i = 1)] + [E(Y_{0i} | D_i = 0) - E(Y_{0i} | D_i = 0)] \quad (2)$$

$$ATT = [E(Y_{1i} | D_i = 1) - E(Y_{0i} | D_i = 0)] + [E(Y_{0i} | D_i = 0) - E(Y_{0i} | D_i = 1)] \quad (3)$$

式(1)中,因为参与校企合作的企业在未参与校企合作情形下的产品创新绩效 $E(Y_{0i}|D_i=1)$ 不可观测(反事实情形),所以无法通过式(1)得出校企合作对企业产品创新绩效的影响。为了解决反事实缺失的问题,对式(1)作一些改变可得到式(2),对式(2)进一步作改变可得到式(3)。式(3)中的 $E(Y_{0i}|D_i=0)-E(Y_{0i}|D_i=1)$ 为选择性偏差,当选择性偏差为0时,由式(3)可进一步得到式(4):

$$ATT = E(Y_{1i}|D_i = 1) - E(Y_{0i}|D_i = 0) \quad (4)$$

由于式(4)中的内容都可由观测数据得到,从而可以计算得到平均处理效应。

遵循 Dehejia 和 Wahba(2002)的做法,为消除选择性偏差,建立如式(5)所示的 Logit 模型估计既定条件下企业参与校企合作的概率(也即倾向得分值):

$$P(D_i = 1|X_i) = \frac{\text{Exp}(\beta X_i)}{1 + \text{Exp}(\beta X_i)} \quad (5)$$

其中: $\beta$ 为系数向量; $X$ 为进行匹配的多维特征变量(协变量)。

使用给定 $X$ 条件下企业参与校企合作的条件概率(倾向得分) $P(D_i=1|X_i)$ 作为距离函数进行匹配,以使得处理组与控制组两组样本的条件概率尽可能相似,从而通过控制可观测特征去消除选择偏差。匹配完成后,不可观测的参与校企合作的企业在未参与校企合作情形下的产品创新绩效可以用未参与校企合作的企业在未参与校企合作情形下的产品创新绩效替代。

## (二)数据来源与样本选择

本文研究样本来自于世界银行于2011年末至2013年初对中国2700家私营企业和148家国有独资企业开展的问卷调查数据。之所以采用该数据,原因主要有四点:首先,该调查数据是目前可供获取的世界银行在中国开展的最新的企业调查数据(傅宇等,2018)。其次,调查采用了分层随机抽样的方法,覆盖了北京、上海、大连、成都、深圳等中国25个城市,涉及食品、服装、音像制品、精密仪器及交通设备制造等20个行业,数据具有很好的均衡性和代表性。再次,调查的受访对象多为总经理、总会计师等企业高层管理者,他们对问题的理解能力和对企业的了解程度优于其他受访对象,保证了数据的质量。最后也最重要的是,该调查数据提供了企业技术创新绩效和校企合作情况的宝贵数据。总之,该数据被认为是目前在中国开展的为数不多的高质量调查数据之一,基于该数据的研究论文广泛发表于《经济研究》《管理世界》《中国工业经济》等高水平期刊。

值得说明的是,由于调查年份距离现在已有近10年时间,数据的时效性稍差。但由于校企合作与企业技术创新绩效关系问题是常论常新的话题,而非追逐舆论热点型话题,数据稍旧并不影响文中的分析。过去10年校企合作虽然出现一些新情况,例如,校企合作模式的数量不断增加,新模式不断出现(Tseng et al, 2020),但新模式对企业技术创新绩效的影响与原有模式的影响并无本质区别。特别是考虑到文中对校企合作的测度通过合作与否实现,而非聚焦特定的校企合作模式,数据的新旧不会对论文结论的成立与否产生深刻影响。这也是时至今日仍有诸多研究(如Storz et al, 2021)利用该调查数据开展研究的原因。

数据处理方面,考虑到国有独资企业的特殊性 & 行业分类数据缺失,参考现有研究(傅宇等,2018; Hu et al, 2020),本文未将148家国有独资企业纳入分析范围。由于服务业企业通常没有正式的研发创新活动(Miles, 2007),且关注制造业企业更具现实意义(制造业企业的创新能力和创新水平直接影响我国制造强国建设进程的快慢),本文只保留制造业企业。在剔除了处理变量存在缺失的样本后,共收集到1473家中国制造业企业的数据,而由于一些样本在结果变量及匹配变量上也存在不同程度的缺失,因而实证分析中实际利用的样本数量会有所差异。

## (三)变量定义

(1)结果变量:企业技术创新绩效。目前文献中最广为应用的创新定义来自于《奥斯陆手册》(Oslo manual)(Hussen 和 Çokgezen, 2020)。按照《奥斯陆手册》,创新指的是“在商业实践、工作场所组织或外部关系中实施新的或显著改进的产品(商品或服务)或流程,新的营销方法或新的组织方法”(OECD, 2005)。根据这个定义,可以识别出四种类型的企业创新:产品创新、流程创新、营销创新和组织创新,其中,产品创新和流程创新被认为是技术创新,而营销创新和组织创新被认为是非技术创新(孙忠娟等,2018)。鉴于企业技术创新对企业生存和发展的极端重要性,本文只考虑企业技术创新。参照《奥斯陆手册》和现有研究(孙忠娟

等,2018;王莉娜和张国平,2018),文中的结果变量企业技术创新绩效既包括产品创新绩效,也涉及流程创新绩效,分别由“企业新产品收入占总销售收入的比重”和“企业与流程创新(新的或改进的流程)相关的产量占比”度量。

(2)处理变量:校企合作。参考已有研究(杨珍增和郭晓翔,2021;周立群等,2016),结合数据可得性,本文用题项“企业是否与大学合作开发新产品或新服务、引入新的或改进的流程”来测度企业校企合作行为,并将其设置为虚拟变量。

(3)匹配变量。在应用倾向得分匹配方法时,选择合适的匹配变量对于校正处理组和控制组的选择性偏差非常重要。匹配变量的选择应该依靠理论指导和已有的实证研究结果,选择能够同时影响处理变量和结果变量的变量,但绝非越多越好。匹配变量过多可能反而引起“配对诅咒”,恶化共同支撑域,导致配对效果欠佳(杨珍增和郭晓翔,2021)。参考现有研究(樊霞等,2013;黄菁菁和原毅军,2018),结合数据特点和数据可得性,本文将同时影响校企合作和企业技术创新绩效的变量纳入考虑,最终选择的匹配变量包括:企业规模、企业年龄、国有企业、内部研发、人力资本、企业业绩、高管性别、高管经验、权利所有人含女性、市场竞争、非正规竞争、高技术行业和东部地区。变量定义和描述性统计分别见表3和表4。

表3 变量定义

变量名称		变量符号	变量定义与赋值
结果变量	产品创新绩效	<i>product</i>	企业新产品收入占总销售收入的比重,单位:%
	流程创新绩效	<i>process</i>	企业与流程创新(新的或改进的流程)相关的产量占比,单位:%
处理变量	校企合作	<i>UIC</i>	企业是否与大学进行合作开发新产品或新服务、引入新的或改进的流程:是=1;否=0
匹配变量	企业规模	<i>size</i>	企业员工(长期雇员)数量的自然对数
	企业年龄	<i>age</i>	企业成立年限的自然对数
	国有企业	<i>state</i>	国有股东控股是否超过50%:是=1;否=0
	内部研发	<i>internal</i>	过去三年企业是否进行内部研发投入
	人力资本	<i>human</i>	完成中学学业的员工比例,单位:%
	企业业绩	<i>performance</i>	企业销售收入平均增长率
	高管性别	<i>gender</i>	企业高管是否为女性:是=1;否=0
	高管经验	<i>experience</i>	企业高管在该行业的工作年限,单位:年
	权利所有人含女性	<i>female</i>	企业权利所有人中是否有女性成员:是=1;否=0
	市场竞争	<i>competition</i>	企业所面临的竞争对手数目:多得数不清=1;否则=0
	非正规竞争	<i>informal</i>	来自非正规部门的竞争对企业运营的阻碍程度:无阻碍=0;较小阻碍=1;中等阻碍=2;较大阻碍及非常严重阻碍=3
	高技术行业	<i>high-tech</i>	企业是否隶属于中高技术行业或高技术行业:是=1;否=0
东部地区	<i>eastern</i>	企业是否位于东部地区:是=1;否=0	

注:行业分类标准参照ISIC Revision 4(United, 2008)。由于位于中西部城市的企业数量较少,未对中部和西部地区进行细分,东部城市包括北京、广州、深圳、佛山、东莞、石家庄、唐山、南京、无锡、苏州、南通、沈阳、大连、济南、青岛、烟台、上海、杭州、宁波和温州,中西部城市包括合肥、郑州、洛阳、武汉和成都。

表4 描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最大值	最小值	变量	样本数	均值	标准差	最大值	最小值
<i>product</i>	1434	12.246	18.238	100.000	0.000	<i>performance</i>	1403	0.214	2.500	92.251	-0.604
<i>process</i>	1167	20.580	18.005	100.000	0.000	<i>gender</i>	1471	0.088	0.284	1.000	0.000
<i>UIC</i>	1473	0.359	0.480	1.000	0.000	<i>experience</i>	1457	16.995	7.576	47.000	1.000
<i>size</i>	1473	4.523	1.280	10.310	1.610	<i>female</i>	1473	0.596	0.491	1.000	0.000
<i>age</i>	1434	2.533	0.472	4.840	0.000	<i>competition</i>	1331	0.856	0.351	1.000	0.000
<i>state</i>	1469	0.044	0.206	1.000	0.000	<i>informal</i>	1463	0.820	0.831	3.000	0.000
<i>internal</i>	1466	0.458	0.498	1.000	0.000	<i>high-tech</i>	1473	0.365	0.481	1.000	0.000
<i>human</i>	1450	50.675	27.688	100.000	0.000	<i>eastern</i>	1473	0.781	0.413	1.000	0.000

## 四、实证分析

### (一)倾向得分估计

为了匹配校企合作企业与非校企合作企业,首先采用Logit模型估计制造业企业进行校企合作的概率,估计结果见表5。研究结果显示,无论是以产品创新绩效还是流程创新绩效为因变量,企业规模、企业年龄、国有企业、内部研发、高管经验、权利所有人含女性和东部地区对中国制造业企业进行校企合作的可能性有

显著影响,其中国有企业和高管经验的影响为负向,而企业规模、企业年龄、内部研发、权利所有人含女性和东部地区的影响为正向。二者的差异在于高管性别和高技术行业两个变量的作用效果,前者对流程创新绩效具有显著正向影响而对产品创新绩效的影响不显著,后者对产品创新绩效具有显著正向影响而对流程创新绩效的影响不显著。差异可能源于实际用于回归的样本量的不同。

(二)匹配效果检验

匹配质量直接影响最终的估计结果。理想的匹配能够同时满足共同支撑假定(common support condition)和平衡性假设(balancing hypothesis)。满足共同支撑假定需要匹配后的处理组与控制组企业的倾向得分的分布尽可能接近,而满足平衡性假定需要匹配后的处理组和控制组的特征是平衡的,没有显著差异(邱嘉平, 2020)。

图1(a)和图1(b)分别呈现了“校企合作企业(处理组)”与“非校企合作企业(控制组)”在匹配前后(结果变量:产品创新绩效)的核密度函数图。由于卡尺内最近邻匹配方法比较流行(张永丽等, 2018),选择该匹配方法进行匹配(卡尺  $\epsilon=0.01, k=5$ )。从图1可知,在匹配前二者倾向得分的概率分布存在较为明显的差异,而完成匹配后两组样本倾向得分的分布非常接近,表明两组企业之间的差距已明显缩小,匹配效果较佳,大多数观测值在共同取值范围内,进行倾向得分匹配仅会损失少量样本,共同支撑假定得以满足。

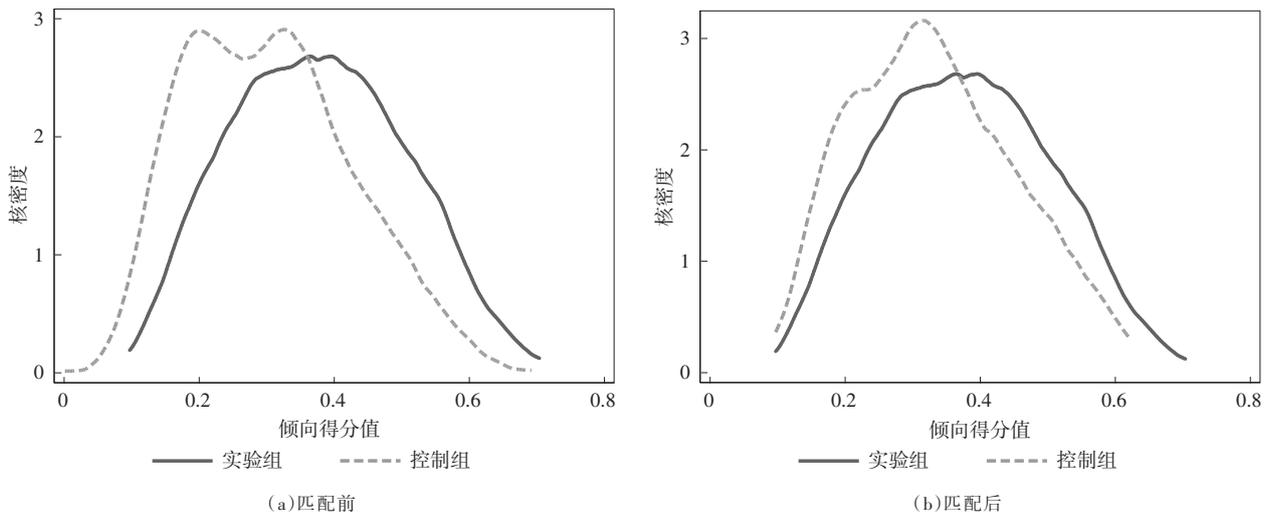


图1 匹配前后的核密度函数图对比:结果变量为产品创新绩效

借鉴 Rubin(2001)的做法进行平衡性检验,由表6可知,匹配后(结果变量:产品创新绩效)处理组与控制组各匹配变量的标准化偏差的绝对值均小于20%。根据 Rosenbaum 和 Rubin(1985)的建议,可以认为匹配后的标准化偏差足够小。此外,t值检验显示处理组和控制组的所有变量在匹配之后偏差都不显著,各变量t检验结果不拒绝“处理组和控制组无系统差异”的原假设。

图2直观地展示了倾向得分的共同取值范围,可见大多数观测值在共同取值范围内,在进行倾向得分匹配时仅会损失少量样本。综上可知,匹配显著降低了处理组和控制组之间匹配变量的差异,最大限度降低了样本自选择偏误,满足了平衡性假定,样本匹配比较成功。

表5 制造业企业参与校企合作决策Logit模型估计结果

变量名称	因变量:product			因变量:process		
	系数	标准误	Z	系数	标准误	Z
size	0.113**	0.055	2.08	0.177***	0.061	2.92
age	0.377**	0.159	2.37	0.418**	0.181	2.31
state	-1.178***	0.380	-3.10	-1.065***	0.390	-2.73
internal	0.829***	1.141	5.89	1.030***	0.161	6.41
human	-0.001	0.002	-0.35	0.000	0.003	0.02
performance	-0.059	0.144	-0.41	-0.064	0.182	-0.35
gender	0.175	0.236	0.74	0.474*	0.250	1.89
experience	-0.028***	0.010	-2.84	-0.030**	0.011	-2.74
female	0.393***	0.144	2.72	0.370**	0.165	2.24
competition	-0.132	0.181	-0.73	-0.097	0.197	-0.49
informal	-0.012	0.080	-0.15	0.002	0.089	0.02
high-tech	0.240*	0.136	1.77	0.135	0.153	0.88
eastern	0.262*	0.158	1.66	0.401**	0.179	2.24
常数项	-2.436***	0.471	-5.17	-3.156***	0.524	-6.02
Log likelihood	-700.089			-564.797		
LR $\chi^2$ (12)	89.24***			105.77***		
Pseudo R <sup>2</sup>	0.060			0.086		
观测值	1177			984		

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

表 6 匹配前后变量均值及标准偏差检验结果:结果变量为产品创新绩效

变量	样本	均值		标准偏差 (%)	标准偏差降幅 (%)	t	变量	样本	均值		标准偏差 (%)	标准偏差降幅 (%)	t
		处理组	控制组						处理组	控制组			
size	匹配前	4.619	4.363	20.6	77.1	3.31***	experience	匹配前	16.728	17.081	-4.8	71.0	-0.77
	匹配后	4.581	4.640	-4.7				匹配后	16.774	16.671	1.4		0.19
age	匹配前	2.583	2.524	13.2	89.0	2.12**	female	匹配前	0.635	0.552	16.8	82.7	2.69***
	匹配后	2.573	2.579	-1.5				匹配后	0.629	0.643	-2.9		-0.41
state	匹配前	0.023	0.068	-21.6	91.8	-3.23***	competition	匹配前	0.821	0.865	-12.0	58.7	-1.97*
	匹配后	0.024	0.020	1.8				匹配后	0.829	0.811	4.9		0.64
internal	匹配前	0.598	0.391	42.4	88.1	6.84***	informal	匹配前	0.868	0.831	4.5	61.8	0.72
	匹配后	0.592	0.567	5.1				匹配后	0.858	0.844	1.7		0.24
human	匹配前	52.088	48.996	11.3	94.1	1.83*	high-tech	匹配前	0.412	0.335	15.9	91.9	2.59**
	匹配后	51.595	51.412	0.7				匹配后	0.405	0.399	1.3		0.17
performance	匹配前	0.149	0.258	-4.6	90.7	-0.65	eastern	匹配前	0.782	0.745	8.9	77.7	1.42
	匹配后	0.144	0.134	0.4				匹配后	0.782	0.773	2.0		0.28
gender	匹配前	0.098	0.068	10.9	84.0	1.81*	—						
匹配后	0.095	0.090	1.7										

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

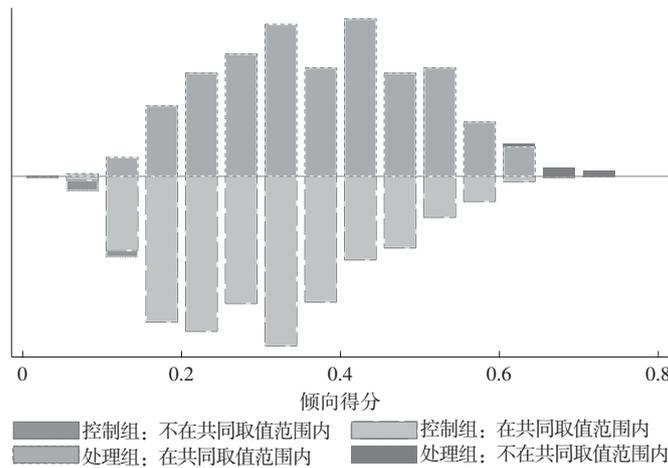


图 2 倾向得分的共同取值范围:结果变量为产品创新绩效

相类似地,图 3(a)和图 3(b)分别呈现了“校企合作企业(处理组)”与“非校企合作企业(控制组)”在匹配前后(卡尺内最近邻匹配方法,卡尺  $\epsilon=0.01, k=5$ ;结果变量:流程创新绩效)的核密度函数图。由图 3 可知,共同支撑假定得以满足。与此同时,由表 7 和图 4 可知,匹配(结果变量:流程创新绩效)显著降低了处理组和控制组之间匹配变量的差异,最大限度降低了样本自选择偏误,满足了平衡性假定,样本匹配比较成功。

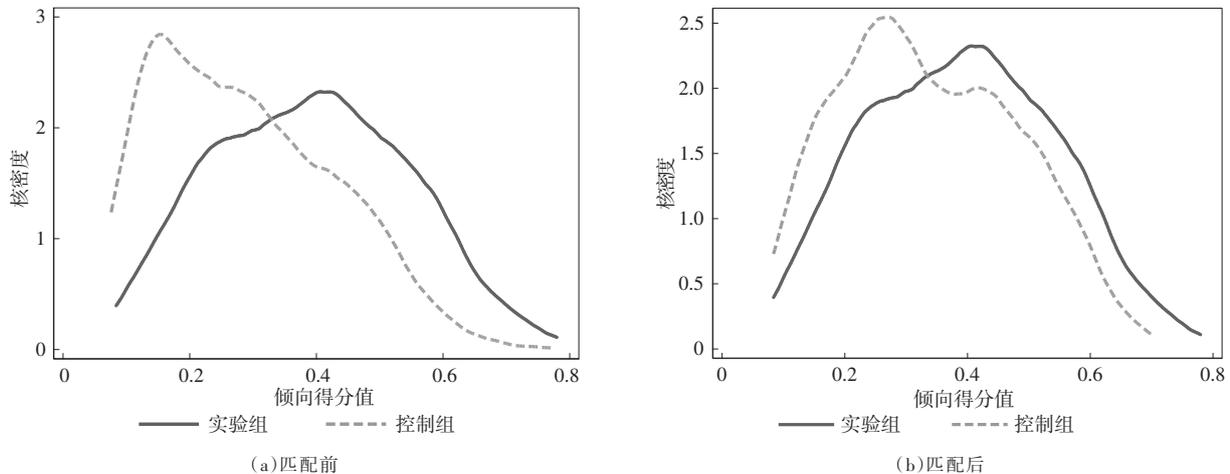


图 3 匹配前后的核密度函数图对比:结果变量为流程创新绩效

表7 匹配前后变量均值及标准偏差检验结果:结果变量为流程创新绩效

变量	样本	均值		标准偏差 (%)	标准偏差降幅 (%)	t	变量	样本	均值		标准偏差 (%)	标准偏差降幅 (%)	t
		处理组	控制组						处理组	控制组			
size	匹配前	4.739	4.380	28.7	90.6	4.20***	experience	匹配前	16.918	17.138	-2.9	38.9	-0.43
	匹配后	4.703	4.736	-2.7		-0.33		匹配后	16.997	16.862	1.8		0.22
age	匹配前	2.592	2.521	15.9	85.9	2.32**	female	匹配前	0.633	0.542	18.5	90.7	2.70***
	匹配后	2.573	2.583	-2.2		-0.29		匹配后	0.622	0.631	-1.7		-0.22
state	匹配前	0.028	0.079	-22.6	96.2	-3.08***	competition	匹配前	0.807	0.856	-13.2	84.2	-1.97**
	匹配后	0.029	0.031	-0.9		-0.14		匹配后	0.814	0.807	2.1		0.25
internal	匹配前	0.674	0.418	53.2	96.2	7.73***	informal	匹配前	0.883	0.823	7.1	10.9	1.03
	匹配后	0.665	0.655	2.0		0.26		匹配后	0.873	0.820	6.3		0.78
human	匹配前	53.316	48.518	17.6	92.4	2.61***	high-tech	匹配前	0.396	0.334	12.8	68.3	1.89*
	匹配后	52.404	52.038	1.3		0.17		匹配后	0.384	0.365	4.1		0.50
performance	匹配前	0.156	0.149	1.5	15.7	0.20	eastern	匹配前	0.788	0.723	15.1	88.0	2.18**
	匹配后	0.147	0.141	1.2		0.23		匹配后	0.785	0.777	1.8		0.23
gender	匹配前	0.123	0.066	19.7	98.5	3.04***	—						
	匹配后	0.111	0.110	0.3		0.03							

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

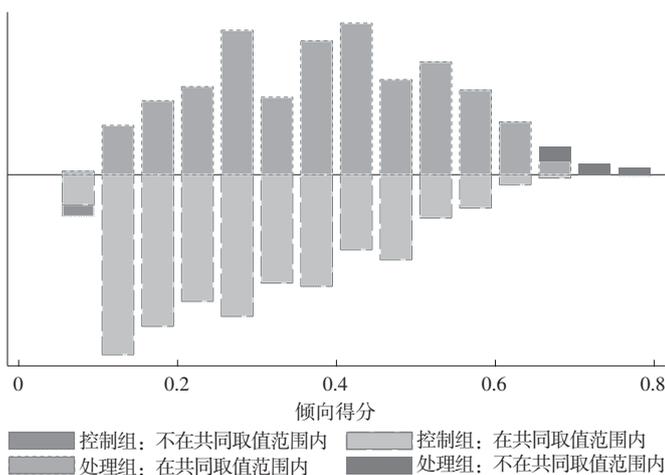


图4 倾向得分的共同取值范围:结果变量为流程创新绩效

### (三)匹配结果分析

校企合作对中国制造业企业产品创新绩效的平均处理效应(ATT)见表8 Panel A所示。可见,利用倾向得分匹配方法(卡尺内最近邻匹配)缓解潜在的样本选择偏差后的估计结果显示ATT为正,且在1%的水平上通过了显著性检验,即校企合作显著地提升了企业的产品创新绩效。假设H1a得以验证。中国制造业企业如果没有进行校企合作,其产品创新绩效为12.904%;但由于开展校企合作,其产品创新绩效增加至16.939%,增加了4.035%。

校企合作对中国制造业企业流程创新绩效的ATT见表8 Panel B所示。可见,利用倾向得分匹配方法(卡尺内最近邻匹配)缓解潜在的样本选择偏差后的估计结果显示ATT为正,且在5%的水平上通过了显著性检验,即校企合作显著地提升了企业的流程创新绩效。假设H1b得以验证。中国制造业企业如果没有进行校企合作,其流程创新绩效为20.007%;但由于开展校企合作,其流程创新绩效增加至23.065%,增加了3.058%。

综上所述,校企合作对企业技术创新绩效具有显著的正向影响,本文研究结论印证了已有研究关于校企合作能够显著促进企业技术创新绩效的结论(例如,Arvanitis et al, 2008; Kafourous et al, 2015),为校企合作与企业技术创新绩效关系研究提供了新兴经济体背景下新的实证证据,丰富了已有研究成果。

由表8可知,校企合作对企业产品创新绩效的ATT为4.035%,而其对企业流程创新绩效的ATT为3.058%。相较于对流程创新绩效的影响,校企合作对企业产品创新绩效的正向影响更大,因而假设H2得

证。这是本文的一个新发现,既支持了发现校企合作同时对企业产品创新和流程创新有效的研究(Inauen 和 Schenker-Wicki, 2011; Gómez et al, 2016),也呼应了发现校企合作对企业产品创新和流程创新具有异质性影响的研究(Arza 和 López, 2011; Fitjar 和 Rodríguez-Pose, 2013),深化了人们对校企合作的技术创新效应的认识,丰富和拓展了已有研究的成果。

如表 8 所示,无论是对于产品创新绩效,还是流程创新绩效,利用倾向得分匹配方法估计的处理效应相对于未匹配的估计结果有较大幅度的下降,这表明企业的校企合作行为决策存在着选择性偏差,因而采用倾向得分匹配方法分析校企合作对企业技术创新绩效的影响是很有必要的。

**(四)稳健性检验**

(1)更换倾向得分匹配方法。倾向得分匹配有多重匹配方法。为了确保估计结果的稳健性,本文还采用  $k$  近邻匹配(一对三匹配、一对五匹配)、半径匹配( $\epsilon=0.01$ )和核匹配(核函数为二次核, $h=0.06$ )方法估计  $ATT$ 。由表 8 可知,五种估计结果具有一致性。

(2)偏差校正的匹配方法。考虑到在利用 Logit 或 Probit 模型计算倾向得分时,在模型选取和设定方面存在一定的主观性,可能导致倾向得分计算结果的差异,进而可能会影响最终的匹配结果及处理效应分析。由此,借鉴已有研究的做法(李龙和宋月萍, 2017),采用偏差校正的匹配估计量来重新测算  $ATT$ (表 9)。偏差校正的匹配方法由 Abadie 和 Imbens (2011)提出,该方法纳入的主观决策更少,还可以给出异方差条件下的稳健标准误,目前已得到广泛应用。由表 9 可知,通过偏差校正匹配得到的  $ATT$  值与前面通过倾向得分匹配方法得到的  $ATT$  平均值极为接近,且校企合作对企业产品创新绩效的  $ATT$  值大于其对企业流程创新绩效的  $ATT$  值。以上结果表明校企合作能够显著地提升企业的技术创新绩效,且其对企业产品创新绩效的影响大于对流程创新绩效的影响,前文的研究结果是稳健的。

(3)替换结果变量。企业技术创新绩效有不同的度量方法,本文通过对企业技术创新绩效重新度量的方法进行稳健性检验。参考已有研究(孙忠娟等, 2018; 于文超, 2019),产品创新绩效和流程创新绩效均采用虚拟变量的测度方式,分别由“企业是否实现产品创新(推出新产品或新服务:是=1,否=0)”“企业是否实现流程创新(引入新的技术和设备/引入新的质量控制程序/引入新的管理流程/采取措施降低生产成本/采取措施提高生产柔性:实施以上任一行为赋值为 1,否则赋值为 0)”度量。仍然采用卡尺内最近邻匹配( $\epsilon=0.01, k=5$ )进行匹配, $ATT$  的估计结果见表 10。可见,校企合作对企业产品创新绩效和流程创新绩效均具有显著的促进作用,且其对产品创新绩效的正向影响大于其对流程创新绩效的正向影响,前文实证结果具有相当的稳健性。

(4)工具变量法。校企合作与企业技术创新绩效之间可能存在内生性问题,这源于两方面原因:一是遗漏重要变量。尽管文中已经尽可能多地控制了对企业技术创新绩效具有潜在影响的变量,但由于数据的限制,难免会遗漏一些重要的解释变量;二是双向因果关系。校企合作会提升企业的技术创新绩效,而同时技术创新绩效水平高的企业可能更有能力开展校企合作。工具变量法被认为是缓解内生性问题的的重要途径。由此,参照 Fisman 和 Svensson(2007)的思路和方法,采用同一城市和行业企业的校企合作密度作为校企合作的工具变量。一方面,一个城市同一行业企业的校企合作密度与单个企业的校企合作行为紧密相关;另一方面,城市和行业层面的校企合作密度并不会对单个企业的技术创新绩效产生直接影响,满足工具变量的

表 8 平均处理效应估计结果

匹配方法		处理组	控制组	ATT(%)	t
Panel A	未匹配	17.148	10.173	6.974	6.40***
	卡尺内最近邻匹配( $\epsilon=0.01, k=5$ )	16.939	12.904	4.035	3.08***
	$k$ 近邻匹配(1:3)	17.128	13.156	3.971	2.94***
	$k$ 近邻匹配(1:5)	17.128	12.536	4.591	3.50***
	半径匹配( $\epsilon=0.01$ )	16.939	12.910	4.029	3.21***
	核匹配(二次核, $h=0.06$ )	17.128	12.384	4.744	3.86***
	平均值	17.052	12.778	4.274	—
Panel B	未匹配	23.440	18.437	5.003	4.20***
	卡尺内最近邻匹配( $\epsilon=0.01, k=5$ )	23.065	20.007	3.058	2.11**
	$k$ 近邻匹配(1:3)	23.387	20.364	3.023	1.99**
	$k$ 近邻匹配(1:5)	23.387	19.688	3.700	2.56**
	半径匹配( $\epsilon=0.01$ )	23.065	20.059	3.006	2.18**
	核匹配(二次核, $h=0.06$ )	23.387	19.920	3.467	2.58**
	平均值	23.258	20.008	3.251	—

注:\*\*和\*\*\*分别表示在 5% 和 1% 的水平上显著。

表 9 偏差校正匹配平均处理效应估计结果

结果变量	ATT(%)	标准误	z	p
product	4.543	1.237	3.67***	0.000
process	3.794	1.305	2.91***	0.004

注:\*\*\*表示在 1% 的水平上显著。

表 10 替换结果变量后的平均处理效应估计结果

结果变量	处理组	控制组	ATT	t
product	0.653	0.548	0.105	3.05***
process	0.992	0.953	0.039	3.20***

注:\*\*\*表示 1% 的水平上显著。

“相关性”和“外生性”要求。校企合作对流程创新绩效的两阶段最小二乘法(2SLS)回归结果显示,豪斯曼检验值为0.207,不拒绝外生性原假设,即可以认为校企合作是外生变量。此时无需采用2SLS回归,采用OLS回归即可,估计结果见表11。校企合作对产品创新绩效的2SLS回归结果显示,豪斯曼检验值为0.083。因此可以在10%的显著性水平上拒绝外生性原假设,即可以认为校企合作是内生变量。同时,弱工具变量检验发现无弱工具变量。此时采纳2SLS估计结果,详见表11。由表11中回归结果可知,考虑了潜在的内生性偏误后的估计结果仍然非常稳健。

表11 内生性检验结果

变量	product	process
<i>UIC</i>	6.747***(3.37)	2.546**(2.12)
控制变量	控制	控制
观测值	1177	984
估计模型	2SLS	OLS

注:\*\*和\*\*\*分别表示在5%和1%的水平上显著;括号内为利用稳健标准误计算得到的*t*值。

## 五、异质性分析

### (一)企业规模异质性

参考已有研究(林汉川和魏中奇,2002),将企业员工人数小于等于250人的企业定义为中小企业,将企业员工人数大于250人的企业定义为大企业,并运用倾向得分匹配方法(卡尺内最近邻匹配, $\epsilon=0.01, k=5$ )来分析校企合作对不同规模企业技术创新绩效影响的差异性,估计结果见表12。研究发现,校企合作对中小企业的产品创新绩效和流程创新绩效均具有显著的促进作用,且对产品创新绩效的促进作用大于对流程创新绩效的促进作用;校企合作对大企业的产品创新绩效具有显著促进作用,但对大企业流程创新绩效的影响不显著。这可能源于大企业往往建立了成熟、规范的流程体系,企业流程更加“模式化”,“组织惯性”更强,在找寻降低成本、提高效率的思路时面临的困难更大,导致校企合作在促进大企业流程创新绩效方面的潜力有限。而中小企业尤其是小企业享有诸多“行为优势”,例如,企业内部创业氛围浓厚、灵活性强、反应迅速等(Nieto和Santamaría,2010),这会强化校企合作过程中合作双方的互动,培育信任和共识,利于最大限度地获取校企合作收益,从而显著提升中小企业的流程创新绩效。

表12 不同规模企业的估计结果

结果变量	样本类型	观测值	处理组	控制组	ATT(%)	<i>t</i>
product	大企业	195	17.052	11.136	5.916	1.82*
	中小企业	982	16.216	11.411	4.805	3.33***
process	大企业	171	29.263	25.580	3.683	0.81
	中小企业	813	21.907	19.434	2.473	1.69*

注:\*和\*\*\*分别表示在10%和1%的水平上显著。

### (二)企业年龄异质性

参考已有研究(陈逢文和冯媛,2019),将成立年限小于等于10年的企业定义为新创企业,将成立年限大于10年的企业定义为成熟企业,并运用倾向得分匹配方法(卡尺内最近邻匹配, $\epsilon=0.01, k=5$ )来分析校企合作对不同存续年限企业技术创新绩效影响的差异性,估计结果见表13。研究发现,校企合作对成熟企业的产品创新绩效和流程创新绩效均具有显著的促进作用,且对产品创新绩效的促进作用大于对流程创新绩效的促进作用;校企合作对新创企业的产品创新绩效具有显著的促进作用,但对流程创新绩效无显著的促进作用。原因可能在于新创企业财务和人力资源比较有限,在此情景下,企业只能把资源优先用于产品创新,以期快速把新产品或新服务推向市场,实现企业生存。这导致企业用于流程创新的资源相对有限,从而导致校企合作提升新创企业流程创新绩效的效力有限。

表13 不同年龄企业的估计结果

结果变量	样本类型	观测值	处理组	控制组	ATT(%)	<i>t</i>
product	新创企业	389	18.102	11.107	6.995	2.77***
	成熟企业	788	16.187	11.613	4.574	2.87***
process	新创企业	323	26.568	23.560	3.008	1.04
	成熟企业	661	22.438	19.226	3.211	1.92*

注:\*和\*\*\*分别表示在10%和1%的水平上显著。

综上所述,尽管总体而言校企合作对中国制造业企业技术创新绩效(包括产品创新绩效和流程创新绩效)具有显著的正向影响,但其对不同类型企业产品创新绩效和流程创新绩效的影响具有异质性。这启示我们已有研究在“校企合作能否提升企业技术创新绩效”方面结论不一致的部分原因可能在于校企合作对不同类型企业不同技术类型技术创新绩效的潜在异质性影响。正如Löf和Broström(2008)发现的,校企合作对大型制造业企业的创新绩效具有显著的正向影响,但对服务业企业创新绩效的影响不显著。不过由于本文中行业类型作为匹配变量之一,此处没有按行业类型进行异质性分析。由此,本文结论为一定程度上厘清已有研究不一致的原因做出了增量贡献。

## 六、结语

### (一) 研究结论

现有研究分析了校企合作对企业技术创新绩效的影响,得出不同结论,却鲜有研究考虑样本选择偏差问题并从产品创新与流程创新的不同特性及校企合作对二者影响的不同逻辑两个方面全面探究校企合作对企业技术创新绩效的影响及对不同类型技术创新绩效的潜在异质性影响。本文以我国制造业企业为研究对象,运用倾向得分匹配方法实证探究了校企合作对中国制造业企业技术创新绩效(包括产品创新绩效和流程创新绩效)的影响,得到如下结论:

(1)校企合作对中国制造业企业技术创新绩效具有显著的促进作用,且其对企业产品创新绩效的正向影响大于其对企业流程创新绩效的影响。

(2)企业的校企合作行为具有“自选择”特征,忽略“自选择”问题将导致参数估计有偏,而利用倾向得分匹配方法能够有效克服样本选择偏差问题,得出更为可靠的估计结果。

(3)校企合作对不同类型企业技术创新的影响存在异质性:校企合作对中小企业的产品创新绩效和流程创新绩效均具有显著的促进作用,且对产品创新绩效的促进作用大于对流程创新绩效的促进作用;校企合作对大企业的产品创新绩效具有显著促进作用,但对大企业流程创新绩效的影响不显著。校企合作对成熟企业的产品创新绩效和流程创新绩效均具有显著的促进作用,且对产品创新绩效的促进作用大于对流程创新绩效的促进作用;校企合作对新创企业的产品创新绩效具有显著的促进作用,但对流程创新绩效无显著的促进作用。

### (二) 研究启示

在创新驱动发展战略实施和制造强国建设背景下,本文的研究结论对于相关决策部门和管理决策都具有极为重要的启示意义。

对于相关决策部门而言,本文确认校企合作对企业技术创新绩效具有促进作用,从而为政府制定和完善校企合作支持政策的举措提供了经验证据支持。对于中国创新驱动发展战略的落地,推动中国实现由“创新大国”向“创新强国”的转变具有重要的启示意义。

对于企业而言,首先,本文揭示了校企合作对企业技术创新绩效的净效应,明确了校企合作对企业技术创新绩效的作用方向和力度,为校企合作影响企业技术创新绩效提供新的经验证据,对于中国制造业企业立足“自身”还是“合作”的战略决策具有指导作用,助力中国制造业转型升级和制造强国建设。其次,本文探究了校企合作对企业产品创新绩效和流程创新绩效的异质性影响及对不同类型企业技术创新的异质性影响,这对于不同类型企业结合自身实际作出校企合作决策具有重要指导意义,也能够一定程度上解释为何一些企业热衷于校企合作而一些企业则对校企合作表现的比较“冷淡”。本文表明,一方面,校企合作与企业技术创新绩效间的关系并非一成不变的;另一方面,校企合作与企业技术创新绩效之间的关系在某种程度上是可以进行“策略性管理”的。因此,企业管理者不应不计成本地开展校企合作,而应当结合自身企业发展的实际情况做出权变的校企合作决策。尤其是,如果企业想在流程创新方面有所突破,寄希望于校企合作是可行的,但可能不是最佳办法,而企业如果想在产品创新方面有所突破,开展校企合作是上佳之选。

### (三) 研究展望

在未来的研究中,可通过连续开展大规模的问卷调查采集最新的企业层面数据,实证探究校企合作对企业技术创新绩效的影响,以便就校企合作与企业技术创新绩效间关系进行准确的因果推断。与此同时,未来还可关注校企合作对企业非技术创新(如组织创新、营销创新)绩效的影响。

### 参考文献

- [1] 陈逢文,冯媛,2019.新创企业社会网络,风险承担与企业绩效——环境不确定性的调节作用[J].研究与发展管理,31(2):20-33.
- [2] 樊霞,陈丽明,刘炜,2013.产学研合作对企业创新绩效影响的倾向得分估计研究——广东省部产学研合作实证[J].科学学与科学技术管理,(2):63-69.
- [3] 傅宇,崔维军,韩硕,2018.合作研发与企业创新绩效——基于世界银行中国企业调查数据的实证分析[J].科学学与科学技术管理,39(1):98-106.

- [ 4 ] 黄菁菁, 原毅军, 2018. 基于倾向得分匹配模型的产学研合作与企业创新绩效研究[J]. 研究与发展管理, 30(2): 1-9.
- [ 5 ] 李龙, 宋月萍, 2017. 工会参与对农民工工资率的影响——基于倾向值方法的检验[J]. 中国农村经济, (3): 2-17.
- [ 6 ] 林汉川, 魏中奇, 2002. 美、日、欧盟等中小企业最新界定标准比较及其启示[J]. 管理世界, (1): 126-129.
- [ 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, (10): 120-135.
- [ 8 ] 马文聪, 叶阳平, 徐梦丹, 等, 2018. “两情相悦”还是“门当户对”: 产学研合作伙伴匹配性及其对知识共享和合作绩效的影响机制[J]. 南开管理评论, 21(6): 95-106.
- [ 9 ] 邱嘉平, 2020. 因果推断实用计量方法[M]. 上海: 上海财经大学出版社.
- [ 10 ] 邱洋冬, 2020. 产学研合作的创新激励效应研究——基于不同调节机制的分析[J]. 经济体制改革, (5): 107-112.
- [ 11 ] 孙忠娟, 范合君, 侯俊, 2018. 制造企业创新战略组合对产品和流程创新的影响[J]. 经济管理, 40(12): 88-104.
- [ 12 ] 王莉娜, 张国平, 2018. 信息技术, 人力资本和创业企业技术创新——基于中国微观企业的实证研究[J]. 科学学与科学技术管理, 39(4): 111-122.
- [ 13 ] 王鹏, 张剑波, 2014. 高校创新投入, 产学研合作与大中型工业企业创新产出——基于我国十三省市面板数据的实证研究[J]. 暨南学报(哲学社会科学版), 36(10): 59-67.
- [ 14 ] 吴陈锐, 2018. 企业间合作研发与技术创新绩效——基于世界银行 2012 年中国企业调查数据的实证分析[J]. 中南财经政法大学学报, (2): 51-60.
- [ 15 ] 吴玉鸣, 2015. 工业研发, 产学研合作与创新绩效的空间面板计量分析[J]. 科研管理, 36(4): 118-127.
- [ 16 ] 杨珍增, 郭晓翔, 2021. 合作研发类型与企业出口绩效——基于世界银行 2012 年中国企业调查数据的倾向得分匹配分析[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), (1): 18-31.
- [ 17 ] 于文超, 2019. 政企关系重构如何影响企业创新?[J]. 经济评论, (1): 33-45.
- [ 18 ] 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.
- [ 19 ] 张永丽, 李青原, 郭世慧, 2018. 贫困地区农村教育收益率的性别差异——基于 PSM 模型的计量分析[J]. 中国农村经济, (9): 110-130.
- [ 20 ] 周立群, 张龙鹏, 张双志, 2016. 研发合作与企业创新——基于中国制造业的实证研究[J]. 江苏社会科学, (2): 47-55.
- [ 21 ] ABADIE A, IMBENS G W, 2011. Bias-corrected matching estimators for average treatment effects[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 29(1): 1-11.
- [ 22 ] ANKRAH S, AL-TABBAA O, 2015. Universities-industry collaboration: A systematic review[J]. Scandinavian Journal of Management, 31(3): 387-408.
- [ 23 ] ANKRAH S N, BURGESS T F, GRIMSHAW P, et al, 2013. Asking both university and industry actors about their engagement in knowledge transfer: What single-group studies of motives omit[J]. Technovation, 33(2-3): 50-65.
- [ 24 ] APANASOVICH N, 2016. Modes of innovation: A grounded meta-analysis[J]. Journal of the Knowledge Economy, 7(3): 720-737.
- [ 25 ] ARORA A, GAMBARDILLA A, 1990. Complementarity and external linkages: The strategies of the large firms in biotechnology[J]. The Journal of Industrial Economics, 38(4): 361-379.
- [ 26 ] ARVANITIS S, SYDOW N, WOERTER M, 2008. Do specific forms of university-industry knowledge transfer have different impacts on the performance of private enterprises? An empirical analysis based on Swiss firm data [J]. The Journal of Technology Transfer, 33(5): 504-533.
- [ 27 ] ARZA V, LÓPEZ A, 2011. Firms' linkages with public research organisations in Argentina: Drivers, perceptions and behaviours[J]. Technovation, 31(8): 384-400.
- [ 28 ] CRUZ-GONZÁLEZ J, LÓPEZ-SÁEZ P, NAVAS-LÓPEZ J E, 2015. Absorbing knowledge from supply-chain, industry and science: The distinct moderating role of formal liaison devices on new product development and novelty [J]. Industrial Marketing Management, 47: 75-85.
- [ 29 ] DEHEJIA R H, WAHBA S, 2002. Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies [J]. Review of Economics and Statistics, 84(1): 151-161.
- [ 30 ] EOM B Y, LEE K, 2010. Determinants of industry-academy linkages and, their impact on firm performance: The case of Korea as a latecomer in knowledge industrialization[J]. Research Policy, 39(5): 625-639.
- [ 31 ] FAEMS D, VAN LOOY B, DEBACKERE K, 2005. Interorganizational collaboration and innovation: Toward a portfolio approach[J]. Journal of Product Innovation Management, 22(3): 238-250.
- [ 32 ] FISMAN R, SVENSSON J, 2007. Are corruption and taxation really harmful to growth? Firm level evidence[J]. Journal of Development Economics, 83(1): 63-75.
- [ 33 ] FITJAR R D, RODRÍGUEZ-POSE A, 2013. Firm collaboration and modes of innovation in Norway[J]. Research Policy, 42

- (1): 128-138.
- [34] GÓMEZ J, SALAZAR I, VARGAS P, 2016. Sources of information as determinants of product and process innovation[J]. PLOS ONE, 11(4): E0152743.
- [35] HU S, WANG X, ZHANG B, 2020. Are all innovation modes beneficial to firms' innovation performance? New findings from an emerging market[J]. Chinese Management Studies, 14(4): 1015-1034.
- [36] HUSSEN M S, ÇOKGEZEN M, 2020. Analysis of factors affecting firm innovation: An empirical investigation for Ethiopian firms[J]. Journal of African Business, 21(2): 169-192.
- [37] INAUE M, SCHENKER - WICKI A, 2011. The impact of outside-in open innovation on innovation performance [J]. European Journal of Innovation Management, 14(4): 496-520.
- [38] KAFOUROS M, WANG C, PIPEROPOULOS 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.
- [39] LAVIE D, 2006. The competitive advantage of interconnected firms: An extension of the resource-based view[J]. Academy of Management Review, 31(3): 638-658.
- [40] LÖÖF H, BROSTRÖM A, 2008. Does knowledge diffusion between university and industry increase innovativeness?[J]. The Journal of Technology Transfer, 33(1): 73-90.
- [41] MILES I, 2007. Research and development (R&D) beyond manufacturing: The strange case of services R&D [J]. R&D Management, 37(3): 249-268.
- [42] MOWERY D C, ROSENBERG N, 1989. New developments in US technology policy: Implications for competitiveness and international trade policy[J]. California Management Review, 32(1): 107-124.
- [43] NIETO M J, SANTAMARÍA L, 2010. Technological collaboration: Bridging the innovation gap between small and large firms[J]. Journal of Small Business Management, 48(1): 44-69.
- [44] OECD, 2005. The measurement of scientific and technological activities: Oslo manual: Guidelines for collecting and interpreting innovation data[M]. Third Edition, Paris: OECD Publishing.
- [45] PIPPEL G, SEEFELD V, 2016. R&D cooperation with scientific institutions: A difference-in-difference approach [J]. Economics of Innovation and New Technology, 25(5): 455-469.
- [46] ROSENBAUM P R, RUBIN D B, 1983. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. Biometrika, 70(1): 41-55.
- [47] ROSENBAUM P R, RUBIN D B, 1985. The bias due to incomplete matching[J]. Biometrics, 41(1): 103-116.
- [48] RUBIN D B, 2001. Using propensity scores to help design observational studies: Application to the tobacco litigation [J]. Health Services and Outcomes Research Methodology, 2(3): 169-188.
- [49] SCHWARTZ M, PEGLOW F, FRITSCH M, et al, 2012. What drives innovation output from subsidized R&D cooperation? -Project-level evidence from Germany[J]. Technovation, 32(6): 358-369.
- [50] SHERWOOD A L, COVIN J G, 2008. Knowledge acquisition in university-industry alliances: An empirical investigation from a learning theory perspective[J]. Journal of Product Innovation Management, 25(2): 162-179.
- [51] STORZ C, TEN BRINK T, ZOU N, 2021. Innovation in emerging economies: How do university-industry linkages and public procurement matter for small businesses? [J]. Asia Pacific Journal of Management, <https://doi.org/10.1007/s10490-021-09763-z>.
- [52] TÖDTLING F, LEHNER P, KAUFMANN A, 2009. Do different types of innovation rely on specific kinds of knowledge interactions?[J]. Technovation, 29(1): 59-71.
- [53] TSENG F C, HUANG M H, CHEN D Z, 2020. Factors of university-industry collaboration affecting university innovation performance[J]. The Journal of Technology Transfer, 45: 560-577.
- [54] UN C A, ASAKAWA K, 2015. Types of R&D collaborations and process innovation: The benefit of collaborating upstream in the knowledge chain[J]. Journal of Product Innovation Management, 32(1): 138-153.
- [55] UNITED NATIONS, 2008. International standard industrial classification of all economic activities (ISIC), Rev. 4[R]. New York: United Nations Publications.

## Does University-industry Collaboration Improve the Technological Innovation Performance of Manufacturing Firms? An Empirical Study Based on Propensity Score Matching Method

Wang Xiaohong, Hu Shilei

(1. School of Economics and Management, Harbin Institute of Technology, Harbin 150001, China;

2. School of Economics and Management, Harbin Institute of Technology(Weihai), Weihai 264209, Shandong, China)

**Abstract:** Under the background of the implementation of innovation-driven development strategy and the transformation and upgrading of manufacturing industry, it is of great theoretical and practical significance to study the impact of university-industry collaboration on the technological innovation performance of Chinese manufacturing firms. The effect of university-industry collaboration on the technological innovation performance of firm was analyzed by dividing technological innovation performance into product innovation performance and process innovation performance. The World Bank's latest survey data of Chinese manufacturing firms and the propensity score matching (PSM) method were also utilized in the analysis. It is found that university-industry collaboration has a significant positive impact on the technological innovation performance of Chinese manufacturing firms, and its positive impact on product innovation performance is greater than that on process innovation performance. The university-industry collaboration behavior of firms has the characteristics of "self selection", while the PSM method can effectively overcome the sample selection bias and obtain more reliable estimation results. Further heterogeneity analysis shows that the impact of university-industry collaboration on the technological innovation performance of firms of different sizes and ages is heterogeneous.

**Keywords:** university-industry collaboration; technological innovation performance; product innovation; process innovation; manufacturing firms; propensity score matching