

研发合作与企业创新

——基于中国制造业的实证研究

周立群 张龙鹏 张双志

内容提要 本文利用世界银行2012年对中国企业所做的抽样调查,就研发合作对中国制造业企业创新的影响进行实证研究。研究表明:首先,研发合作对企业研发投资的扩展边际、集约边际均具有显著的正向影响;其次,研发合作能促使企业产品创新投入,增加产品创新产出;再次,企业与供应商合作有利于产品创新投入与产出的增加,同时对企业流程创新也具有一定正向作用;最后,企业与客户的研发合作显著促进了企业产品创新的投入,在一定程度上有助于产品创新产出的提升。研究结论在于强调合作是企业创新的重要来源,企业应构建有效的合作关系,特别应加强沿着价值链的网络关系。

关键词 研发合作 研发投入 产品创新 流程创新

周立群,南开大学滨海开发研究院常务副院长

中国特色社会主义经济建设协同创新中心教授 300071

张龙鹏,南开大学经济学院博士研究生 300071

张双志,陕西师范大学政治经济学院硕士研究生 710062

一、引言

现代技术的高复杂性使得企业创新过程中需要吸收不同领域的专业知识和经验,然而单个企业不太可能拥有所有的知识和经验,这就促使企业与不同组织建立研发合作关系,实现优势互补、资源共享、风险共担、利益共享。研发合作一方面降低了创新的复杂性、风险与成本,另一方面提升了创新成功的可能性,因而其越来越被企业在创新中所青睐,使得创新成为了不同参与者和结构共同体大量互动作用的结果。

企业创新是一个从创新投入到创新产出的转化过程。因此,现有研发合作与企业创新的研究主要从两个方面展开:

本文为科学技术部国际合作司中外创新对话专项美大地区研究课题“中美两国创新政策协同效应和跨部门协调机制的对比研究”(2014KJBMZM06)阶段性成果,感谢中国特色社会主义经济建设协同创新中心资助。

一方面,探讨研发合作对企业创新投入的影响。企业创新投入主要包括研发投入、产品创新投入与流程创新投入。其中,产品创新投入是指新产品开发的投入、现有产品改进的投入,流程创新投入指的是生产制造环节改善的投入。因而,学者们集中探讨了研发合作对上述创新投入要素的影响。大量的研究已经表明企业研发合作与研发投入间具有显著的正相关关系,且参与合作的企业越多,研发投入越大。进一步,由于研发合作类型是多样化的,包括企业与供应商、竞争者、客户、高校、科研机构等的合作,因此学者们也更为关注不同研发合作类型对企业创新投入的影响。例如,初大智等的研究指出企业与供应方合作有利于激励企业产品创新和流程创新的投入,与客户合作能够促使企业的产品创新投入。

另一方面,探讨研发合作与创新产出的关系。企业的创新产出主要包括由产品创新带来的新产品产值,以及由流程创新带来的低生产成本、高劳动生产率。Becker和Dietz指出企业的研发合作行为能够提升创新产出的可能性;马艳艳等注意到了研发合作与创新产出之间的非线性关系,他们认为研发合作的广度与企业新产品产值呈倒U型关系,而企业研发合作的深度与新产品产值呈U型关系;王龙伟等的研究更进一步地指出,研发合作对创新产出的作用受到组织间不同合作治理机制的影响。同样地,学者们也关注研发合作类型对企业创新产出的影响。Aschhoff和Schmidt认为企业与竞争者合作能够降低企业生产成本,与高校合作能够增加产品创新的产出;Belderbos等的研究表明企业与供应商、竞争者合作能够提高企业的劳动生产率,与高校、竞争者合作能提高企业新产品的销售份额。

总体而言,已有文献要么将研发合作对企业创新产出的影响机制作为一个“黑盒”,直接研究研发合作与创新产出的关系,要么打开“黑盒”,探讨研发合作对创新投入的影响,解剖研发合作是如何影响创新产出的,但并未系统地探讨研发合作及其类型对企业创新投入和产出的影响。另外,这些研究忽视了企业研发合作与创新之间明显的内生性问题,而且该内生性的来源是多方面的,如遗漏重要解释变量、双向因果关系。如果不能较好地解决内生性问题,将导致估计结果的不一致,从而影响研究结论的可靠性。鉴于现有研究存在上述两点不足之处,本文利用世界银行2012年对中国企业所做的抽样调查,进一步探讨研发合作对企业创新的影响。

二、理论分析与研究假设

1. 研究框架

本文同时探讨研发合作对企业创新投入和产出的影响,如图1所示。首先,我们考察研发合作的整体情况分别对企业创新投入、产出的作用。其次,企业的研发合作包括横向合作、纵向合作与社会合作。横向合作主要指与竞争者的合作,纵向合作包括与供应商、客户的合作,社会合作则指与高校、研究机构的合作。企业采取不同的研发合作形式会对不同类型的创新投入、产出产生不同的影响。因此,我们将重点探讨研发合作类型对企业创新投入、产出的影响。

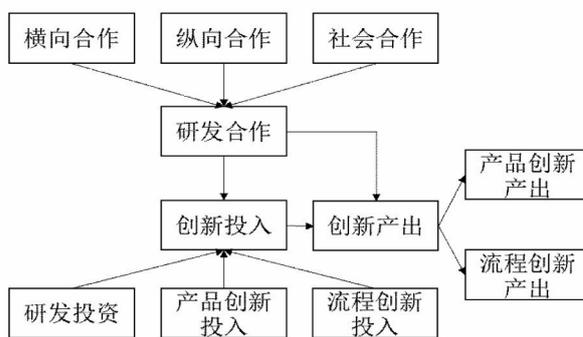


图1 研发合作与企业创新的研究路径

资料来源:在Aschhoff和Schmidt研究的基础上修改而成

2. 研发合作与企业创新的投入、产出

企业的研发投入包括研发投入的扩展边际和集约边际。研发投入的扩展边际是指企业决定是否进行研发投入,集约边际则是指投资多少的问题。随着合作成为企业创新过程中重要的组织要素,研发合作主要通过成本分担机制对企业的研发投入产生重要影响。在企业创新的高不确定性下,通过

研发投资推动创新,对于企业来说是一项高成本、高风险的投资,因而研发投资通常发生在大企业,中小企业的研发投资水平相对较低。若企业通过合作的形式进行研发投资,研发投资的成本将会在合作各方得到分担,风险也相应得到分散,这就会促使企业进行研发投资。随着合作的深化,合作治理机制也将逐步得以完善,合作过程中的交易成本、机会主义行为等问题也会得到有效的解决,企业的研发投资水平随之提高。因此,提出如下的研究假设:

H1:相对于无研发合作的企业,有研发合作的企业决定进行研发投资的可能性更大,且研发投资水平更高。

优势互补是企业创新过程中寻求研发合作的重要推动力。合作一方关于产品、流程的优势信息可以在合作过程中通过溢出效应被另一方所获得,这样企业便拥有了创新过程中以前所不具备的知识和经验,奠定了企业进行创新的基础,从而促使企业产品创新、流程创新的投入。随着投入的不断增加,企业的学习、消化吸收能力会进一步强化,提升了创新成功的可能性,增加了产品创新、流程创新的产出。基于上述分析,得到本文的研究假设2:

H2:相对于无研发合作的企业,有研发合作的企业更愿意进行产品创新、流程创新的投入,同时获得更多的产品创新、流程创新的产出。

3. 研发合作类型与企业创新的投入、产出

企业研发合作的类型是多元化的,包括与供应商、客户、竞争者、高校等的合作。每一合作对象所具有的特征与优势将对不同类型的创新投入、产出产生不同的影响。接下来,我们将阐述研发合作类型对创新投入、产出的影响机制^[1]。

供应商主要为企业提供中间品。企业与供应商进行研发合作,能够促进中间投入品的创新,或产生新的中间品,或提升原有中间品的效用和质量。中间品的创新会进一步带动企业产品创新的投入,促使企业加大对该中间品采购的力度。现实中,由中间品创新激发最终品创新的案例比比皆是。在持续投入过程中,通过“干中学”,企业产品创新的可能性提高,增加产品创新的产出。另外,在企业与供应商合作的过程中,可以就交货时间、技术、劳动力培训、产品组织等方面的信息协同加大投入,对企业形成正向反馈效应,从而改善企业的生产流程,实现生产成本的降低和劳动生产率的提升。基于上述分析,我们提出研究假设3:

H3:企业与供应商合作能够促使企业产品创新、流程创新的投入,增加产品创新、流程创新的产出。

客户是企业产品的最终使用者。企业与客户进行研发合作,通过学习合作效应,企业能够整合各方的专业技术能力,一方面降低了产品交付后学习的需求,另一方面避免了追加学习的行为,这就使得与客户合作的过程中,企业会增加产品创新的投入。作为企业产品的最终使用者,客户最了解自己的需求。在对产品的需求日趋个性化和多样化的背景下,企业与客户合作能够降低产品创新过程中的风险,提高新产品的认可度,提升新产品的销售份额,从而扩大企业的市场份额。因此,我们提出如下的研究假设:

H4:企业与客户合作能够促使企业产品创新的投入,增加产品创新的产出。

企业的应用研究是以实现企业特定目标而展开的研究,而高校或研究机构的基础研究不以应用为目的,强调的是新原理、新知识、新方法的探索,因此企业是科技创新的主体,高校或研究机构是知识创新的主体。企业与高校或研究机构的合作实现了科技创新与知识创新的协同。高校或研究机构

[1]限于文章所使用的数据,使得我们无法实证检验企业与竞争者合作对创新投入、产出的影响,因此,在这里,我们不对该研发合作类型进行理论分析。

的科学研究成果具有基础性与原创性,因此随着科学研究成果推向企业应用,产学研合作对企业的产品创新、流程创新均具有影响。据此,得到本文的研究假设5:

H5:企业与高校或研究机构合作能够促使企业产品创新、流程创新的投入,增加产品创新、流程创新的产出。

三、研究设计

1. 数据说明

本文采用的数据来自于世界银行2012年对中国城市营商环境所做的抽样调查,被调查企业2700家。被调查企业分布在北京、上海、石家庄、郑州、武汉、成都等25个城市,覆盖东、中、西部地区。该次调查包括制造业和服务业的企业,由于本文集中于研究制造业企业的研发合作与创新,因此删除服务业企业,得到制造业企业1692家。与世界银行其他年份所做的中国企业营商环境调查相比,本轮调查所调查的企业虽然较少,但包含了丰富的企业创新信息,为研究企业的研发合作与创新提供了很好的契机。

调查问卷询问了企业基本信息、基础设施、销售与供应、产能利用、创新与科技、融资、政企关系、劳动力等方面的问题。大部分问题包含了企业2011年的信息,部分问题涉及到2009年的信息。关于企业的创新,由于调查问卷询问的是过去三年的平均情况,因此本文主要利用2009年的数据进行实证研究。基于此,删去2009年以后成立的企业样本和不知道企业成立年份的样本,最终得到研究样本1638家。

2. 计量模型构建

为探讨研发合作对企业创新投入和产出的影响,设定计量模型如下:

$$RD_dummy_i = \alpha + \beta RD_coop_i + \gamma X_i + \mu_i \quad (1)$$

$$RD_i = \alpha + \beta RD_coop_i + \gamma X_i + \mu_i \quad (2)$$

$$Inno_input_i = \alpha + \beta RD_coop_i + \gamma X_i + \mu_i \quad (3)$$

$$Inno_output_i = \alpha + \beta RD_coop_i + \gamma X_i + \mu_i \quad (4)$$

其中, RD_dummy_i 表示企业*i*研发投资的扩展边际; RD_i 代表企业*i*研发投资的集约边际; $Inno_input_i$ 表示企业*i*的创新投入,其包含两个变量,一个是产品创新投入($Inno_prod_input_i$),另一个是流程创新投入($Inno_proc_input_i$); $Inno_output_i$ 表示企业*i*的创新产出,其包含两个变量,一个是产品创新产出($Inno_prod_output_i$),另一个是流程创新产出($Inno_proc_output_i$); RD_coop_i 表示企业*i*的研发合作; X_i 为企业层面的控制变量; μ_i 为随机误差项。同时,为了避免回归中重要解释变量遗漏的问题,文章在上述4个计量模型中均控制了城市、行业固定效应。

进一步,为了探讨合作类型对企业创新投入和产出的影响,设定如下的计量模型:

$$Inno_prod_input_i = \alpha + \beta_1 Sup_d_i + \beta_2 Cli_d_i + \beta_3 Uni_d_i + \gamma X_i + \mu_i \quad (5)$$

$$Inno_proc_input_i = \alpha + \beta_1 Sup_c_i + \beta_2 Cli_c_i + \beta_3 Uni_c_i + \gamma X_i + \mu_i \quad (6)$$

$$Inno_prod_output_i = \alpha + \beta_1 Sup_d_i + \beta_2 Cli_d_i + \beta_3 Uni_d_i + \gamma X_i + \mu_i \quad (7)$$

$$Inno_proc_output_i = \alpha + \beta_1 Sup_c_i + \beta_2 Cli_c_i + \beta_3 Uni_c_i + \gamma X_i + \mu_i \quad (8)$$

其中, Sup_d_i 、 Cli_d_i 、 Uni_d_i 分别表示企业产品创新过程中与供应商、客户、高校(研究机构)的研发合作; Sup_c_i 、 Cli_c_i 、 Uni_c_i 分别表示企业流程创新过程中与供应商、客户、高校(研究机构)的研发合作;其余变量的含义与计量模型(1)至(4)一致。遗憾的是,世界银行的调查问卷并未询问企业与竞争者的合作情况,导致本文的研究未将这一研发合作类型考虑在内。另外,计量模型(5)至计量模型(8)也控制了城市、行业固定效应。

3. 指标构建

(1) 企业创新的投入与产出

①研发投资的扩展边际(*RD_dummy*)。调查问卷的CNO.3问题询问了企业在2009年至2011年是否进行了研发投资。根据此问题,文章构建了企业研发投资的扩展边际变量,即如果企业在这三年间有研发投资则取1,否则取0。

②研发投资的集约边际(*RD*)。CNO.4问题询问了企业三年间的年均研发投资额。由于数据库中仅记录了有研发行为企业的研发投资额,因此我们根据CNo.3问题,将没有研发行为企业的研发投资额补齐,设置为0。对于研发投资额我们取自然对数,但由于有企业的研发投资为0,为了进行对数化处理,文章将所有企业的研发投资加1。

③产品创新、流程创新的投入。调查问卷的CNO.14问题询问了企业2009年至2011年间产品创新和流程创新的投入情况,包含了8个子选项。其中,有2个子选项与产品创新投入有关,如果企业实施了任意一项内容,我们就将*Inno_prod_input*设置为1,认为企业进行了产品创新投入,如果2个选项内容都没有实施,则设置为0,认为企业没有进行产品创新的投入;有6个子选项与流程创新有关,参照对产品创新投入变量的定义,我们也构建了流程创新投入变量(*Inno_proc_input*)。

④产品创新、流程创新的产出。CNO.2问题调查了2011年企业新产品收入占总销售收入的比重,单位为%,因此文章将该问题的结果除以100作为产品创新产出的度量指标(*Inno_prod_output*)。CNO.16问题调查了2011年企业与流程创新相关的产品占比,单位为%,因此我们将该问题的结果除以100作为流程创新产出的度量指标(*Inno_proc_output*)。

(2) 研发合作

问卷的CNO.5问题询问了企业2009年至2011年间是否与其他企业进行研发合作,如果进行了研发合作,*RD_coop*设置为1,否则设置为0。同时,CNO.17A调查了企业产品创新的具体方式。其中,有3个子选项询问了企业是否与供应商、客户、高校(研究机构)有合作关系。如果有合作关系,则对应设置*Sup_d*、*Cli_d*、*Uni_d*为1,否则为0。CNO.17B调查了企业流程创新的具体方式。其中,有3个子选项询问了企业是否与供应商、客户、高校(研究机构)有合作关系。如果有合作关系,则对应设置*Sup_c*、*Cli_c*、*Uni_c*为1,否则为0。

(3) 控制变量

影响企业创新的因素众多。基于已有的研究和使用的数据,本文选取企业规模、企业年龄、企业主营产品销售市场作为控制变量。

①企业规模(*Size*)。企业规模定义为2009年企业员工数的自然对数值。规模越大,企业具有更强的吸收转化能力,拥有更多的资本和技术,这些均有利于企业的创新。大多数实证研究已表明企业规模与创新之间具有显著的正相关关系。因此,预期企业规模的估计系数显著为正。

②企业年龄(*Age*)。企业年龄定义为2009减去企业成立年份的自然对数值。对于2009年成立的企业,企业年龄自然为0。为了进行对数化处理,我们将所有数值加1后再取自然对数。企业年龄对创新的影响是不确定的。一方面,新进企业具有更强的创新动机,而在位企业由于较大的沉没成本的存在,进行创新的激励低;另一方面,新进企业由于经验的缺乏,创新失败的可能性也较大,而在位企业具有一定经验、知识、技术、资本等的积累,可能更有利于企业的创新。

③企业主营产品销售市场(*Market*)。企业主要产品的销售市场定义为一个虚拟变量,如果企业主营产品主要销往国外,则将*Market*设置为1,如果主营产品主要在国内销售,则设置为0。主营产品倾向于销往国外的企业通常面临更为激烈的市场竞争环境,而激烈的市场竞争将促使企业创新,以维持和获得竞争优势。因此,预期企业主营产品销售市场的估计系数显著为正。

四、实证结果与分析

1. 研发合作与企业创新的回归结果与分析

本文所使用的数据是典型的截面数据,因此会存在较为明显的异方差现象。为了避免异方差问题对回归结果造成的偏差,本文对所有回归结果取了稳健性标准差。

计量模型(1)中,研发投资的扩展边际是一个虚拟变量,如果采用OLS估计会导致估计系数的有偏,因此采用Probit模型进行估计,估计结果见表1的模型(1)。回归结果显示,研发合作变量(*RD_coop*)的估计系数为正,且在1%的水平下显著,这说明相对于无研发合作的企业,有研发合作的企业研发投资的倾向更高。进一步,利用OLS模型对计量模型(2)进行估计,回归结果如表1的模型(2)所示,研发合作变量在1%的水平下显著为正,从而表明有研发合作的企业研发投资水平高于无研发合作的企业。总的来说,相对于无研发合作的企业,有研发合作的企业决定进行研发投资的可能性更大,且研发投资水平更高,本文的研究假设1(H1)得到支持。

研发合作对创新投入影响的回归结果见表1的模型(3)和模型(4)。由于产品创新投入变量、流程创新投入变量均是虚拟变量,因此我们采用Probit模型进行估计。模型(3)显示,研发合作对产品创新投入的影响为正,且在1%的水平下显著;模型(4)显示,研发合作对流程创新投入的影响同样在1%的水平下显著为正。研发合作对创新产出影响的回归结果见表1的模型(5)和模型(6)。产品创新产出变量、流程创新产出变量的取值范围在0到1之间,属于受限因变量,如果使用普通最小二乘法(OLS)进行估计,将导致不一致的估计结果,因此我们使用双边归并回归(Tobit)模型进行估计。在模型(5)和模型(6)中,研发合作的估计系数在1%或5%的水平下显著为正,说明研发合作显著地增加了企业产品创新、流程创新的产出。模型(3)至模型(6)的估计结果验证了本文的研究假设2,即相对于无研发合作的企业,有研发合作的企业更愿意进行产品创新、流程创新的投入,同时获得更多的产品创新、流程创新的产出。

表1 研发合作与企业创新的回归结果

解释变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
<i>RD_coop</i>	1.107*** (8.51)	5.176*** (10.24)	0.923*** (6.19)	1.263*** (4.32)	0.086*** (4.63)	0.037** (2.47)
<i>Size</i>	0.223*** (7.20)	1.130*** (8.79)	0.131*** (4.43)	0.369*** (7.22)	-0.004 (-0.74)	0.008* (1.80)
<i>Age</i>	-0.042 (-0.74)	-0.140 (-0.60)	-0.078 (-1.35)	0.014 (0.17)	-0.014 (-1.16)	-0.013 (-1.42)
<i>Market</i>	0.244* (1.83)	1.080* (1.78)	0.349*** (2.65)	0.076 (0.41)	0.012 (0.50)	0.048** (2.50)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
(pseudo) R-sq	0.220	0.303	0.196	0.281	-0.963	-0.598
样本量	1583	1505	1590	1288	705	1032
估计模型	Probit	OLS	Probit	Probit	Tobit	Tobit

注: *、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平;括号内系数为考虑稳健性标准差后的t统计量

2. 研发合作类型与企业创新的回归结果与分析

研发合作类型对企业创新投入、产出影响的回归结果如表2所示。模型(1)、模型(3)分别探讨了产品创新过程中企业研发合作类型对产品创新投入、产出的影响;模型(2)、模型(4)则分别探讨了流程创新过程中企业研发合作类型对流程创新投入、产出的影响。下面就每一类研发合作类型的回归进行详细说明:

(1)企业与供应商的研发合作。模型(1)显示,企业与供应商合作对企业产品创新投入的影响为正,但未通过显著性检验;模型(3)的回归结果表明,企业与供应商合作能够显著地提升产品创新的产出;从模型(2)和模型(4)的估计结果来看,企业与供应商合作均未显著地提升流程创新的投入和产出。总的来说,企业与供应商合作能够促使企业产品创新、流程创新的投入,增加产品创新、流程创新

的产出,但这一效应并不显著,本文的研究假设3(H3)仅在一定程度上得到了支持。

(2)企业与客户的研发合作。在模型(1)中,企业与客户研发合作变量的估计系数在1%的水平下显著为正,这表明企业与客户合作促进了产品创新的投入;模型(3)的回归结果也显示,企业与客户研发合作的估计系数为正,且通过了1%的显著性检验,从而说明企业与客户合作有利于增加产品创新的产出。模型(1)和模型(3)的估计结果支持了本文的研究假设4(H4),即企业与客户合作能够促使企业产品创新的投入,增加产品创新的产出。另外,模型(2)和模型(4)的回归结果表明企业与客户合作对流程创新的投入、产出没有显著的正向影响,进而印证了企业与客户合作对产品创新的重要作用。

(3)企业与高校或研究机构的研发合作。模型(1)和模型(3)显示,企业与高校或研究机构合作能够显著地促进企业产品创新的投入,但对产品创新产出的作用并不显著;模型(2)和模型(4)的估计结果表明,企业与高校或研

究机构合作并未促进企业流程创新的投入,但一旦两者实施合作就可提升流程创新的产出。实证研究表明,企业与高校或研究机构的合作绩效并没有像预想的那样显著,这主要是因为企业与高校或研究机构的合作具有基础性和长远性,这就使得合作绩效具有滞后性和不确定性。因此,本文的研究假设5(H5)并未得到很好的支持。

表2 研发合作类型与企业创新的回归结果

解释变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
<i>Sup_d</i>	0.028(0.25)		0.026*(1.78)	
<i>Cli_d</i>	0.653*** (6.12)		0.049*** (3.40)	
<i>Uni_d</i>	0.578*** (5.63)		0.012(0.83)	
<i>Sup_c</i>		0.610(0.95)		0.013(1.14)
<i>Cli_c</i>		0.628(0.86)		0.002(0.16)
<i>Uni_c</i>		-0.045(-0.08)		0.022*(1.69)
<i>Size</i>	0.066** (2.20)	0.817*** (5.41)	-0.004(-0.71)	0.008*(1.81)
<i>Age</i>	-0.021(-0.36)	-0.084(-0.28)	-0.011(-0.97)	-0.012(-1.26)
<i>Market</i>	0.303** (2.18)	-1.831*** (-3.60)	0.010(0.41)	0.049*** (2.57)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
(pseudo) R-sq	0.204	0.366	-1.029	-0.597
样本量	1391	173	685	1027
估计模型	Probit	Probit	Tobit	Tobit

注:*,**,***分别代表10%、5%、1%的显著性水平;括号内系数为考虑稳健性标准差后的t统计量

五、稳健性检验

企业研发合作与创新之间存在明显的内生性。内生性问题会影响估计结果的可靠性。内生性的来源是多方面的,本文的内生性问题可能来源于两个方面:一是遗漏重要解释变量。虽然本文的研究已经控制了企业规模、企业年龄、主营产品的主要销售市场、城市和行业固定效应,但由于数据的限制,难免会遗漏一些重要的解释变量。例如企业吸收能力不仅会影响企业创新,也会影响企业研发合作行为的选择。因此,遗漏重要解释变量将导致严重的内生性问题。二是双向因果关系。显然地,企业会为了创新而进行研发合作。为了解决这两个内生性问题,我们需要寻找合适的工具变量。

Fisman和Svensson证明,遗漏变量所导致的自变量与因变量之间受到某一因素共同决定而产生的内生性问题,可以通过构建类似地区、行业层面的平均值作为企业层面自变量的工具变量,就可以很好地解决这一内生性问题。该处理方式已在大多数实证研究中得到了广泛应用。就本文的研究而言,有些行业所包括的企业数很少,甚至某些行业仅包括1家企业,如果将研发合作行业层面的平均值作为工具变量,这一工具变量也可能是内生的。将城市层面的平均值作为工具变量也面临同样的问题。因此,我们将企业所属省份的企业研发合作变量的平均值作为工具变量。更为重要的是,这一工具变量还可以解决双向因果关系引致的内生性问题,因为一个地区的特征变量并不直接受到某个企业行为的影响,却直接与解释变量相关。

基于工具变量的回归结果见表3和表4。由于企业所属省份的研发合作变量的平均值与城市固

表3 研发合作与企业创新的工具变量回归结果

解释变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
RD_coop	2.988*** (6.05)	14.178*** (5.93)	3.007*** (15.98)	0.840 (1.25)	0.228*** (2.74)	0.051 (0.86)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	否	否	否	否	否	否
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Wald 外生性检验	17.88***		47.94***	0.48	5.79**	0.66
未识别检验		83.422***				
弱识别检验		86.674***				
样本量	1583	1505	1590	1584	705	1032
估计模型	IVProbit	2SLS	IVProbit	IVProbit	IVTobit	IVTobit

注: *、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平; 括号内系数为考虑稳健性标准差后的 t 统计量; 为节约篇幅, 这里未报告控制变量的回归结果, 感兴趣的读者可向作者索取

定效应之间存在多重共线性, 因此在计量模型估计时, 我们并未控制城市固定效应。

表 3 的模型(1)和模型(2)显示, 研发合作的估计系数在 1% 的水平下显著为正, 表明了相对于无研发合作的企业, 有研发合作的企业更愿意研发投资, 且研发投资水平更高。在考虑内生性问题后, 研究假设 1 依然得到了支持。

在模型(3)和模型(5)中, 研发合作的估计系数同样显著为正, 说明研发合作促进了企业产品创新的投入和产出。然而, 在模型(4)和模型(6)中, 研发合作的估计系数并未通过显著性检验, 这表明研发合作未对企业流程创新的投入、产出产生影响。因此, 基于工具变量的回归结果表明, 企业研发合作的整体水平仅对产品创新有重要作用, 而流程创新的影响并不十分明显, 研究假设 2 得到了部分支持。

表 4 的模型(1)和模型(3)显示, 在考虑了内生性问题后, 企业与供应商合作的估计系数变得显著了, 这表明企业与供应商的研发合作有利于提升企业产品创新的投入和产出。同时, 模型(2)显示企业与供应商合作对流程创新投入的影响不显著, 但模型(4)表明企业与供应商合作有利于流程创新产出的增加。整体来看, 基于工具变量的回归结果支持了本文的研究假设 3。就企业与客户的研发合作而言, 模型(1)和模型(3)显示, 企业与客户合作显著地促进了企业产品创新的投入, 在一定程度上提升了产品创新的产出。另外, 企业与高校或研究机构合作对企业创新投入和产出的影响并不显著, 并还会产生一定程度的负效应, 因而研究假设 5 未得到支持。

六、 结 论

本文利用世界银行 2012 年对中国企业所做的抽样调查, 从两个方面考察了研发合作对企业创新的影响: 一是研发合作对企业创新的影响; 二是合作类型对企业创新的影响。研究发现: 相对于无研发合作的企业, 有研发合作的企业更愿意进行研发投资, 且研发投资水平更高; 有研发合作的企业更倾向于产品创新投入, 从而增加产品创新的产出; 企业与供应商合作显著促进了企业产品创新的投

表 4 研发合作类型与企业创新的工具变量回归结果

解释变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
<i>Sup_d</i>	1.377*** (3.12)		0.274*** (2.85)	
<i>Cli_d</i>	1.099*** (4.17)		0.012 (0.24)	
<i>Uni_d</i>	0.056 (0.11)		-0.016 (-0.17)	
<i>Sup_c</i>		1.019 (0.87)		0.190*** (2.79)
<i>Cli_c</i>		0.326 (0.38)		0.011 (0.33)
<i>Uni_c</i>		-1.366* (-1.65)		-0.179** (-2.51)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	否	否	否	否
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
Wald 外生性检验	117.95***	5.73	9.72**	15.52***
样本量	1391	722	685	1027
估计模型	IVProbit	IVProbit	IVTobit	IVTobit

注: *、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平; 括号内系数为考虑稳健性标准差后的 t 统计量; 为节约篇幅, 这里未报告控制变量的回归结果, 感兴趣的读者可向作者索取

入、产出,在一定程度上有利于企业的流程创新;企业与客户合作促进了企业产品创新的投入,在一定程度上提升了产品创新产出;企业与高校或研究机构的研发合作对企业创新的投入、产出没有影响。总的来说,合作是企业创新的重要来源。基于本文的研究,企业应积极建立有效的研发合作关系,同时注意不同合作类型的着力点。

本文的研究阐明了研发合作在中国制造业企业中的地位与作用,进一步推动企业研发合作便是创新政策的应为之举与应有之义。政府与创新政策的制定过程中应当从两方面出发增强企业创新的积极性:一方面,政府应当弘扬深化企业间合作,尤其是企业间研发合作的商业氛围,在企业间形成研发合作的商业文化。除了企业间的研发合作,政府同样应当强化高校与企业之间的合作关系,增强高校科研成果在与企业合作中实现转化,并将这一举措纳入到高校的评价体系,切实为高校与企业间合作创造激励机制。另一方面,政府应当对企业间研发合作提供必要的财税支持。对于研发合作项目,政府应当根据企业研发合作的运行与绩效给予资金支持。同时,对于研发合作项目,政府应当在税收上实行优惠措施,有目的地引导企业实施研发合作。此外,在企业间合作中可能形成的知识产权纠纷,政府也应当逐步完善法律体制,在知识产权保护的制度层面做好应有的准备,从而激发企业间的研发合作。

参考文献

1. 洪银兴:《论创新驱动经济发展战略》,〔成都〕《经济学家》2013年第1期。
2. Colombo M G. Firm size and cooperation: The determinants of cooperative agreements in information technology industries. *International Journal of the Economics of Business*, 1995, 2(1): 3-30.
3. Veugelers R. Internal R&D expenditures and external technology sourcing. *Research Policy*, 1997, 26(3): 303-315.
4. Becker W, Dietz J. R&D cooperation and innovation activities of firms—evidence for the German manufacturing industry. *Research policy*, 2004, 33(2): 209-223.
5. 初大智、杨硕、崔世娟:《技术合作对创新绩效的影响研究——以广东省制造业为例》,〔北京〕《中国软科学》2011年第8期。
6. 马艳艳、刘凤朝、姜滨滨等:《企业跨组织研发合作广度和深度对创新绩效的影响》,〔北京〕《科研管理》2014年第6期。
7. 王龙伟、任胜钢、谢恩:《合作研发对企业创新绩效的影响研究——基于治理机制的调节分析》,〔北京〕《科学学研究》2011年第5期。
8. Aschhoff B, Schmidt T. Empirical evidence on the success of R&D cooperation—happy together?. *Review of Industrial Organization*, 2008, 33(1): 41-62.
9. Belderbos R, Carree M, Lokshin B. Cooperative R&D and firm performance. *Research Policy*, 2004, 33(10): 1477-1492.
10. 蒋为:《环境规制是否影响了中国制造业企业研发创新?——基于微观数据的实证研究》,〔上海〕《财经研究》2015年第2期。
11. De Faria P, Lima F, Santos R. Cooperation in innovation activities: The importance of partners. *Research Policy*, 2010, 39(8): 1082-1092.
12. Tether B S. Who co-operates for innovation, and why: An empirical analysis. *Research Policy*, 2002, 31(6): 947-967.
13. Fisman R, Svensson J. Are corruption and taxation really harmful to growth? Firm level evidence. *Journal of Development Economics*, 2007, 83(1): 63-75.
14. 王永进、盛丹:《政治关联与企业的契约实施环境》,〔北京〕《经济学》(季刊)2012年第4期。
15. 张杰、郑文平、束兰根:《融资约束如何影响中国企业出口的二元边际?》,〔上海〕《世界经济文汇》2013年第4期。

〔责任编辑:天 则〕