

企业集团对创新产出的影响:来自制造业上市公司的经验证据

蔡卫星, 倪晓然, 赵盼, 杨亭亭

[摘要] 基于 2003—2015 年中国制造业上市公司的研究样本和手工收集的企业集团信息,本文系统检验了企业集团如何影响企业的创新产出及其影响机制。研究表明,企业集团与专利产出之间存在着显著的正向关系,并且这一关系对发明专利更为显著。基于 2003 年国务院国有资产监督管理委员会成立后各地区推出“企业集团促进政策”改革构建工具变量进行检验,上述发现仍然显著成立。进一步研究发现,从供给侧看,企业集团通过内部资本市场缓解了创新的“融资约束”难题,通过内部知识市场缓解了创新的“信息匮乏”难题;从需求侧看,由于专利产出可以在各成员间灵活地配置和使用,因此,企业集团创新产出的市场回报率更高。本文的研究不仅丰富了企业组织形式与创新产出的相关文献,也对推进国有经济战略布局调整、支撑创新驱动发展提供了有益启示。

[关键词] 企业集团; 创新产出; 国有企业改革; 内部资本市场; 专利

[中图分类号]F272 [文献标识码]A [文章编号]1006-480X(2019)01-0137-19

DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.2019.01.008

一、问题提出

创新驱动发展战略在中国经济社会发展全局中具有举足轻重的地位。习近平总书记强调指出:“创新是引领发展的第一动力,是建设现代化经济体系的战略支撑。”近年来,中国的创新能力有了长足的进步,专利申请数量和授权数量大幅提升,2016 年专利申请量和授权量分别比 2012 年增长 69.0%和 39.7%。尤为可喜的是,中国不但赶上了全世界信息产业革命的浪潮,而且正在从“追逐者”向“引领者”转变,在诸多关键领域走在了世界前列。^①实施创新驱动发展战略,其关键在于不断提高企业的自主创新能力,将创新成果切实体现在实实在在的产业发展上。自主创新能力决定了企业市场生存能力、比较优势、市场价值等(Porter, 1992);近期,中兴通讯的事件提供了一个典型案例,美

[收稿日期] 2018-05-10

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“企业集团、货币政策与现金持有水平”(批准号 71402005);广东省普通高校人文社会科学研究项目“互联网金融模式及其风险监管研究”(批准号 2014GWM017);广东省哲学社会科学“十三五”规划项目“企业专利质量评估及其价值相关性研究”(批准号 GD16YYJ03)。

[作者简介] 蔡卫星,广东财经大学金融学院、广东省珠三角科技金融产业协同创新发展中心副教授,经济学博士;倪晓然,厦门大学经济学院、王亚南经济研究院助理教授,经济学博士;赵盼,广东财经大学金融学院硕士研究生;杨亭亭,广东财经大学金融学院讲师,经济学博士。通讯作者:蔡卫星,电子邮箱:caiw@gdufe.edu.cn。感谢审稿专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

① 详见人民网(网址:<http://cpc.people.com.cn/19th/n1/2017/1020/c414305-29597444.html>)。

国商务部的出口禁止令使得缺乏完整自主创新能力的企业一夜之间落入生死危局,留下了值得汲取的经验教训。如何提高企业自主创新能力,已经不仅仅是企业家面临的关键问题,也引起了政府决策者和社会公众的广泛关注。

学术界对创新问题的关注可以追溯到熊彼特有关“创造性破坏”的开创性研究,其在经济增长中的关键作用也经由 Solow(1957)等研究而得以彰显。近年来,围绕着企业创新的影响因素,国内外学者展开了大量的讨论,集中考察了融资约束、政府支持、高管特征、公司治理等因素对企业创新的影响(鞠晓生等,2013;申宇等,2017;Tian and Wang,2014)。战略管理理论认为,企业战略决策受制于企业组织形式,然而遗憾的是,目前鲜有研究考察企业组织形式如何影响企业创新战略的。作为一种常见的企业组织形式,“系族”企业集团这一独特结构既广泛存在于新兴经济体如土耳其、韩国、印度、泰国,也常见于发达国家如日本、德国(Khanna and Palepu,2000a,200b;Khanna and Yafeh,2005,2007;He et al.,2013;蔡卫星等,2015)。^①在中国,“系族”企业集团是民营上市企业的主力,而伴随着国有企业改革的深入推进,国有企业集团也不断发展壮大。党的十九大报告指出,要“推动国有资本做强做优做大,有效防止国有资产流失。深化国有企业改革,发展混合所有制经济,培育具有全球竞争力的世界一流企业”。在上述背景下,本文实证考察集团型企业组织对创新的影响机制,结合国有企业改革的实践系统评估企业集团对创新产出的作用。

基于 2003—2015 年中国制造业上市公司的研究样本,本文采用人工整理的方法识别了“系族”企业集团,使用专利授权数量来衡量企业创新,系统检验了企业集团的专利产出效应及其影响机制。研究表明,企业集团与专利产出之间存在着显著的正相关关系,并且企业集团对高质量发明专利的影响高于其他专利。为了缓解由于反向因果、遗漏变量等因素带来的内生性问题,更加精准地识别企业集团对创新产出的影响,本文依托 2003 年国务院国有资产监督管理委员会(简称国资委)成立后各地区先后出台的“企业集团促进政策”作为企业集团形成的外生冲击,缓解潜在的内生性问题,进行了工具变量检验。进一步研究发现,企业集团的专利产出效应来源于企业集团的两种重要职能:内部资本市场和内部知识市场。在内部资本市场影响机制上,本文发现集团其他成员现金流对上市公司专利产出具有显著的正向影响,意味着公司创新活动得到了集团其他成员的现金流支持;在内部知识市场影响机制上,本文发现集团内部存在着专利溢出效应,集团其他成员专利对上市公司专利产出具有正向影响。

本文在以下三个方面丰富了现有的研究:一是本文进一步补充了有关专利产出影响因素的研究。目前有关专利产出影响因素的研究,大多数集中在国家、行业和企业层面,有关组织形式对专利产出影响的研究较为缺乏。本文主要考察了企业集团的专利产出效应,从企业组织形式视角出发探讨专利产出影响因素的实证研究,在国内同类研究中还较为少见。特别地,本文采用手工收集和机器识别相结合的方式整理了企业集团和专利产出数据,在数据方面也有一定的创新。二是本文丰富了国有企业改革经济影响的研究。基于国有企业改革的视角,过往研究讨论了股权分置改革、业绩考核制度、简政放权对企业创新的影响(Tan et al.,2015;余明桂等,2016;江轩宇,2016)。本文依托于 2003 年国资委成立后各地区推进国有资本调整和国有企业重组的“企业集团促进政策”构建了工具变量,有效缓解了潜在的内生性问题。虽然已有研究对国资委成立如何影响国有企业经营效率有所关注(盛丹和刘灿雷,2016),但对后续的国有企业改革政策后果的研究却并不充分。本文的研究设计,对有效评估国有企业改革对创新产出乃至经济社会发展的影响具有一定的借鉴意义,也为如何做大做强国有资本提供了有益的启示。因此,本文的发现也具有一定的政策价值。三是本文丰

^① 如无其他说明,在本文接下来的部分中将“系族”企业集团简称为企业集团。

富了企业集团经济后果的研究。以往有关这一主题的研究大多数集中在现金持有、投资效率、国际化战略等方面,本文研究则从专利产出视角提供了更多的经验证据。此外,本文研究发现了内部资本市场和内部知识市场两个不同的机制,有助于更好地深化对新兴市场中企业集团职能的理解和认识。

论文剩余部分的结构是:第二部分是理论分析,提出一个基本分析框架发展研究假设;第三部分是设定研究安排,介绍样本选择与数据来源;第四部分是实证分析,对企业集团的专利产出效应及其影响机制的实证结论进行分析与研讨;第五部分进行稳健性分析;最后总结全文并提出了政策建议。

二、理论分析与研究假设

1. 理论框架

有关组织结构的经典研究可以追溯到德鲁克在20世纪40年代的开创性贡献,他在《公司的概念》(*Concept of the Corporation*)一书中提到组织结构,并将组织结构引入企业管理的探讨,此后有关组织结构的的研究一直是学术界和企业界探讨的热点话题(任浩和甄杰,2012)。现有研究认为,作为企业的一项基础性制度安排,组织结构对企业行为具有决定性影响,不同的组织结构通过惯例(王永伟和马洁,2011)、跨期耦合(赵丰义和唐晓华,2013)等途径最终决定了企业行为。

作为一种企业战略行为,创新是一项持续性、积累性、长周期、高风险的复杂过程(申宇等,2017)。有别于一般意义上的投资行为,企业创新必须要着力解决三个方面的难题:①创新的“融资约束”,即创新作为一种长周期高强度的投资项目,首先必须要解决资金支持的问题,而由于与生俱来高风险性、投入产出的高不确定性等异质性特征,很多创新项目往往容易面临后续资金缺乏的问题(张璇等,2017;Fazzari et al.,1988)。②创新的“信息匮乏”,即创新作为一种前沿性探索性的研究项目,往往处在“无人区”,难以从外部知识市场获得知识溢出,创新行动容易陷入失败境地。例如,任正非在全国科技大会上就强调,“无人区”意味着从来没有人到达过,其危险威胁也前所未见,任何一个不确定的因素都可能导致巨大的失败,华为需要突破香浓定理和摩尔定律这些主导过去科技发展的理论,在一个更深刻的架构中诞生全新的解释物质运动发展的规律,来支撑其在无人区的生存。③创新的“激励不足”,即由于创新活动的外部性,再加上“创新投入—创新产出—创新回报”之间的漫长周期,使得企业缺乏足够的激励去进行创新。例如,中国社会科学院发布的《法治蓝皮书(2017)》指出,愿意进行3年以上长期研发的企业占比仅为6.2%。

面对企业创新存在的挑战,经济学和管理学理论开始探讨内外部因素对企业创新的影响。作为企业重要内部因素,组织结构逐渐引起了国内外学者的关注,部分研究开始探讨组织结构对企业创新的影响。在上述框架下,本文认为,影响企业创新的组织结构理论应当致力于回应不同的组织结构安排是如何缓解上述三个难题来最终对企业创新产生影响的。

2. 研究假设

一般认为,企业集团是由许多独立法人资格的企业联结而成的组织结构,这种联结可以是正式的,也可是非正式的(Khanna and Rivkin,2001;Khanna and Yafeh,2007)。基于前述组织结构影响企业创新的理论框架,本文认为,相对于独立企业,企业集团具有一些独特的职能,通过直接应对创新面临的“融资约束”、“信息匮乏”和“激励不足”三大难题,最终对企业创新产生了影响。

(1)针对创新遇到的“融资约束”难题,企业集团可以充分发挥内部资本市场功能,来为创新活动提供更多更持久的资金支持。创新作为一种长周期高强度的投资项目,外部资金对其投资意愿因

为如下问题大大降低,包括高风险导致收益不确定以及道德风险和逆向选择(Hall,2002;张杰等,2012),企业集团天然的信息优势很好地解决了收益不确定性、逆向选择和道德风险等问题,而内部资本市场又提供了充足的资金来源。企业集团的内部资本市场功能得到了很多经验证据的支持(Shin and Park,1999;He et al.,2013;蔡卫星等,2015),包括但不限于:通过向那些存在紧急资金需求的集团成员提供短期借款和长期贷款等形式,进行集团成员之间内部资金调配(Jia et al.,2013;蔡卫星等,2015;蔡卫星和高洪民,2017)。企业集团成员之间存在着大量的相互担保行为。各集团成员在获取资金过程中,相互之间进行担保,被Shin and Park(1999)视为内部资本市场的基础。Jia et al.(2013)专门研究了中国企业集团的内部关联交易,发现集团成员企业之间广泛存在着相互担保贷款现象。现有研究发现在现行信贷规章要求下,中国企业的大部分贷款都需要提供担保或抵押物(蔡卫星等,2015),因此担保或抵押物就决定了借贷的规模。

(2)针对创新遇到的“信息匮乏”难题,企业集团可以充分发挥内部知识市场功能来为创新活动提供更为有力的知识共享机制。Claessens and Fan(2003)指出,在劳动力市场不完善、有限的合同履约率以及存在其他体制缺陷的环境下,企业集团可以为其他成员提供公共产品,此时企业集团发挥了内部人才市场、产品市场等作用,可以起到降低交易成本的效果。例如,现代集团就成立了为整个集团培训技术工人的培训中心以及应用研究机构(Khanna and Yafeh,2007)。这种内部知识市场的共享机制不仅仅在于企业集团技术知识的共享,还在于技术人才在集团内部的调配。这种内部知识市场的存在,一方面提高了创新效率,表现为更低的“试错成本”,同样的研发经费投入具有更高的产出;另一方面存在着“知识溢出”功能,成员公司会从集团其他成员企业的知识当中获益。

(3)针对创新遇到的“激励不足”难题,企业集团可以充分发挥内部产品市场功能,来为创新活动提供更为可观的经济回报。Khanna and Palepu(2000a)和Khanna and Yafeh(2005)的研究指出,通过在子公司层面专业化经营可以更为有效地在集团内部实现范围经济和规模经济。通过更为有效的范围经济和规模经济,企业集团可以将创新成果在内部实现更为广泛的配置和使用,为创新成果提供了更为丰富的产品应用市场,进而提高了创新的经济回报,更好地有利于解决创新面临的“激励不足”难题。例如,吉利汽车集团通过旗下的网约车成员企业“曹操出行”,将其打造成国内首个获得线上服务能力认定的新能源汽车共享出行平台,不仅直接推动了吉利新能源汽车的销售量,还通过专车服务使得不少乘客都打消了对于新能源车型的顾虑,进一步提升新能源车型的销量,吉利新能源汽车月销量已经突破1万辆大关,从传统燃油汽车企业迅速转型为国内新能源汽车领军企业。

(4)企业集团往往具有更强的资源整合能力(黄俊和张天舒,2010),可以凭借对专业知识、行业和前沿技术的理解,在集团内部实现研发资源的优化配置,从而避免无效和低效率创新带来的研发经费浪费,带来单位研发经费产出效率的最大化,最终提高企业创新成功率和研发效率。

综合上述讨论,本文提出企业集团影响创新产出的一个基本理论框架。根据这一框架,企业集团通过内部资本市场功能应对创新的融资约束问题,通过内部知识市场功能应对创新的信息匮乏问题,通过内部产品市场功能应对创新的激励不足问题,以及通过资源整合提高创新效率,最终影响了企业创新产出。据此,本文提出:

假说:相对于独立的上市公司,从属于企业集团的上市公司具有更多的专利,即企业集团存在着显著的专利产出效应。

三、研究设计

1. 样本选择和数据来源

本文主要研究企业集团对专利的影响。考虑到专利主要来自于制造业,本文初始样本选择为沪深A股2003—2015年的全部制造业上市公司。在这里,之所以将本文研究起点时间最终确定在2003年,原因主要是由于本文根据最终控制人信息来识别企业集团,而最终控制人信息的披露始于2003年。样本时间段的终点是2015年,主要是由于截止本文写作时可以公开获得的最新专利授权数据为2015年。

参考既有研究的做法,本文根据以下原则剔除了一些样本:①删除了专利数据缺失公司;②删除了其他关键变量缺失的公司。本文经过以上样本处理过程,最后得到了9721个基础公司—年度观测样本。本文采用年度抽样核对的形式,对从国泰安数据库获取的最终控制人数据、财务数据进行了细致核查。本文所使用的专利授权数据来自于国家专利局。参考大多数研究中的惯例,所有的连续变量均进行了上下1%分位的缩尾处理。

表1 样本选择和分布

	观测值
2003—2015年制造业样本总数	12752
减去:	
专利数据缺失样本	1652
其他数据缺失样本	1379
最终样本	9721

2. 关键变量定义

(1) 专利授权数量。参考既有研究的做法,本文重点关注上市公司的专利授权数量。在这里,本文针对现有专利数据收集整理中存在的一些关键性问题,进行了两个方面的系统改进:一是现有专利匹配过程中并没有考虑上市公司合并报表中控股子公司的相关信息,单纯只依靠上市公司现有名称来匹配,因此存在着比较严重的测量误差。二是中国上市公司名称会因为改制、重组、兼并、更名等原因而变化,因此只依靠现有名称匹配专利数据,同样存在着遗漏问题。He et al.(2017)基于这一思路对中国上市公司专利数据进行了整理,建立了“China Patent”数据库,但是他们的数据库只更新到2010年。具体来说,本文分年度整理了上市公司名称,以及从合并报表中获取了上市公司控股子公司名称,然后按照上市公司及其控股子公司名称,对国家专利局“中国专利数据库”进行检索匹配,根据检索结果将上市公司层面和控股子公司层面专利数量进行加总,在此基础上得到完整的上市公司—年度格式的专利数量,并将数据更新到2015年。根据这一数据库,参考既有研究的做法,本文重点关注了上市公司年度专利授权数量和发明专利授权数量(Chang et al.,2015)。授权专利是一种得到法律承认的权利,特别地,在中国《专利法》规定下的三种专利(发明专利、实用新型专利、外观设计专利)中,发明专利的申请条件和授权过程更为严格,通常来说质量也更高(He et al.,2017;毛昊等,2018)。

(2) 企业集团的识别。本文参考已有研究做法,采用如下标准对企业集团进行了系统识别:当两家或以上的上市公司在同一年度具有相同的最终控制人时,这些上市公司就认为是从属于企业集

团。这一识别标准得到了现有文献的支持 (He et al.,2013; 蔡卫星等,2015; 蔡卫星和高洪民,2017)。根据这一识别标准,本文通过上市公司控制方框图识别出样本期间上市公司的最终控制人,并进一步通过人工交叉比对的方法来对上市公司是否属于同一最终控制人进行识别。^① 一个典型的企业集团结构如图 1 所示:

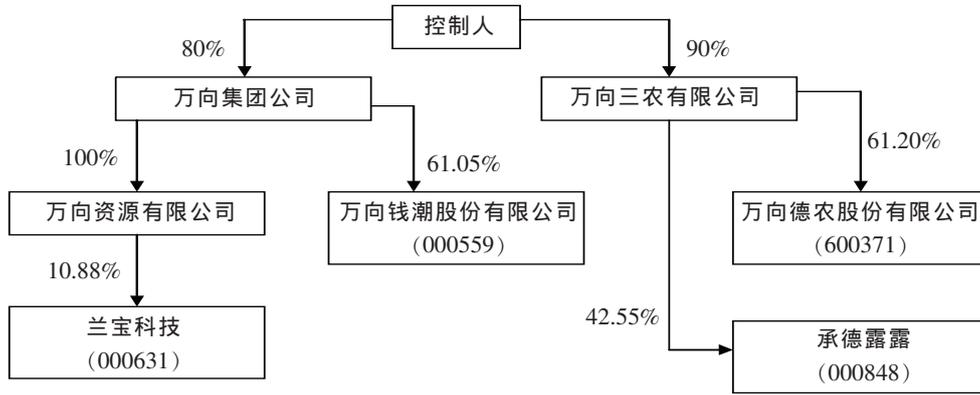


图 1 “万向系”的控制结构

3. 计量模型设定

参考现有研究的做法 (Cornaggia et al.,2015),本文设定如下基本计量模型来检验企业集团对专利的影响:

$$\ln patent_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Group_{i,t-1} + \alpha_c Controls_{i,t-1} + \sum year + \sum industry + \varepsilon \quad (1)$$

在(1)式中,本文分别使用全部专利($\ln patent$)和发明专利($\ln patent_I$)作为被解释变量,关注的核心变量是企业集团($Group$)的估计系数。根据理论分析的结果,本文预计企业集团($Group$)的估计系数显著为正。参考既有文献的做法 (Tan et al.,2016; 申宇等,2017; 江轩宇,2016),本文在(1)式中引入了一组可能影响企业专利的控制变量,包括公司规模($Size$)、托宾 $Q(Q)$ 、总资产收益率(ROA)、资本密集度($Tang$)、经营活动现金流比率(OCF)、资产负债率(Lev)、第一大股东持股比例($Top1$)、独立董事比例($Independent$)、赫芬达尔指数(HHI)。为了减弱内生性问题的影响,主要控制变量均采用滞后一期,具体定义见表 2。

四、实证结果与讨论

1. 描述性统计

表 3 汇报了主要变量的描述性统计结果。从结果来看,在本文的样本期,制造业上市公司平均

① 理论上,如果最终控制人在同年度控制了一家上市公司和多家非上市公司,这种情况下也可以被认为属于企业集团($Group=1$)。但是,由于非上市公司数据很难获得,从而导致分析上的困难。从有关中国企业集团的国际研究来看,更倾向于采用本文相似的处理方式,例如 He et al.(2013)。与此同时,本文根据最终控制人信息来区分国有企业和民营企业,如果最终控制人为各级政府及其附属机关(例如国资委等),则公司产权性质定义为国有企业。对于最终控制人为国务院国有资产监督管理委员会(以下简称“国资委”)的上市公司,本文将其实际控制人追溯到国资委直属企业层面,这种处理方式更加符合中国国有企业经营的实际情况。此外,从数据分析的角度看,这种处理方式也增加了数据的变化程度。例如,同为副部级央企,中国长江三峡集团公司仅控制了一家上市公司,而中国石化集团则控制了 7 家上市公司。

表 2 变量及定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	年度专利授权数量	<i>lnpatent</i>	$\ln(\text{当年授权专利数量}+1)$
	年度发明专利授权数量	<i>lnpatent_I</i>	$\ln(\text{当年授权发明专利数量}+1)$
解释变量	企业集团	<i>Group</i>	当两家或以上的上市公司在同一年度具有相同的最终控制人时, 该上市公司就认为是从属于企业集团 $Group=1$, 否则, $Group=0$
控制变量	公司规模	<i>Size</i>	$\ln(\text{总资产})$
	托宾 Q	<i>Q</i>	总资产的市场价值/总资产的账面价值
	总资产收益率	<i>ROA</i>	净利润/总资产
	资本密集度	<i>Tang</i>	固定资产净值/总资产
	经营活动现金流比率	<i>OCF</i>	经营活动现金流/总资产
	资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产
	第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	第一大股东持股占总股本的比例
	独立董事比例	<i>Independent</i>	独立董事人数占董事会总人数比例
	赫芬达尔指数	<i>HHI</i>	每一行业内所有企业市场占有率的平方和

专利授权数量为 114.838 件。其中,平均发明专利授权数量为 23.430 件。大约 31%的上市公司属于某个企业集团,这与之前的研究结果基本上是一致的(He et al., 2013; 蔡卫星, 2015)。此外,本文将其他变量的描述性统计结果与同类主题研究进行比较,发现整体上是非常接近,证实数据是可靠的。

从组间均值比较结果来看,不管是使用全部专利授权数量还是发明专利授权数量,属于企业集团的上市公司具有更高的专利产出,并且这种差异在统计意义上是显著的,这初步支持了本文的研究假设。值得注意的是,属于企业集团的上市公司与其他公司在诸多关键变量特征上也存在显著差异。例如,属于企业集团的上市公司平均而言规模较大,成长性和业绩表现略低,而负债水平相对较高。因此,在接下来的部分中,本文将主要通过多元回归分析的方法,在控制这些因素的基础上,对企业集团的专利产出效应进行具体分析。本文还将综合采用工具变量法、倾向得分匹配法等,解决潜在的内生性问题和处理效应“非随机”等问题给因果识别带来的干扰,以尽可能获得可靠的估计结果。

2. 多元回归结果

(1)基准回归结果。本文首先利用(1)式检验了企业集团对专利产出的影响,估计结果见表 4。在表 4 中,第(1)—(3)栏报告了使用年度专利授权数量的回归结果,第(4)—(6)栏报告了使用年度发明专利授权数量的回归结果。在上述回归中,本文逐步控制了公司层面控制变量以及年度—行业固定效应。

从表 4 第(1)栏的结果可以看出,使用专利授权数量作为被解释变量,在不控制任何因素的情况下,企业集团变量(*Group*)的估计系数为正,并且在 1%的水平下显著(估计系数 0.3576, *t* 值 10.4902),说明企业集团对成员公司的专利产出具有显著地正向效应,进一步验证了组间均值比较的结果。与此同时本文还发现上述估计系数具有很好的经济意义,与独立的上市公司相比较,企业集团的成员公司的专利产出多了 36%。在逐步控制了可能影响专利产出的其他因素之后,企业集团变量(*Group*)的估计系数依然显著为正(估计系数 0.1000, *t* 值 3.7539)。并且,在经济意义上,相对于

表 3 描述性统计

Panel A: 全样本					
Variable	MEAN	SD	MIN	MEDIAN	MAX
<i>lnpatent</i>	3.586	1.501	0.693	3.584	7.570
<i>lnpatent_I</i>	2.068	1.405	0.000	1.946	6.009
<i>Group</i>	0.301	0.459	0.000	0.000	1.000
<i>Size</i>	21.552	1.142	18.811	21.425	26.588
<i>Q</i>	2.180	1.960	0.170	1.594	12.274
<i>ROA</i>	0.037	0.063	-0.275	0.037	0.207
<i>Tang</i>	0.262	0.153	0.003	0.235	0.743
<i>OCF</i>	0.045	0.072	-0.202	0.043	0.267
<i>Lev</i>	0.442	0.225	0.053	0.434	1.398
<i>Top1</i>	0.366	0.151	0.088	0.349	0.758
<i>Independent</i>	0.364	0.051	0.250	0.333	0.571
<i>HHI</i>	0.087	0.085	0.019	0.064	0.767

Panel B: 组间比较			
Variable	<i>Group=0</i>	<i>Group=1</i>	Difference
<i>lnpatent</i>	3.538	3.880	-0.343***
<i>lnpatent_I</i>	1.964	2.472	-0.508***
<i>Size</i>	21.469	21.989	-0.521***
<i>Q</i>	2.275	1.826	0.449***
<i>ROA</i>	0.037	0.026	0.011***
<i>Tang</i>	0.268	0.282	-0.014***
<i>OCF</i>	0.047	0.044	0.003**
<i>Lev</i>	0.441	0.507	-0.066***
<i>Top1</i>	0.358	0.377	-0.018***
<i>Independent</i>	0.366	0.361	0.005***
<i>HHI</i>	0.090	0.080	0.010***

不属于企业集团的上市公司,从属于某个企业集团的上市公司的专利产出仍然高出了 10%。

第(4)–(6)栏使用发明专利授权数量作为被解释变量,主要发现与使用专利授权数量的结果是基本一致的。以第(6)栏为例,在控制了各种因素之后,企业集团变量(*Group*)的估计系数为正,并且在 1%的水平下显著(估计系数 0.2627, *t* 值 9.8694)。与此同时,本文也发现,相对于全部专利而言企业集团对发明专利产出的影响要更为显著,与独立上市公司相比较,企业集团的成员公司发明专利要高出了 26%。

从整体上看,表 4 的回归结果表明,无论是从授权专利总量还是发明专利数量看,企业集团都显著地提高了成员公司的专利产出,这为本文的主要研究假设提供了有力的经验证据支持。在接下来的部分,本文将进一步对这一效应背后的影响机制进行深入地探讨。

(2)处理内生性问题:基于国有企业改革的检验。在上面的部分中,本文初步验证了企业集团与创新产出之间的正向关系。不过,这一关系可能会受到潜在的内生性问题的困扰。从实证检验的角度讲,一方面,企业集团与专利产出之间可能存在着潜在的反向因果关系,例如创新能力强、专利产出多的公司可能会倾向于联合组建企业集团,这将使得本文通过最小二乘法估计出的结果高估了

表 4 基准回归结果

	Inpatent			Inpatent_I		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Group</i>	0.3576*** (10.4902)	0.1303*** (4.4963)	0.1000*** (3.7539)	0.5041*** (15.6228)	0.2860*** (10.0925)	0.2627*** (9.8694)
<i>Size</i>		0.7079*** (48.0805)	0.6628*** (43.0639)		0.6517*** (44.1203)	0.6138*** (38.9069)
<i>Q</i>		0.0656*** (6.0726)	0.0400*** (3.4094)		0.1045*** (10.2353)	0.0483*** (4.5937)
<i>ROA</i>		-0.6598** (-2.4099)	-0.0923 (-0.3490)		-0.4743* (-1.8154)	-0.0235 (-0.0942)
<i>Tang</i>		-2.7574*** (-29.4792)	-1.1074*** (-11.3256)		-1.2556*** (-13.6407)	-0.7601*** (-7.9636)
<i>OCF</i>		0.5197** (2.4326)	1.1390*** (5.6400)		0.4535** (2.1993)	0.9420*** (4.8992)
<i>Lev</i>		-0.8242*** (-10.7710)	-0.4571*** (-6.2868)		-0.7897*** (-10.9520)	-0.5125*** (-7.2057)
<i>Top1</i>		-0.7410*** (-8.1348)	-0.1522* (-1.8125)		-0.8535*** (-9.6225)	-0.2300*** (-2.6860)
<i>Independent</i>		2.4283*** (9.3155)	1.0807*** (4.5665)		1.2050*** (4.6359)	0.1808 (0.7513)
<i>HHI</i>		-0.3154* (-1.7999)	0.8691** (2.3806)		-1.6641*** (-10.2213)	0.9890*** (2.6128)
<i>year</i>	N	N	Y	N	N	Y
<i>industry</i>	N	N	Y	N	N	Y
<i>cons</i>	3.6021*** (204.7554)	-11.2511*** (-35.3069)	-12.2112*** (-29.8105)	2.0430*** (125.7437)	-11.4909*** (-35.7158)	-13.6636*** (-33.8053)
N	9721	9721	9721	9721	9721	9721
R ²	0.0118	0.3069	0.4472	0.0264	0.2638	0.3756

注:①***, **, * 分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平;②t 值基于异方差稳健标准误。下同。

企业集团对创新产出的影响。另一方面,除此之外,尽管本文已经按照现有文献的方法,尽可能控制了影响专利产出的其他因素,但是企业集团与专利产出之间的关系仍然可能收到不可观测变量影响从而导致常规最小二乘法结果有偏误。例如,过往研究表明,在产权保护程度较弱的地区,为了降低市场交易成本和对外融资需求,企业会更更多地采取集团经营的方式(黄俊和张天舒,2010)。与此同时,产权保护较弱的情况下,企业的创新产出也往往较低。在这里,遗漏变量带来的内生性问题使得最小二乘法估计出的结果低估了企业集团对创新产出的影响。可见,潜在的内生性问题,对估计方向偏误的影响是不确定的。为了缓解潜在的内生性问题,在接下来的部分中,本文采用工具变量法进行估计。

本文利用了一个有关企业集团的外生性政策冲击来构造工具变量。在改革开放之初,计划经济

体制存在严重的“条块分割”问题,条块利益冲突使得企业集团很难形成(Keister,1998)。条块分割导致国有企业产权主体分散在诸多部门和单位中,从而难以发展出大规模企业集团,在此背景下中共十六大提出建立专门的国有资产管理机构统一履行出资人职责。这一改革最直接的体现是2003年国务院国资委的设立。此后,地方国资委也在各地相继挂牌成立。各级国资委成立使得国有企业产权从此有了统一的出资人,逐渐开启了对国有资本进行统一整合之路。在这个指导意见中,国务院国资委在其成立之后正式提出:“加快国有大型企业的调整和重组,促进企业资源优化配置。依法推进国有企业强强联合……培育一批具有国际竞争力的特大型企业集团”。作为对中央政策的落实,各地纷纷出台相应的意见和方案。例如,北京市在2007年8月7日出台了《关于加快推进北京市国有资本调整和国有企业重组指导意见》;天津市在2008年9月17日发布了《天津市人民政府印发关于进一步完善国有资产监管体制工作方案的通知》。在这些通知中,地方政府均提出推动国有经济布局战略调整,打造一批大企业集团。本文将这些政策统称为“企业集团促进政策”,系统收集了各地区国有企业主管部门的相关政策。^①

中央和地方国有企业主管部门先后出台了促进企业集团发展的文件(统称为“企业集团促进政策”),这为研究者提供了一个非常独特的机会去讨论二者之间的关系。在系统收集“企业集团促进政策”后,本文细致考察了“企业集团促进政策”的经济后果,发现这一政策对企业集团数量具有显著的促进作用。考虑到其是由政府在宏观层面上推动的,因此可以认为“企业集团促进政策”具有良好的外生性。本文据此通过这一外生性政策来构造工具变量克服企业集团内生性问题的影响。这是现有研究中的常见处理方式,例如Giannetti et al.(2015)就通过中国海外人才引进政策外生冲击构造人才政策与“外资持股”等企业变量的交叉项作为企业海外背景高管数量的工具变量,在克服内生性问题基础上研究了海外背景高管数量的经济后果,发现海外背景高管数量对企业绩效具有因果影响。许伟和陈斌开(2016)在研究税制激励和企业投资之间的关系时,基于2004—2009年间增值税转型带来的有效税率变动构建工具变量进行研究。采用与他们类似的思路,本文使用反映“企业集团促进政策”效应的*Policy*变量(在集团促进政策之前取值为0,在集团促进政策之后取值为1)与样本初始年份公司流通股比重(*Trade*)的交互项(*Policy*×*Trade*)作为企业集团的工具变量。^②本文要着重强调的一点是,控制样本(Control Sample)中既有那些始终处于独立状态的上市公司,也包含政策之后属于企业集团的那些上市公司在政策之前处于独立状态的样本。上述分析过程在很大程度上消除了企业集团与独立公司之间的任何不对称效应,这与已有研究逻辑是一致的(Giannetti et al.,2015)。^③

工具变量估计结果见表5。第(1)栏是工具变量的第一阶段估计结果,工具变量(*Policy*×*Trade*)的估计系数显著为正,意味着那些流通股比重越高的公司在政策之后更容易组建企业集团,这源自于流通股更高的公司重组更为容易。第一阶段估计的F值也远远高于通常认为的弱工具变量门槛。在第二阶段回归中,无论是使用全部专利还是发明专利,企业集团变量(*Group*)的估计系数都为正,

① 从本文收集的数据看,最晚的政策出现在2009年。考虑到一方面过长的样本期将会降低政策效果,另一方面2012年之后其他政策冲击的影响会干扰企业集团促进政策,在工具变量回归中本文将样本时间段限制在2003—2012年。

② 本文的样本期起始年度是2003年,因此对于大多数样本初始年度就是2003年。如果某家上市公司进入样本的时间晚于2003年,则用第一次进入样本时的公司特征作为初始特征。这种处理方式与Giannetti et al.(2015)的做法是一致的。

③ 本文对工具变量有效性进行了一系列检验,限于篇幅没有报告,可向作者索取。

表 5 工具变量检验

	First stage	Second Stage	
	<i>Group</i> (1)	<i>Inpatent</i> (2)	<i>Inpatent_I</i> (3)
<i>Intrumented-Group</i>		0.3957 (1.5612)	0.9587*** (3.6963)
<i>IV:Policy×Trade</i>	0.2401*** (11.0522)		
<i>controls</i>	Y	Y	Y
<i>year</i>	Y	Y	Y
<i>industry</i>	Y	Y	Y
<i>cons</i>	-1.5623*** (-11.8632)	-10.2893*** (-17.1506)	-11.3146*** (-18.0832)
N	6719	6719	6719
R ²	0.1110	0.4271	0.3253
F-test of excluded instruments	114.24***		

其中全部专利作为被解释变量的估计系数在边际上是接近显著的(p-value 为 0.11),发明专利作为被解释变量的估计系数在 1%的水平下显著,这说明在考虑内生性问题后,企业集团(*Group*)仍然对专利产出具有显著地促进作用,表明本文估计结果的可靠性。

五、进一步分析

1. 影响机制分析

基于(1)式的估计结果显示,企业集团对专利产出具有显著的正向影响。根据之前的分析,企业集团影响创新的主要机制包括四个可能的方面,在接下来的部分,本文将分别从如下四个方面进一步检验上述机制。

(1)内部资本市场机制应对融资约束。本文首先检验的是内部资本市场机制,检验结果如表 6 所示。为了检验这一机制,本文利用企业集团样本,考察了专利产出与集团其他成员现金流之间的敏感性(Almeida and Campello,2000)。具体来说,设定如下计量模型:

$$Inpatent_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1 OCF_{i,t-1}+\alpha_2 OtherOCF_{i,t-1}+\alpha_c Controls_{i,t-1}+\sum year+\sum industry+\varepsilon \quad (2)$$

在(2)式中,其他变量定义同前,重点关注的是企业集团其他公司的平均经营现金流(*OtherOCF*)的估计系数,如果 *OtherOCF* 的估计系数显著为正,意味着上市公司专利产出受到集团其他成员经营现金流的影响,这就证实了内部资本市场功能的存在。估计结果见表 6。从表 6 可以看出,上市公司专利产出除了和自身经营现金流具有显著的正相关关系之外,集团其他成员平均经营现金流的估计系数为正,并且至少在 5%的水平下显著,这说明上市公司专利产出确实受到来自集团的现金流支持,这有力地证实了企业集团通过自身构造的内部资本市场来支持专利创新。

(2)内部知识市场机制应对信息匮乏。接下来本文检验内部知识市场机制是否存在。为了检验这一机制,本文主要从专利外溢效应的视角出发。具体来说,本文计算了集团层面的专利数量

表 6 影响机制分析:内部资本市场

	<i>lnpatent</i> (1)	<i>lnpatent_I</i> (2)
<i>OCF</i>	0.9845*** (2.7102)	0.9367*** (2.6887)
<i>OtherOCF</i>	0.1332*** (4.4446)	0.0673** (2.0364)
<i>controls</i>	Y	Y
<i>year</i>	Y	Y
<i>industry</i>	Y	Y
<i>cons</i>	-10.3024*** (-14.2128)	-13.2541*** (-17.1857)
N	2935	2935
R ²	0.5157	0.4514

(*lnotherpatent*),在这里,*otherpatent* 是企业集团除了本公司以外其他成员专利数量之和。需要特别说明的是,本文所使用的集团层面专利数量是根据上市公司层面进行加总的,由于数据可得性的限制并不包括非上市公司专利数据。专利外溢效应意味着集团层面的专利数量对专利产出具有显著的正向影响,计量方程设定如下:

$$\ln patent_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln otherpatent_{i,t-1} + \alpha_c Controls_{i,t-1} + \sum year + \sum industry + \varepsilon \quad (3)$$

在(3)式中,本文关注的核心变量是 *lnotherpatent*,如果 *lnotherpatent* 的估计系数显著为正,就说明集团层面的专利数量对上市公司专利产出产生了正向影响,证实了专利外溢效应的存在,从而提供了有关企业集团内部知识市场存在性的经验证据。集团专利外溢效应的估计结果见表 7。从表 7 可以看出,不管是使用全部专利还是发明专利,专利产出对集团层面专利数量的估计系数为正,并且至少在 5%的水平上显著,证实了集团层面的专利外溢效应存在,这支持了企业集团专利效应的内部知识市场机制。

表 7 影响机制分析:内部知识市场

	<i>lnPatent</i> (1)	<i>lnPatent_I</i> (2)
<i>lnotherpatent(I)</i>	0.0302*** (3.9005)	0.0206** (1.9763)
<i>controls</i>	Y	Y
<i>year</i>	Y	Y
<i>industry</i>	Y	Y
<i>cons</i>	-14.8341*** (-24.4425)	-14.0221*** (-19.7703)
N	2935	2935
R ²	0.5146	0.4576

(3)提高创新产出回报应对激励不足。本文在此基础上进一步从专利产出的市场收益视角考察企业集团是否提高了专利回报率。在这里,本文定义了下一年的年度回报率($Return$)=(收盘价-开盘价)/开盘价,然后考察了专利产出对年度回报率的影响,在此基础上进一步引入专利产出和企业集团的交互项来观察企业集团对专利产出回报率的影响,估计结果见表 8。

从表 8 可以看出,首先,不管是专利总数($\ln patent$)还是发明专利($\ln patent_I$),其估计系数均为正,并且均在 1%的水平上显著,这意味着资本市场对企业创新给出了正向的反应,专利产出有利于提高回报率;其次,本文进一步观察了企业集团与专利产出的交互项,发现无论是专利总数的交互项($Group \times \ln patent$)还是发明专利的交互项($Group \times \ln patent_I$),其估计系数均为正,其中专利总数的交互项($Group \times \ln patent$)接近边际上显著(p-value 为 0.148),而发明专利的交互项($Group \times \ln patent_I$)则在 5%的水平下显著,这说明企业集团可以进一步提高专利产出的回报率。本文认为,在这一程度上源于专利产出可以在企业集团内部进行整体配置和使用,从而可以带来更大的效益,即企业集团为专利产出提供了更大的产品应用市场,本文将这一机制称之为“内部产品市场机制”。在某种意义上,企业集团的“内部资本市场机制”和“内部知识市场机制”主要是从供给侧角度促进了专利产出,而“内部产品市场机制”则是从需求侧角度促进了专利产出。

表 8 企业集团与专利产出回报率

	Return			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Group</i>	0.0101 (0.8941)	-0.0265 (-0.9482)	0.0068 (0.5985)	-0.0251 (-1.2680)
<i>lnpatent</i>	0.0199*** (4.3861)	0.0163*** (3.0655)		
<i>Group×lnpatent</i>		0.0101 (1.4768)		
<i>lnpatent_I</i>			0.0203*** (4.6208)	0.0149*** (2.8487)
<i>Group×lnpatent_I</i>				0.0146** (2.0229)
<i>controls</i>	Y	Y	Y	Y
<i>year</i>	Y	Y	Y	Y
<i>industry</i>	Y	Y	Y	Y
<i>cons</i>	1.9682*** (9.4905)	2.0054*** (9.6214)	1.9958*** (9.5123)	2.0349*** (9.6690)
N	9535	9535	9535	9535
R ²	0.5734	0.5735	0.5734	0.5736

(4)提升创新效率。本文参考既有研究定义创新效率($\ln RDE$): $\ln RDE = \ln(\text{专利数量}/\text{研发投入})$,其中 $\ln RDE$ 和 $\ln RDE_I$ 分别代表全部专利和发明专利。具体来说,设定如下计量方程:

$$\ln RDE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Group_{i,t-1} + \alpha_c Controls_{i,t-1} + \sum year + \sum industry + \varepsilon \quad (4)$$

估计结果见表 9。从表 9 可以看出,无论是使用全部专利产出效率($\ln RDE$)和还是发明专利产出效率($\ln RDE_I$),企业集团变量($Group$)的估计系数都为正,并且至少在 5%的水平下显著,这说明企业集团在专利产出效率方面具有显著的优势。特别是,第(2)栏的估计结果显示,这种专利产出效率优势在质量更高的发明专利上更加显著。

2. 倾向得分匹配检验

本文接下来根据是否属于企业集团采用倾向得分匹配方法 (Propensity Score Matching, 简称 PSM)估计企业集团对专利产出的“处理效应”。在进行倾向得分匹配回归之前,需要进行平衡性检验,参见表 10 的 Panel A。从平衡性检验可以看出,匹配之后控制变量的 t 检验结果不拒绝处理组和控制组无显著差异的原假设,这说明通过倾向得分匹配后,企业集团与非企业集团的特征差异得到较大程度的消除。Panel B 报告了 PSM 估计的结果,发现企业集团的估计系数依然为正,并且在 1%的水平下显著,这表明本文估计结果的可靠性。

3. 稳健性检验

专利数量是一个非负的整数值,本文之前采用的是对数化之后的结果。根据现有文献的做法,对于非负的整数值还可以采用泊松回归 (Poisson Regression) 和负二项回归 (Negative Binominal Regression, Nbrég)两种方法,估计结果见表 11。从表 11 估计结果来看,无论是采用泊松回归还是负二项回归,企业集团变量($Group$)的估计系数都为正,并且至少在 5%的水平下显著,说明企业集团的专利产出效应不受到估计方法改变的影响。

4. 对其他专利类型的影响

从专利类型来看,除了发明专利之外,还包括其他类型的专利,分别是实用新型专利和外观设计专利。一般而言,相对于发明专利,这两种专利的创新程度是逐步下降的。本文同时也考察了企业集团对这两种专利产出的影响,估计结果见表 12。表 12 的估计结果显示:首先,无论是对实用新型专利($\ln patent_U$)还是外观设计专利($\ln patent_D$),企业集团变量($Group$)的估计系数都为正,并且对于实用新型专利的影响具有统计意义上的显著性,对外观设计专利的影响在边际上也是显著的;其次,一个有趣的趋势是,随着专利创新程度的逐次下降,无论是在经济意义上还是在统计意义上,企业集团的专利产出效应也呈现逐步减弱的趋势。黎文靖和郑曼妮(2016)提出了一个重要的话题:企业是否进行实质性创新。他们用发明专利数来衡量实质性创新,其他专利则被视为非实质性创新。

表 9 企业集团与创新效率

	$\ln RDE$	$\ln RDE_I$
	(1)	(2)
<i>Group</i>	0.0872** (2.3737)	0.2900*** (7.5730)
<i>controls</i>	Y	Y
<i>year</i>	Y	Y
<i>industry</i>	Y	Y
<i>cons</i>	-7.1546*** (-11.1555)	-7.5929*** (-11.6446)
N	6503	6503
R ²	0.1669	0.2242

表 10 稳健性检验:PSM 估计

Panel A:平衡性检验

		Mean		t-value	Reduce(%)
		Group=1	Group=0		lbiasl
Size	Unmatched	22.0900	21.5700	22.88***	98.1
	Matched	21.8410	21.8510	-0.33	
Q	Unmatched	1.7725	2.3100	-13.53***	96.7
	Matched	1.9278	1.9099	0.39	
ROA	Unmatched	0.0281	0.0399	-9.49***	100.0
	Matched	0.0318	0.0318	0.00	
Tang	Unmatched	0.2760	0.2640	3.98***	39.8
	Matched	0.2750	0.2822	-1.76*	
OCF	Unmatched	0.0438	0.0479	-2.80***	73.3
	Matched	0.0457	0.0468	-0.56	
Lev	Unmatched	0.5014	0.4246	18.15***	98.3
	Matched	0.4746	0.4759	-0.24	
Top1	Unmatched	0.3776	0.3560	7.07***	93.6
	Matched	0.3653	0.3667	-0.34	
Independent	Unmatched	0.3608	0.3668	-5.59***	99.6
	Matched	0.3616	0.3615	0.02	
HHI	Unmatched	0.0770	0.0816	-3.03***	93.5
	Matched	0.0736	0.0739	-0.16	

Panel B:PSM 估计结果

	(1)	(2)
	lnpatent	lnpatent_I
Group	0.0950*** (3.2028)	0.2676*** (8.9739)
controls	Y	Y
year	Y	Y
industry	Y	Y
cons	-11.9280*** (-22.1584)	-12.8669*** (-24.0001)
N	6472	6472
R ²	0.4405	0.3613

本文的这一发现实际上呼应了黎文靖和郑曼妮(2016)的研究,企业集团在促进实质性创新方面作用更加显著。

5. 使用专利申请量衡量创新产出

除了使用授权数量来衡量创新产出之外, 现有研究还经常使用专利申请数量作为创新产出的

表 11 稳健性检验:改变估计方法

	Poisson		Nbre	
	(1) <i>Patent</i>	(2) <i>Patent_I</i>	(3) <i>Patent</i>	(4) <i>Patent_I</i>
<i>Group</i>	0.0675** (2.0446)	0.1643*** (4.7129)	0.1148*** (3.5443)	0.1975*** (5.8825)
<i>controls</i>	Y	Y	Y	Y
<i>year</i>	Y	Y	Y	Y
<i>industry</i>	Y	Y	Y	Y
<i>cons</i>	-10.9760*** (-24.6810)	-13.0250*** (-28.0734)	-10.8124*** (-22.2857)	-11.8712*** (-22.6902)
N	9721	9721	9721	9721

表 12 使用专利申请量作为替代因变量

	<i>lnpatent_U</i>	<i>lnpatent_D</i>
	(1)	(2)
<i>Group</i>	0.0591** (2.1063)	0.0510 (1.5161)
<i>controls</i>	Y	Y
<i>year</i>	Y	Y
<i>industry</i>	Y	Y
<i>cons</i>	-11.9110*** (-28.9590)	-8.0907*** (-14.9746)
N	9721	9721
R ²	0.5640	0.2636

衡量指标(黎文靖和郑曼妮,2016;申宇等,2017;虞义华等,2018)。考虑到这一现实,本文也尝试使用总专利申请数量(*lnpatent_app*)和发明专利申请数量(*lnpatent_I_app*)作为被解释变量,重新检验企业集团的创新产出效应,估计结果见表 13。从表 13 可以看出,使用申请数量作为替代指标并不影响结果,企业集团对专利产出仍然具有显著的促进作用。

六、主要结论与政策启示

1. 主要结论

2018 年中央正式提出高质量发展战略,其中的重要内涵就是依靠创新来推动高效率增长,这意味着创新在新时代决胜全面建设小康社会中将发挥关键性战略支撑作用。自主创新已经成为增强企业竞争力的核心手段。本文从企业组织形式的视角出发,探讨了企业集团的专利产出效应。基于程序匹配和手工整理相结合方法收集的企业集团信息和专利授权数据,本文系统地检验了企业集团对专利产出的影响效应及其作用机制。本文的主要发现是:①企业集团具有显著的专利产出效

表 13 对其他专利类型的影响

	lnpatent_app			lnpatent_I_app		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Group</i>	0.4222*** (11.2432)	0.3243*** (8.5206)	0.0989*** (3.9968)	0.3588*** (12.2702)	0.2620*** (8.8107)	0.1096*** (4.9898)
<i>controls</i>	N	Y	Y	N	Y	Y
<i>year</i>	N	N	Y	N	N	Y
<i>industry</i>	N	N	Y	N	N	Y
<i>cons</i>	1.2259*** (65.2469)	-1.6553*** (-3.4288)	-7.8577*** (-17.7742)	0.7455*** (53.1210)	-3.0783*** (-7.8579)	-7.1150*** (-18.6338)
N	9721	9721	9721	9721	9721	9721
R ²	0.0139	0.0564	0.6229	0.0172	0.0604	0.5040

应,且企业集团对高质量发明专利产出的影响更大;②在影响机制上,企业集团主要是通过内部资本市场来缓解了创新的“融资约束”难题,通过内部知识市场来缓解了创新的“信息匮乏”难题。一系列的稳健性检验显示企业集团的专利产出效应始终存在。

2. 政策启示

根据党中央、国务院发布的《国家创新驱动发展战略纲要》,中国建设创新型国家的战略目标是在 2020 年进入创新型国家行列。站在距离这一目标不到三年的时间点上,如何更好地推动企业创新能力提升,就成为当前需要着力解决的关键问题。

本文的研究结果显示,企业集团具有显著的专利产出效应,从而有利于创新能力提升。从微观层面上讲,在结合企业实际的基础上支持集团化发展就成为提高企业创新能力的一个可行的政策选择。在总体原则上,应该加强政策协调,支持企业按照市场化原则兼并重组,包括通过对外兼并扩张等形式进行资产并购、在成员内部进行有效的资产重组以及不同企业之间的兼联合等。在发展模式上,以内部资本市场功能为切入点,鼓励企业集团通过财务结算中心和财务公司将金融资本与产业资本相结合,实现金融资本对实体经济的有效支持,对于管理规范、风险控制能力到位的企业集团财务公司,逐步增加发债、融资、同业等业务许可。在倾斜重点上,以非国有企业和新企业作为重点,这些企业往往具有更强的创新动力,但是由于各方面制度环境的限制,很容易因为融资约束难题而制约了创新能力提升。

与此同时,本文还揭示出,在现阶段企业集团之所以对创新产出具有显著的促进作用,也与外部环境存在密切的关系,金融体系相对不健全导致企业外部融资仍然存在困难。因此,企业不得不依靠内部资本市场提供替代,获取必要的资金支持。从这个意义上说,还应该积极推进金融财税等方面的改革,不断推进多层次资本市场建设,通过建立健全金融市场体系来提高市场机制对金融资源的配置效率,从而确保创新活动能够得到充沛的资金支持。

此外,考虑到创新的溢出效应,有必要进一步推动不同主体之间的创新合作。本文的研究结论显示,不同成员之间的创新具有显著的溢出效应,不同主体之间的知识共享有利于创新产出。从这个意义上说,有关部门应该进一步完善制度安排,鼓励不同主体之间通过产学研合作、创新联盟等形式实现知识共享,从而提高创新产出效率。

[参考文献]

- [1]蔡卫星,曾诚,胡志颖. 企业集团、货币政策与现金持有[J]. 金融研究, 2015,(2):114-130.
- [2]蔡卫星,高洪民. 企业集团、政府干预与投资效率[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2017,(2):89-99.
- [3]黄俊,张天舒. 制度环境、企业集团与经济增长[J]. 金融研究, 2010,(6):91-102.
- [4]江轩宇. 政府放权与国有企业创新——基于地方国企金字塔结构视角的研究[J]. 管理世界, 2016,(9):120-135.
- [5]鞠晓生,卢荻,虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究, 2013,(1):4-16.
- [6]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.
- [7]毛昊,尹志锋,张锦. 中国创新能够摆脱“实用新型专利制度使用陷阱”吗[J]. 中国工业经济, 2018,(3):98-115.
- [8]任浩,甄杰. 管理学百年演进与创新:组织间关系的视角[J]. 中国工业经济, 2012,(12):89-101.
- [9]申宇,赵玲,吴风云. 创新的母校印记:基于校友圈与专利申请的证据[J]. 中国工业经济, 2017,(8):156-173.
- [10]盛丹,刘灿雷. 外部监管能够改善国企经营绩效与改制成效吗[J]. 经济研究, 2016,(10):97-111.
- [11]王永伟,马洁. 基于组织惯例、行业惯例视角的企业技术创新选择研究[J]. 南开管理评论, 2011,(3):85-90.
- [12]许伟,陈斌开. 税收激励和企业投资——基于2004—2009年增值税转型的自然实验[J]. 管理世界, 2016,(5):9-17.
- [13]余明桂,钟慧洁,范蕊. 业绩考核制度可以促进央企创新吗[J]. 经济研究, 2016,(12):104-117.
- [14]虞义华,赵奇锋,鞠晓生. 发明家高管与企业创新[J]. 中国工业经济, 2018,(3):136-154.
- [15]张杰,芦哲,郑文平,陈志远. 融资约束、融资渠道与企业 R&D 投入[J]. 世界经济, 2012,(10):66-90.
- [16]张璇,刘贝贝,汪婷,李春涛. 信贷寻租、融资约束与企业创新[J]. 经济研究, 2017,(5):161-174.
- [17]赵丰义,唐晓华. 技术创新二元网络组织的理论与经验研究——基于探索与利用跨期耦合的视角[J]. 中国工业经济, 2013,(8):83-95.
- [18]Almeida, H., and M. Campello. Financial Constraints, Asset Tangibility and Corporate Investment [J]. *Review of Financial Studies*, 2007,20(5):1429-1460.
- [19]Chang, X., K. Fu, A. Low, and W. Zhang. Non-Executive Employee Stock Options and Corporate Innovation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2015,115(1):168-188.
- [20]Claessens, S., and H. P. J. Fan. *Corporate Governance in Asia: A Survey*[M]. London:Routledge, 2003.
- [21]Cornaggia, J., Y. F., Mao, X. Tian, and B. Wolfe. Does Banking Competition Affect Innovation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2015,115(1):189-209.
- [22]Fazzari, S. M., G. R. Hubbard, and C. B. Petersen. *Finance Constraints and Corporate Investment* [J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988,(1):141-206.
- [23]Giannetti, M., G. Liao, and X. Yu. The Brain Gain of Corporate Boards: Evidence from China [J]. *Journal of Finance*, 2015,70(4):1629-1682.
- [24]Hall, B. H. The Financing of Research and Development[J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 2002,18(1):35-51.
- [25]He, J., X. Mao, O. Rui, and X. Zha. Business Group in China [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2013,22(5):166-192.
- [26]He, Z. L., W. T. Tong, Y. Zhang, and W. He. Constructing a Chinese Patent Database of Listed Firms in China: Descriptions, Lessons, and Insights[J]. *Journal of Economics & Management Strategy*, 2017,(4):1-28.
- [27]Jia, N., J. Shi, and Y. Wang. Coinsurance within Business Groups: Evidence from Related Party Transactions in an Emerging Market[J]. *Management Science*, 2013,59(10):2295-2313.
- [28]Keister, L. A. Engineering Growth: Business Group Structure and Firm Performance in China's Transition Economy[J]. *American Journal of Sociology*, 1998,104(2):404-440.
- [29]Khanna, T., and K. Palepu. The Future of Business Groups in Emerging Markets: Long-run Evidence from

- Chile[J]. *Academy of Management Journal*, 2000a,43(3):263–285.
- [30]Khanna, T., and K. Palepu. Is Group Affiliation Profitable in Emerging Markets? An Analysis of Diversified Indian Business Groups[J]. *Journal of Finance*, 2000b,55(2):867–891.
- [31]Khanna, T., and J. Rivkin. Estimating the Performance Effects of Business Groups in Emerging Markets[J]. *Strategic Management Journal*, 2001,(22):45–74.
- [32]Khanna, T., and Y. Yafeh. Business Groups and Risk Sharing around the World [J]. *Journal of Business*, 2005,78(1):301–340.
- [33]Khanna, T., and Y. Yafeh. Business Groups in Emerging Markets: Paragons or Parasites [J]. *Journal of Economic Literature*, 2007,45(2):331–372.
- [34]Porter, M. Capital Disadvantage: America’s Failing Capital Investment System [J]. *Harvard Business Review*, 1992,70(5):65–82.
- [35]Shin, H., and Y. Park. Financing Constraints and Internal Capital Markets: Evidence from Korean “chaebols”[J]. *Journal of Corporate Finance*, 1999,5(2):169–191.
- [36]Solow, R. M. Technical Change and the Aggregate Production Function [J]. *Review of Economics & Statistics*, 1957,39(3):554–562.
- [37]Tan, Y., X. Tian, X. Zhang, and H. Zhao. The Real Effects of Privatization: Evidence from China’s Split Share Structure Reform[R]. SSRN Working Paper, 2015.
- [38]Tian, X., and T. Y. Wang. Tolerance for Failure and Corporate Innovation [J]. *Review of Financial Studies*, 2014,27(1):211–255.

The Impact of Business Groups on Innovation Outputs: Evidence from Chinese Manufacturing Firms

CAI Wei-xing^{1,2}, NI Xiao-ran³, ZHAO Pan¹, YANG Ting-ting¹

- (1. School of Finance, Guangdong University of Finance and Economics, Guangzhou 510320, China;
 2. Collaborative Innovation Center of Pearl River Delta S&T Finance Industry, Guangzhou 510320, China;
 3. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361000, China)

Abstract: Using hand-collected data of A-shared listed companies from 2003 to 2015, this paper examines the impact of business groups on corporate patents and its mechanism. The result shows that business groups are positively associated with corporate patents, especially for invention patents. We conduct Instrument Variable analysis based on provincial-level reforms on “business group promoting policies” since the establishment of the SASAC in 2003 and confirm the findings. Further analysis indicates that in view of the supply side, two potential mechanisms, internal capital market and internal knowledge market, yield the positive relation we document; in view of the demand side, innovation outputs within business groups have higher market returns because of the flexibility of allocation and usage of patents among different members. Our paper not only contributes to the literature on firm organization and innovation output, but also throws light on promoting the adjustment of the strategic layout of the state economy and supporting innovation-driven development.

Key Words: business groups; innovation outputs; SOE reform; internal capital market; patent

JEL Classification: G30 G14 O32

[责任编辑:姚鹏]