

中国企业的专利行为： 特征事实以及来自创新政策的影响

寇宗来 刘学悦

【摘要】本文为中国专利数据库和中国工业企业数据库(1998–2013年)提供了一套科学的匹配方法,并由此梳理了中国企业专利申请行为的5个特征事实。从中可以发现,2006年似乎构成了中国企业创新模式转换的分水岭,因为专利申请在企业规模、地区和行业维度上的集聚性以及出口企业对非出口企业的相对优势,都以此为界呈现出显著的“倒U型”特征。受此启发,本文以准双重差分法研究了《国家中长期科学和技术发展规划纲要(2006–2020年)》(简称《纲要》)这一重大创新政策对中国企业创新的影响,发现《纲要》显著促进了企业专利数量、专利质量以及TFP水平的提升,但在规模、地区和出口状态维度上却没有导致企业创新上的异质性效应。对2006年之后新进入企业与全样本企业的对比分析表明,上述“倒U型”趋势主要是由《纲要》实施后新进入企业的异质性所导致的。

【关键词】企业专利行为;数据匹配;专利数据库;工业企业数据库;创新政策

【作者简介】寇宗来,刘学悦(通讯作者),复旦大学中国社会主义市场经济研究中心、产业发展研究中心, zlkou@fudan.edu.cn, xueyueliu@fudan.edu.cn(上海 200433)。

【原文出处】《经济研究》(京),2020.3.83~99

【基金项目】本研究得到了国家自然科学基金面上项目(71973032)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(18JJD790003)和中国博士后科学基金(2019T120288、2018M641895)的资助。

一、引言

自1978年改革开放以来,中国经济经历了40多年的高速增长,但近年来随着劳动力成本不断上升,环境承载压力越来越大,这种主要依靠大规模要素动员的外延式增长模式已经难以持续。在此背景下,中共十八大报告明确提出以企业为核心的“创新驱动发展”战略,要将技术进步作为经济增长新引擎,实现从“中国制造”向“中国创造”的伟大转型。从宏观层面来看,近年来中国研发经费支出和专利申请数量都迅速增长,研发强度(研发经费支出/GDP)从1998年的0.51%上升到2018年的2.18%。与此同时,专利申请数量呈爆炸式增长,根据2012年世界知

识产权组织(WIPO)的相关报告,从2011年开始,中国国家知识产权局成为全球接受发明专利、实用新型、外观设计和商标这四类知识产权申请数量最多的机构。^①从微观层面来看,企业创新和企业家精神在内生技术进步中扮演着关键角色(Romer, 1986; Aghion & Howitt, 1992),故中国能否实现增长动力的战略转型,主要取决于中国企业的创新表现。

既有文献衡量企业创新主要用到三种指标,即全要素生产率(下文称TFP)、研发支出和专利。TFP的优点是能够度量企业产出增长中无法被要素积累解释的部分,但在不完全竞争市场中,使用TFP衡量企业创新却可能会导致较大误差(Klette & Griliches,

1996; Klette, 1999)。现代社会中,大多数创新行为都是来自于人类有意识投资,故研发支出经常被用来衡量企业创新。但就中国而言,使用微观企业研发支出数据做研究受限较大,主要因为大样本企业研发数据的可得性较差,比如,中国工业企业数据库只公开了2001–2003年以及2005–2007年这6年的企业研发支出。相比TFP和研发支出,以专利度量企业创新具有一些明显的特点或优势(Griliches, 1990; Aghion et al., 2005):首先,专利是企业的创新产出,而非创新投入;其次,专利数据是公开的,每周更新,故可获得性和及时性都高,有利于把握最新的技术趋势;最后,专利数据包括申请人、技术类别和法律状态等多维度的丰富信息,通过匹配其他的企业数据,可以用来深入研究企业创新行为。

本文的基础性贡献是为中国专利数据库和中国工业企业数据库提供一套有针对性的、标准可行的匹配方法。前者由国家知识产权局构建,其中包括自1985年《专利法》实施以来所有的微观专利数据,但缺乏企业的详细信息;后者由国家统计局构建,包括1998–2013年所有规模以上工业企业的基本信息、财务报表信息和产销信息等多维度变量,但缺乏专利信息。匹配这两个数据库具有一定的挑战性。主要是因为汉语的表达和书写习惯,同一家企业在两个数据库中可能具有不同的名称或格式,故不作精细处理,就很容易导致匹配不足或过度匹配的问题。本文所提供的数据清洗(data cleaning)以及精确匹配和模糊匹配相结合的操作流程,基本上可以确保得到比较可靠的匹配结果。

基于匹配数据,并以专利申请来衡量企业创新,本文梳理了中国企业创新的5个特征事实:(1)从企业规模维度看,中国企业创新行为强烈支持熊彼特假说;(2)民营企业的专利比率(专利申请数量/资产总额)更高;(3)出口企业的专利比率更高;(4)企业创新具有很强的地区集聚效应;(5)企业创新在行业分布很不平衡,并且劳动要素密集型行业更具有创新性。更加有趣的是,本文发现以2006年左右为分水岭,不论从规模、地区、行业层面的集聚性以及出口

企业对非出口企业的相对优势来看,中国企业创新都呈现出显著的“倒U型”特征。受此启发,本文利用准双重差分法(quasi-difference in differences)研究了《国家中长期科学和技术发展规划纲要(2006–2020年)》(下文简称《纲要》)这一重大创新政策对企业创新的影响。结果发现,《纲要》显著促进了企业专利申请的数量和质量以及它们的TFP水平,同时也相对更多地促进了劳动密集型行业的企业创新,但在规模、地区和出口状态维度上没有导致显著的异质性效应。进一步地,本文将2006年后新进入企业样本与全样本进行了对比分析,发现不论是规模、地区、行业维度上的创新基尼系数,还是出口企业相对非出口企业的专利比率,新进入企业都要更小一些。由此大致可以推测,上述以2006年左右为分水岭的“倒U型”趋势主要是由《纲要》实施后新进入企业的创新异质性所导致的。

本文剩余部分安排如下:第二部分介绍了中国专利数据库和中国工业企业数据库,以及两个数据库进行匹配的流程和结果;第三部分描述了中国企业专利活动的特征事实;第四部分以《纲要》为例,考察了创新政策对企业创新行为的影响;最后为本文结论。

二、数据介绍与数据匹配

(一)专利数据库

本文使用的中国专利数据库(下文称专利数据)来自于中国国家知识产权局,涵盖1985–2015年间在国家知识产权局申请并公开的所有专利数据,其中发明专利5739764件(被授权的专利有2233604件),实用新型专利5353508件,外观设计专利3732294件。^②

专利数据主要包含专利基本信息、申请人和发明人信息、法律状态信息和引用信息4类。专利基本信息包括:专利名称,申请号,申请日,公开(公告)号,公开(公告)日,IPC(international patent classification)号,优先权号,优先权日,代理人,代理机构,摘要,权利要求书等。申请人和发明人信息包括:申请人名称,申请人地址,申请人邮编,申请人所在国(省),发明人名称。法律状态信息是一个非常重要的变量,

它包括公开、实质审查、授权、驳回、专利权终止以及专利权转让等法律状态发生的具体时间。通过专利的法律状态信息,可以计算不同群组(cohort)专利的更新率,结合专利更新率和年费结构,还能够用来估计专利的私人价值(Schankerman & Pakes, 1986; 寇宗来和刘学悦, 2017)。另外,根据专利的引用信息,可以计算出每个专利的被引用次数,这也是一个较好的衡量专利质量的指标(Hall et al., 2005; Jaffe & Trajtenberg, 2005)。^③

(二)中国工业企业数据库

中国工业企业数据库来自中国国家统计局,数据包括1998–2013年全国所有规模以上工业企业的年报信息,其行业涵盖范围包括中国国民经济行业(GB4754–2011)下属的采掘业、制造业以及电力、燃气及水的生产和供应业3个门类,包括6–46共计41个大类行业(二位码行业)。每个企业的数据信息可以分别归入三类变量,即企业的基本信息、财务报表信息和产销信息。

鉴于聂辉华等(2012)、杨汝岱(2015)以及Brandt et al.(2012)已经对1998–2007年的中国工业企业数据库做过详细介绍,本文将简要介绍2008–2013年期间中国企业数据的一些特征和问题。首先,2008年的企业数据来自中国第二次经济普查,数据信息最为充分,数据质量也是相对最高的。其次,在2009年的43万家企业数据中,有11万家左右缺失了法人代码和企业名称信息。第三,2010年的企业数据存在较为严重的数据质量问题。^④第四,2011年企业数据中,湖南省所有企业样本缺少从业人数信息。第五,2013年企业数据中从业人数存在虚报问题,因为微观数据加总之后的从业人数远大于国家统计局官方公布的宏观数据。第六,2011–2013年企业数据都缺少中间投入合计和工业增加值数据,无法计算TFP。

针对上述问题,本文采取的办法如下:第一,为尽可能多地补充2009年的企业信息,本文依照12位行政区划代码、行业四位码、开工年份、开工月份、登记注册类型、主营产品等变量,将2009年数据分别与2008年经济普查数据和2009年全国税收调查数据

进行匹配,最终得到35.6万家有法人代码或企业名称的2009年数据。第二,根据国家统计局公布的规模以上工业企业从业人数,计算得到2012年相对2011年从业人数的增长率为4.36%,再通过湖南省企业在2012年的从业人数除以1.0436计算得到它们在2011年的从业人数。第三,将2013年工业企业数据的从业人数按照“省份–行业”维度加总后得到数值 A_{pj} (p 表示省份, j 表示行业),再使用2013年经济普查公布的规模以上工业企业“省份–行业”从业人数 B_{pj} 除以 A_{pj} 计算得到系数 C_{pj} ,接着将2013年每家工业企业的从业人数乘以其对应的系数 C_{pj} 得到调平后的从业人数(Brandt et al., 2017)。最后,参考Brandt et al. (2017)的做法,估算2011–2013年工业企业的中间投入合计和工业增加值,进而计算TFP:(1)根据2004–2007年工业企业数据计算各四位码行业的总劳动力成本/应付工资总额的平均值 a_i ,再用其他年份企业的应付工资总额乘以对应行业系数 a_i 推算它们的总劳动力成本;(2)估算企业的生产成本,它等于总产出*(销售成本/销售收入);(3)计算企业的中间投入合计,它等于生产成本–总劳动力成本–本年折旧;(4)计算企业的工业增加值,它等于工业总产值–中间投入合计+本年应交增值税;(5)使用Brandt et al.(2012)的方法估算实际资本存量,并使用杨汝岱(2015)的方法计算分行业的产出品价格指数和中间品价格指数,并进一步计算得到工业增加值和中间投入的实际值,再用OP和LP方法分别计算企业的TFP。^⑤

然后,本文参考Brandt et al.(2012)的方法,按照如下步骤构造企业面板数据:使用法人代码逐年匹配;若法人代码匹配不上,使用企业全称匹配;若企业全称仍然匹配不上,使用企业简称进行匹配;如果企业简称无法匹配上,进一步使用“法人代表姓名+行政区划六位码+成立年份”匹配;上一步仍然匹配不上的,使用“电话号码+行政区划六位码+成立年份”匹配。在1998–2013年间,共有866324家企业的3964478个观测样本。^⑥

(三)匹配中国专利数据库与中国工业企业数据库
本文的基础性贡献是为专利数据和工业企业数

据提供一套科学的匹配方法,以确保得到高质量的匹配结果。需要指出,近年来已经有一些研究对专利数据和工业企业数据进行匹配,但他们几乎都未披露详细的匹配方法(张杰等,2015;Eberhardt et al., 2011; Dang & Motohashi, 2015; Liu & Qiu, 2016; He et al., 2017; Chen et al., 2019)。与本文最接近的是 Xie & Zhang(2015)以及 He et al.(2018),他们均匹配了 1998–2009 年的专利数据和工业企业数据,并且较为详细地介绍数据匹配方法。本文将以国家统计局公布的规模以上工业企业专利申请总数为基准,将本文的匹配结果与 Xie & Zhang(2015)和 He et al.(2018)进行对比。

本文以企业名称为桥梁,逐年匹配了 1998–2013 年专利数据和工业企业数据。但由于中文固有的表达和书写习惯,同一家企业可能在两个数据库中填写不同的名称,这给数据匹配造成了巨大难度。为了尽可能降低匹配不足和过度匹配问题,本文首先对企业名称进行数据清洗(data cleaning),然后依次采用精确匹配和模糊匹配两种方法进行匹配。处理过程大致如下:(1)依次剔除企业原始名称中的异常符号、将各类括号转换成标准的英文括号、将 ASCII 编码的字母和数字转换成 UTF-8 编码、所有英文字母大写、所有汉语数字替换成阿拉伯数字(地名的数字不替换)、左右括号数量不相等的手动调整成相等,由此得到清洗后的“企业全称”。(2)依次剔除“企业全称”中的下列词汇:有限、责任、股份、公司、厂、省、市、区、县、回族自治区、壮族自治区、维吾尔自治区、自治区,接着剔除括号,由此得到“企业简称”。(3)对“企业全称”,先剔除“公司”这个词汇后的所有内容,然后依次剔除如下词汇:有限、责任、股份、集团、总公司、分公司、公司、总院、分院、总部、分部、总厂、厂、省、市、区、县、回族自治区、壮族自治区、维吾尔自治区、自治区,接着剔除括号与括号中的内容,最后剔除企业名称中所有的地名简称,由此得到“企业关键词”。(4)将两个数据库的“企业全称”做精确匹配,由此得到基于“企业全称”的匹配结果。(5)通过“企业简称”,将所有工业企业数据与步骤(4)中尚

未匹配上的专利做精确匹配,由此得到基于“企业简称”的匹配结果。(6)通过“企业关键词”,所有工业企业数据与步骤(5)中尚未匹配上的专利做模糊匹配,再以人工检查的方式剔除错配样本,由此得到基于“模糊匹配”的匹配结果。^⑦

基于匹配结果可以发现,模糊匹配对于早期年份是比较重要的,但随着时间的推移,两个数据库的数据录入质量都有了显著提升,因而即便只做精确匹配,误差也不会太大。比如说,1998 年总共匹配了 9390 个专利,其中有超过 20% 是通过模糊匹配实现的,但到了 2013 年,在总共 533430 个匹配数据中,有 95% 是通过基于“企业全称”的精确匹配就可以实现的。

与本文类似,Xie & Zhang(2015)与 He et al.(2018)在匹配这两个数据库前也对企业名称做了数据清洗。Xie & Zhang(2015)剔除了名称中的标点符号,以及“省”“市”“县”“有限责任公司”“有限公司”和“厂”这些关键词,但他们只进行了精确匹配。He et al.(2018)和本文类似,进行了精确以及模糊匹配。但 He et al.(2018)与本文有两点重要区别:第一,在精确匹配时,他们剔除了企业名称中“集团”“总公司”和“分公司”这些关键词,这意味着会将工业企业的子公司或母公司申请的专利与工业企业匹配上;第二,在模糊匹配时,他们将工业企业的子公司申请的专利与工业企业匹配上。例如,他们将中国铁路通信信号上海工程有限公司(作为子公司)申请的专利全匹配到中国铁路通信信号总公司(作为母公司)上。然而,中国工业企业数据库是按照属地原则去统计法人单位或产业单位的信息,而非企业集团,这可能会导致过度匹配问题。

要科学地评估匹配效率,必须找到一个可靠的比较基准。幸运的是,国家统计局出版的《中国科技统计年鉴》在 2004 年、2008 年、2009 年、2011 年、2012 年、2013 年这 6 年均公布了规模以上工业企业当年的专利申请总数。定义“真实匹配率”等于匹配上的专利申请数量占国家统计局公布的规模以上工业企业专利申请数量的比例。从理论上讲,真实匹配率

应该等于1,大于1说明过度匹配,小于1则说明匹配不足。表1比较了不同研究的匹配结果。在可比年

份,He et al.(2018)匹配上的专利数量最多,而在早些年份,Xie & Zhang(2015)匹配上的专利数量比本文

表1 不同匹配结果的比较

Panel A	匹配上的专利数量			基准专利数量		
	(1)	(2)	(3)	(4)		
年份	本文	Xie & Zhang(2015)	He et al.(2018)	国家统计局		
1998	9390	11714	16031			
1999	12848	16411	23262			
2000	15418	19809	28335			
2001	19502	23579	33616			
2002	28718	34328	48592			
2003	35664	40161	60137			
2004	48470	46867	68841	64569		
2005	60140	59955	88538			
2006	83836	80314	120330			
2007	106327	103167	154965			
2008	150182	134911	202098	173573		
2009	185379	178475	268843	265808		
2011	362356			386075		
2012	487053			489945		
2013	533430			560918		
Panel B	真实匹配率			工业企业数量		
	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
年份	本文	Xie & Zhang(2015)	He et al.(2018)	本文	He et al.(2018)	国家统计局
1998				165118	165118	165080
1999				162033	162033	162033
2000				162885	162883	162885
2001				171256	169031	171256
2002				181557	181557	181557
2003				196222	196222	196222
2004	0.751	0.726	1.066	276474	279092	276474
2005				271835	271835	271835
2006				301961	301960	301961
2007				336768	336767	336768
2008	0.865	0.777	1.164	411407	412817	426113
2009	0.697	0.671	1.011	355583	448741	434364
2011	0.939			302593		325609
2012	0.994			323911		343769
2013	0.951			344875		369813

注:列(1)一(3)分别表示本文、Xie & Zhang(2015)以及He et al.(2018)对规模以上工业企业匹配上的专利总数;列(4)表示国家统计局官方公布的规模以上工业企业的专利申请数量;列(5)一(7)分别表示三篇不同文章的真实匹配率;列(8)一(10)分别表示本文、He et al.(2018)以及国家统计局公布的规模以上工业企业数量。

多,但从2004年开始则比本文要少。以国家统计局公开的宏观数据作为比较基准,则He et al.(2018)一直是“过度匹配”的,而Xie & Zhang(2015)和本文则是“匹配不足”的。具体地,分别对应于2004年、2008年和2009年,本文的真实匹配率为0.751、0.865和0.697, Xie & Zhang(2015)为0.726、0.777和0.671,而He et al.(2018)则为1.066、1.164和1.011。原则上讲,鉴于本文做了模糊匹配,每年匹配上的专利数量应该一直高于Xie & Zhang(2015),但由于他们未披露规模以上工业企业样本数,本文无法分析为何1998–2003年期间他们匹配的专利更多,而He et al.(2018)之所以有“过度匹配”,是因为他们将工业企业的母公司和子公司申请的专利也匹配进来,即存在重复计算的问题。

三、中国企业专利活动的特征事实

根据匹配数据可知,1998–2013年,只有99070家中国工业企业申请过专利,占有企业的比例为11.4%,而若只看发明专利,此比例将进一步下降到6.6%,这表明中国距离“万众创新”还有相当的距离。但从“积极的”角度看,随着时间推移,有专利申请的企业占比增长得很快。在1998年只有1.65%,而到2013年则上升到了13.18%,涨幅接近十倍,这说明越来越多的中国本土企业开始认识到专利和知识产权保护的重要性(Hu et al., 2017)。结合企业特

进行深入分析,本文梳理得到与中国企业专利活动相关的5个特征事实。

特征事实1:从企业规模维度看,中国企业的专利行为强烈支持熊彼特假说。^⑧

关于企业规模与企业创新之间的关系, Schumpeter(1934)提出过一个著名假说,认为大企业更具创新性;因为大企业不但具有更丰裕的资金,也希望通过创新而阻挠潜在进入者和创造性破坏的威胁(Gilbert & Newbery, 1982; Aghion & Howitt, 1992)。

从专利角度看,中国企业的创新行为强烈支持熊彼特假说。如图1所示,在样本期内,企业规模维度的创新基尼系数一直高于0.53,说明中国本土企业的创新水平分布非常不平衡。^⑨资产规模位于前10%以及前20%企业专利申请数量占比的特征也和创新基尼系数类似。更有趣的是,在样本期内,创新基尼系数呈现出非常明显的“倒U型”,在2005年达到峰值0.76,随后逐年下降。

特征事实2:民营企业,尤其是大型民营企业,相比国有企业的“专利比率”更高。

虽然国有企业通常比民营企业享有政策优惠,但从理论上讲,这并不必然意味着国有企业的创新激励更强。首先,假设国有企业比民营企业更容易或能以更低的利率获得银行贷款(Song et al., 2011),则从创新成本角度来看,国有企业的创新激励将会

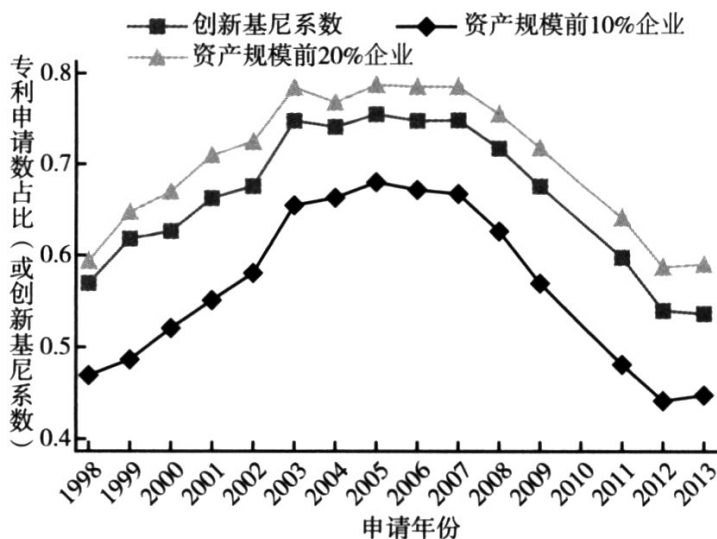


图1 专利申请在不同规模企业间分布不平衡

更强。但另一方面,给定国有企业的政策优惠往往也体现为享有较强的行政壁垒保护,则根据替代效应(Arrow, 1962),它们的创新激励将低于竞争性的民营企业。

20世纪90年代,中国对国有企业进行了“抓大放小”改革。在此之后,中国工业企业数据库中的国有企业数量持续减少,但它们的资产总额却依然很大。结合特征事实1可知,必须控制企业规模因素,才能更加合理地考察所有制对企业专利行为的真实影响。这样,若以“专利比率”(专利申请数量/资产总额)来衡量企业的创新能力,则如图2所示,国有企业

的专利比率将明显低于民营企业或外资企业。

特征事实3:相比非出口企业,出口企业的专利比率更高。

改革开放以来,随着中国融入到国际分工体系,越来越多的中国企业也开始有了出口行为。既有文献发现出口状态和企业生产率之间存在着显著的正相关关系,对此,一些研究强调了选择效应,认为是生产率高的企业更倾向于出口(Melitz, 2003),而另一些研究却认为是企业出口促进了生产率的提高(Atkin et al., 2017)。基于匹配数据,如图3所示,本文发现出口状态和专利行为之间也存在强烈的正向相

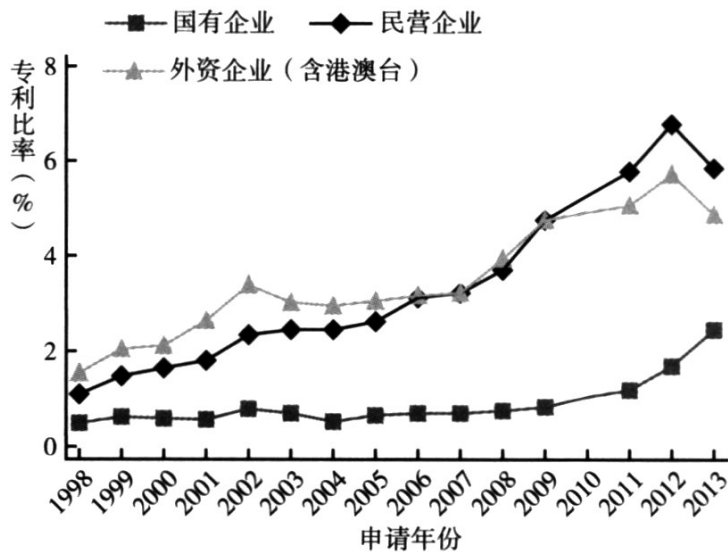


图2 不同所有制企业的专利比率

注:专利比率等于每千万元资产总额的专利申请数量。企业的所有制根据企业的登记注册类型判断。

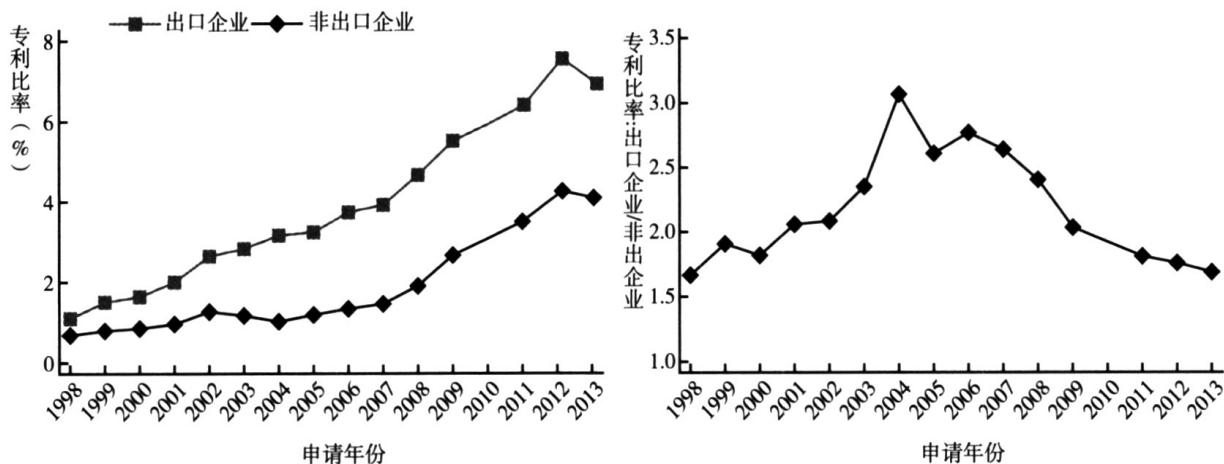


图3 出口企业与非出口企业的专利比率

注:专利比率等于每千万元资产总额的专利申请数量。当企业的出口交货值大于0时,就是出口企业。

关性,在所有年份,出口企业的专利比率都显著高于非出口企业。更有趣的是,以2006年为界,出口企业的专利比率比上非出口企业这个指标随时间也呈现出显著的“倒U型”关系。

特征事实4:企业创新行为具有很强的地区集聚效应,但北京、上海和深圳分别作为其所在创新集群的中心城市,在与周边城市的关系上具有很大的异质性。

过去几十年,中国经济在高度增长的同时,也呈现出显著的区域不平衡性,东部地区的经济增长速度明显快于内陆中西部地区。本文数据表明,中国企业的创新行为也呈现出相似的区域不平衡性,东

部地区贡献了全国四分之三的专利申请数量。本文进一步计算了省级层面和城市层面的创新基尼系数,表明创新分布的区域不平衡性在城市层面更加明显(图4),因为企业创新活动高度集聚于三大创新区,即以上海为核心的长三角地区,以深圳为核心的珠三角地区和以北京为核心的环渤海地区。按照区域经济学中的“中心—外围”理论进行分析,核心城市对周边城市的创新活动具有方向相反的两重效应:一种是促进周围城市创新的“辐射效应”或“溢出效应”,另一种是抑制周围城市创新的“虹吸效应”或者“集聚效应”。如图5所示,同样是创新核心城市,北京、上海和深圳与周边城市的关系具有显著的异

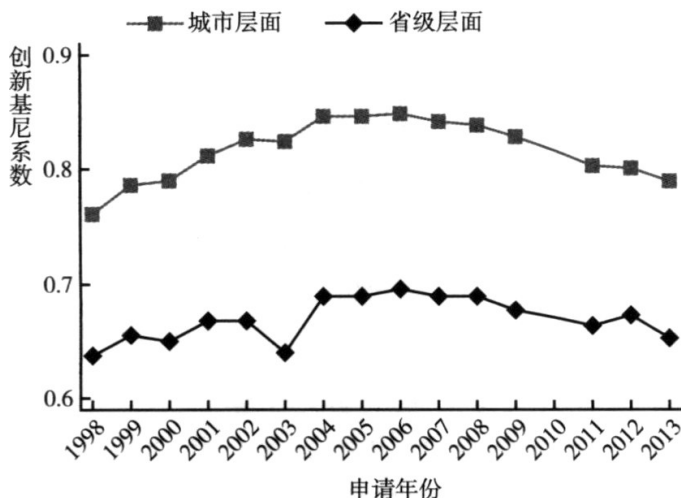


图4 企业专利申请在不同区域间分布不平衡

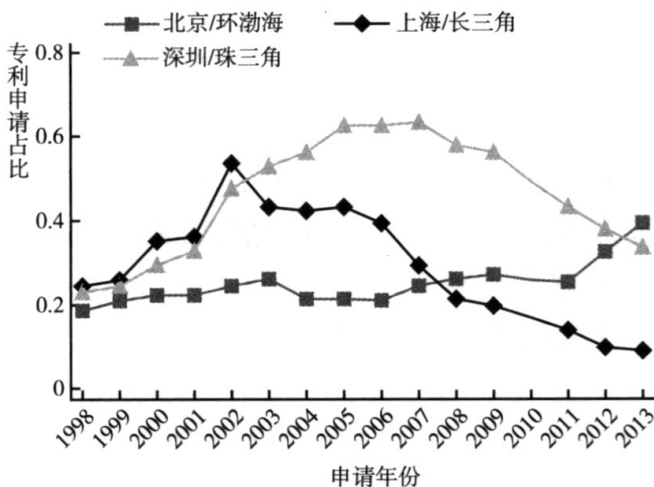


图5 “北上深”在各自创新极的专利申请占比

注:东部地区包括如下11个省份:北京,天津,河北,辽宁,上海,江苏,浙江,福建,山东,广东,海南。

质性。具体而言,北京对环渤海其他城市呈现的是“虹吸效应”,上海对长三角其他城市呈现的是“辐射效应”,而深圳以2006年为界,对珠三角其他城市先具有“虹吸效应”,之后则具有“辐射效应”。

特征事实5:企业创新行为在行业分布上很不平衡,并且与资本密集型行业相比,劳动要素密集型行业更加具有创新性。

与前面类似,本文也分别计算了中国工业企业在二位码和四位码行业层面上的创新基尼系数,结

果如图6所示。由此可以发现,在整个样本期间,中国工业企业的专利申请在行业分布上都是非常不平衡的,而且行业分类越细,这种不平衡性越高。

通常认为,改革开放以来中国经济的高速发展主要是基于“汗水”而非“灵感”,故与资本密集型行业相比,劳动要素密集行业的创新性应该较低。但与Xie & Zhang(2015)类似,本文分析却得出了恰好相反的结论。如图7所示,在样本期间,劳动要素密集型行业不但一直具有更高的专利强度(专利申请数/

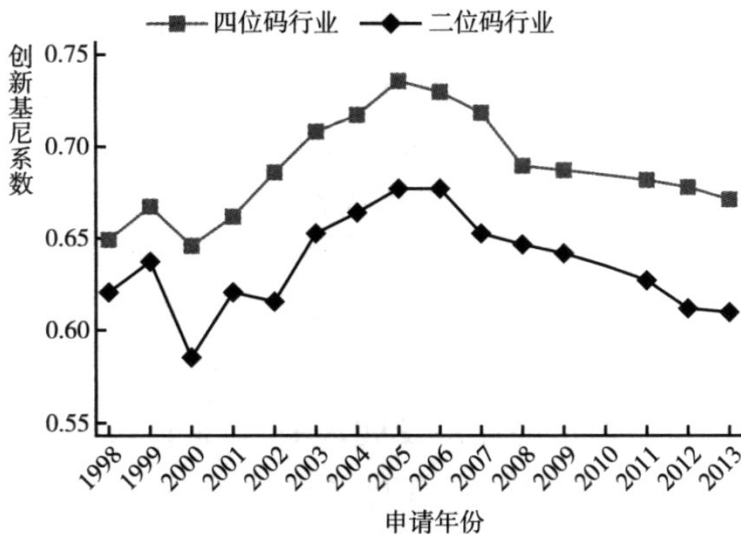


图6 企业专利行为在行业上的分布不平衡

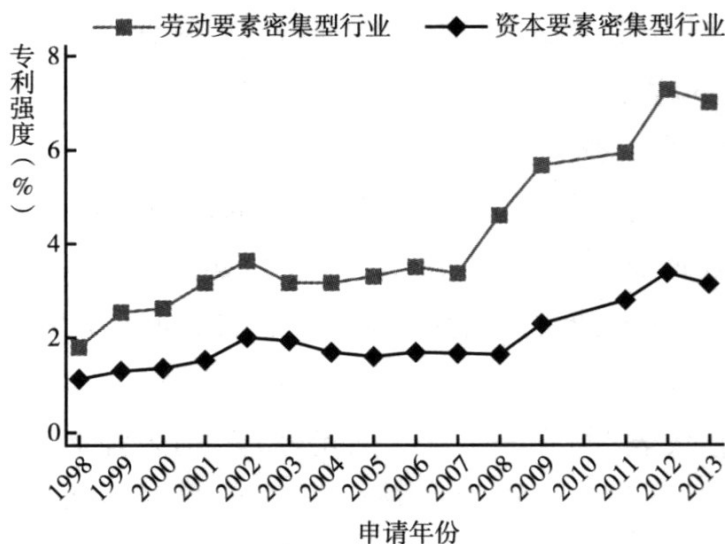


图7 劳动、资本要素密集型行业的专利强度

注:专利强度等于每千万元工业总产值的专利申请数量。本文计算了每年各四位码行业的资本劳动比率,按照资本劳动比将各行业均等分成劳动要素密集型和资本要素密集型两组。

工业总产值),而且从2008年开始,劳动要素密集型行业和资本要素密集型行业的专利强度差距迅速扩大。^⑩对此现象,一个自然的解释来自于诱致性技术进步理论(induced technological progress):“生产要素相对价格变化本身就是创新的推动力,即会促进那种可以节约相对价格更高要素的创新”(Hicks,1963)。本文计算了劳动和资本的相对价格指标(即工资/利率),结果在很大程度上支持了诱致性技术进步理论。首先,工资/利率指标在样本期内一直是增长的;其次,可能是受《中华人民共和国劳动合同法》颁布实施的影响,从2008年开始,该指标上升变得更加迅速。

更加有趣的是,综合以上5个特征事实,尤其是对照图1、图3、图4和图6可以发现,2006年似乎是中国企业创新行为模式发生转换的一个分水岭。因为以2006年为界,不论是企业规模维度、地区维度以及行业维度上的创新基尼系数,还是出口企业对非出口企业的相对创新优势,都呈现出了明显的“倒U型”趋势。

四、创新政策对企业创新的作用效果

关于前述“倒U型”趋势的推动力量,一个合理的猜测是国务院于2006年颁布实施的《纲要》,因为其中不但确立了中国建设创新型国家的战略目标,而且还制定了一些非常具体的考核目标,进而必然会对政府和企业的创新激励造成重大影响(寇宗来,2008)。比如,《纲要》提出,到2020年,中国的研发强度(研发支出/GDP)应该达到2.5%(大概对应于美国2006年的水平),至少在当时看来,这是一个需要政府和企业付出极大努力才有可能实现的宏伟目标。鉴于此,本部分将以《纲要》这一重大创新政策实施视为准自然实验,通过准双重差分方法检验其对企业创新的因果效应及其异质性效应。

(一)基准分析

本文使用准双重差分法的基准计量模型设置如下:

$$\text{patent}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{intensity}_{jt} \times \text{post06}_t + Z_{i,t-1} \gamma + \eta_i + \eta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量 patent_{it} 表示企业 i 在 t 年的专利申请数(加1后取自然对数),具体有4个变量,即分别为发明专利、实用新型、外观设计所对应的申请数量以及此三类专利申请的加总数量。核心解释变量 intensity_{jt} 表示企业 i 所属四位码行业 j 的专利密集度,它等于政策实施前(1999–2005年)各行业发明专利总量与同一时期年平均就业人员数之比;^⑪ post06_t 是政策实施的虚拟变量,当 t 大于或等于2006时取1,否则取0。尽管《纲要》旨在提高国家整体创新能力,但不同行业受此政策影响的程度会有所差异;特别地,相比专利密集型行业,非专利密集型行业对研发和专利创新的依赖性较低,因而受《纲要》的影响也会相对更小。参照 Greenwald & Stiglitz(2014)的思路,本文以政策实施前各行业的专利密集度作为准双重差分时企业的分组变量,故系数 β_1 即本文所关注的《纲要》对企业创新的作用效果,若其显著大于0,则说明《纲要》能显著提高企业的专利申请数量。 $Z_{i,t-1}$ 表示企业层面的控制变量,根据前面所梳理的几个特征事实,本文控制了企业滞后一期的规模、是否出口、资本劳动比和年龄等变量。本文还控制了各种固定效应,其中 η_i 代表企业固定效应, η_{it} 代表“城市一年份”固定效应,用来控制不同年份各城市的经济发展水平、知识产权保护程度以及创新政策执行力度等会影响企业创新水平的特征。 ε_{it} 为聚类到四位码行业层面的稳健标准误。在剔除各种异常值后,本文得到457555家企业的2415258个观测样本。

基准回归结果如表2所示。列(1)–(4)分别报告了以企业三类专利申请总量、发明专利申请数量、实用新型申请数量和外观设计申请数量为被解释变量的回归结果。列(1)结果显示:行业专利密集度和政策实施虚拟变量的交互项的系数为正并且在5%的统计意义上显著,表明在平均意义上《纲要》显著提高了企业的专利申请数量。进一步地,给定不同行业的专利密集度不同,回归系数显著为正意味着,在专利密集度更大的行业中,《纲要》对企业专利申请数量的提升效应更大。比如,在所有行业中,专利密集度指标最高的是通信系统设备制造行业(4.889),

表 2

基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	三类专利	发明专利	实用新型	外观设计
intensity $\times$ post06	0.048** (0.019)	0.031** (0.014)	0.034** (0.014)	0.006*** (0.002)
企业控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
城市—年份固定效应	是	是	是	是
样本数	2415258	2415258	2415258	2415258
调整的 R ²	0.434	0.414	0.406	0.326

注:所有模型均未报告常数项的结果。括号中报告的均是聚类到四位码行业稳健标准误。其中***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。下表同。

中位数行业是蔬菜加工(0.02),故受《纲要》影响,前者比后者在专利申请数量增长程度上高出23.4%左右($0.048 \times (4.889 - 0.02) = 0.234$)。同样地,列(2)—(4)中交互项的系数均显著为正,表明《纲要》分别显著提高了企业的发明专利、实用新型和外观设计申请数量。

(二)内生性检验

1. 平行趋势检验

基准分析的结论显示,相比低专利密集型行业,《纲要》显著对高专利密集型行业企业的专利申请数量提升效应更大。但一个合理的质疑是,这可能只是捕捉了政策实施前就已经存在的行业差异性,即在2006年之前高专利密集型行业的专利申请数量的增速本来就显著高于低专利密集型行业。为了检验双重差分法的适用性,本文借鉴 Jacobson et al.(1993)的做法,利用事件分析法来进行平行趋势检验,并考察《纲要》实施之后的动态效应,具体计量模型如下:

$$\text{patent}_{it} = \beta_0 + \sum_{k=2000}^{2013} \beta_k D_{j,k} + Z_{i,t-1} \gamma + \eta_i + \eta_{it} + S_i \times \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $D_{j,k}$ 表示行业专利密集度和一系列年份虚拟变量的交互项; $S_i \times \eta_t$ 表示企业*i*在政策实施前的年均专利申请数量 S_i 和年份固定效应的交互项。

本文以样本初始年份1999年为基期,主要关注系数 β_k 的情况,它表示在*k*年,实验组和控制组企业

之间的专利申请数量差异。如图8所示,以专利申请总量为被解释变量做回归分析,则 β_k 在2006年之前都未显著为正,且从2006年开始才显著为正,并且逐年增大,这不但说明平行趋势检验通过,还表明《纲要》实施后,其促进企业创新的效应逐年递增。

2. 安慰剂检验

对本文结果另外一种合理的质疑是,计量模型无法控制一些不可观测且随时间变化的行业特征。鉴于此,本文将参照 Li et al.(2016)做安慰剂检验,以间接检验是否存在这种遗漏变量问题。直观上,根据计量方程(1),可以将估计系数 $\hat{\beta}_i$ 写成:

$$\hat{\beta}_i = \beta_i + \alpha \times \frac{\text{cov}(\text{intensity}_j \times \text{post06}_i, \varepsilon_{it} | C)}{\text{var}(\text{intensity}_j \times \text{post06}_i | C)} \quad (3)$$

其中, C 包括所有控制变量和固定效应,而 α 代表了不可观测因素对被解释变量的影响,若可以检验支持 $\alpha=0$,则表明不可观测因素不会影响估计结果。更加具体地,先将所有行业的专利密集度随机打乱顺序后再分配给各个行业,然后以计量方程(1)进行估计,则从理论上讲,此时应该有 $\beta_i=0$;进一步,如果由这种随机打乱政策分组所得到的回归系数 $\hat{\beta}_i=0$,则可以推断 $\alpha=0$ 。本文以专利申请总量为被解释变量,将上述过程重复500次,并得到相应的“错误”估计系数 $\hat{\beta}_i^{\text{random}}$;如图9所示,其服从正态分布并且均值接近为0(均值0.004,远小于真实值0.048),因而支持

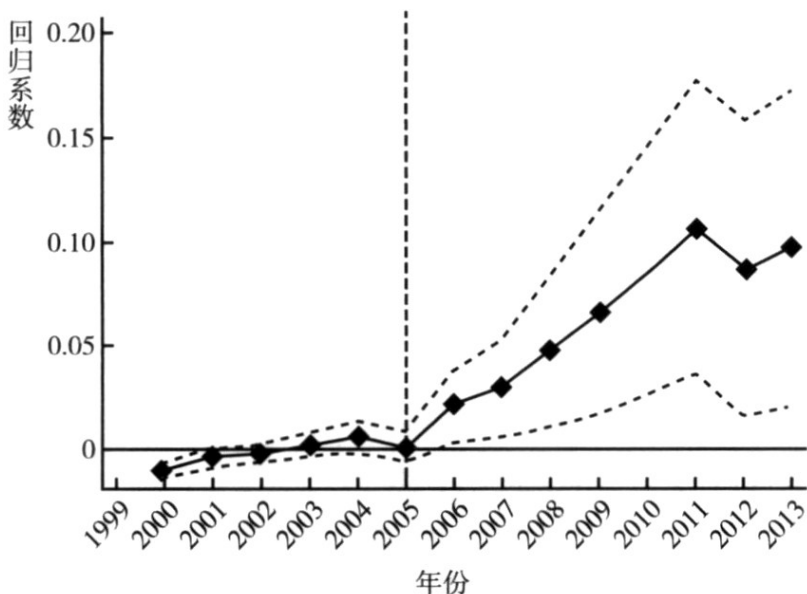


图8 平行趋势检验

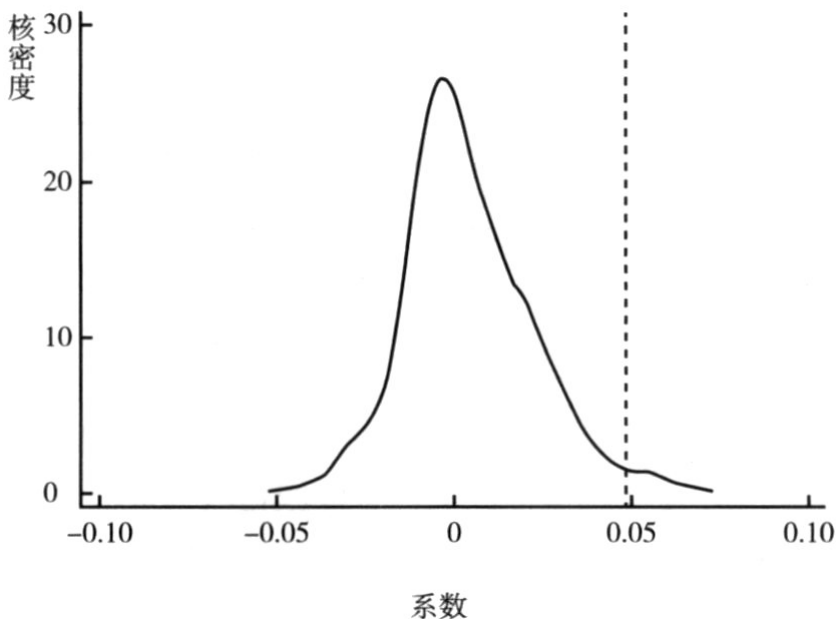


图9 安慰剂检验

注:图8的实线表示计量方程(2)中估计的系数 β_k ,虚线表示估计系数的95%上下置信区间。图9展示了500次安慰剂检验得到的“错误”的估计系数的分布;垂直的虚线表示的是“正确”的估计系数。

$\alpha=0$,即行业遗漏变量不影响本文结论。

(三)稳健性检验

下面将从四方面进行稳健性检验。首先,用企业发明专利的被引用次数衡量企业创新的总价值、用企业发明专利的平均被引次数衡量企业创新质

量,以它们为被解释变量的回归结果如表3中Panel A的(1)一(4)列所示,各列系数都显著为正,说明《纲要》不仅提高了企业创新的数量,还提高了创新的质量。其次,用2001—2005年(不包括2004年)的行业平均研发强度(研发支出/主营业务收入)来替换现有的

表 3

稳健性检验

Panel A 变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	被引次数	被引次数 (剔除自引)	平均被引 次数	平均被引次 数(剔除自引)	三类专利	发明专利	实用新型	外观设计
intensity×post06	0.050** (0.022)	0.049** (0.021)	0.029** (0.014)	0.028** (0.013)	0.124*** (0.038)	0.060*** (0.017)	0.102*** (0.033)	0.015** (0.006)
企业控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
城市—年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	2415258	2415258	2415258	2415258	2415258	2415258	2415258	2415258
调整的 R ²	0.373	0.371	0.261	0.256	0.435	0.415	0.408	0.326
Panel B 变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	三类专利	发明专利	实用新型	外观设计	三类专利	发明专利	实用新型	外观设计
intensity×post06	0.067*** (0.022)	0.057*** (0.020)	0.038*** (0.014)	0.005 (0.006)	0.032*** (0.012)	0.023** (0.010)	0.021*** (0.008)	0.005** (0.002)
intensity×post11					0.061** (0.025)	0.036** (0.015)	0.053** (0.023)	0.001 (0.003)
企业控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
城市—年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	217168	217168	217168	217168	2415258	2415258	2415258	2415258
调整的 R ²	0.453	0.413	0.419	0.398	0.434	0.414	0.407	0.326

行业专利密集度指标,回归结果如 Panel A 的(5)—(8)列所示,各列的系数均显著为正,说明利用行业专利密集度的不同衡量方式,《纲要》促进企业创新的结论依然成立。再次,使用 1999–2013 年一直存在的企业的平衡面板数据进行回归,如 Panel B 的列(1)—(4)列所示,除外观设计,其他列的系数都显著为正,进一步证明了本文结论的稳健性。最后,考虑到《纲要》实施后的样本跨越了不同的“五年规划”,期间政府引导和支持力度可能会有所差异(钟宁桦等, 2019),本文也检验了《纲要》在不同的五年规划期间的政策效果。具体地,将《纲要》实施后的样本区间

分为“十一五”和“十二五”两个阶段,在计量方程(1)中加入行业专利密集度和 2011 年时间虚拟变量(是否 2011 年及之后)的交互项,回归结果如 Panel B 的(5)–(8)列所示;从中可以发现,除外观设计外,其他列的交互项系数均显著为正,并且行业专利密集度和 2011 年时间虚拟变量的交互项系数的绝对值大于 2006 年,说明《纲要》促进企业创新的效应在“十二五”期间大于“十一五”期间。

(四)机制探讨和异质性分析

1. 机制和拓展性分析

按照既有文献,创新政策能够通过补贴、信贷优

惠和税收优惠等渠道而促进企业创新(Chen et al., 2017; Chen et al., 2018; Chen & Zhang, 2019)。表4展示了《纲要》影响企业创新的各种机制:首先,第(1)列表明《纲要》通过促进企业研发支出而提高了专利申请;其次,第(2)—(4)列显示,《纲要》显著提高了企业的补贴率,但没有显著降低企业的利息成本和所得税率。此外,如第(5)列和第(6)列所示,无论用OP还是LP方法计算TFP,《纲要》都显著提高了企业的TFP。

2. 异质性分析

结合中国企业专利活动的特征事实,本文还检验了《纲要》影响企业创新的异质性效应。第一,规模异质性。表5第(1)列的结果显示,“二乘项”系数显著为正而“三乘项”系数不显著,说明《纲要》能显著提高中小企业的创新水平,但对大企业和中小企业的影 响不存在显著差异。第二,所有制异质性。第(2)列的结果表明,《纲要》不会显著影响国有企业的创新水平,但会相对提高民营企业 和外资企业的创新水平。第三,出口状态异质性。如第(3)列所示,《纲要》能显著提高非出口企业的创新水平,并且对于出口企业 和非出口企业的影响不存在显著差异。第四,地区异质性。第(4)列表明,《纲要》显著促进了

中西部地区企业的创新水平,并且对东部和中西部企业的影响不存在显著差异。第五,要素密集度异质性。从第(5)列可以看出,《纲要》会显著提高劳动要素密集型行业企业的创新水平,相比劳动要素密集型行业,《纲要》对资本要素密集型行业企业创新水平的促进效应显著更小。

综合上述第一、第三和第四点结论可以推测,中国企业创新之所以展示出以2006年左右为分水岭的“倒U型”趋势,主要是由《纲要》实施后新进入企业的创新异质性所导致的。作为进一步的证据,本文将2006年后新进入企业的样本与全样本做了对比,发现前者在规模、地区、行业维度上的创新基尼系数,以及出口企业相对非出口企业的专利比率都相对更小。

五、结论

本文首先为中国专利数据库与中国工业企业数据库的匹配提供了一套科学的匹配方法,并基于匹配数据梳理了中国企业在专利活动方面的5个特征事实。从企业特征看,大企业相对于小企业、民营企业相对于国有企业、出口企业相对于非出口企业、劳动要素密集型企业相对于资本要素密集型企业具有更高的创新性。从地区和行业维度看,企业创新都

表4 机制和拓展性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	研发支出	补贴率	利息成本	所得税率	TFP(OP)	TFP(LP)
intensity×post06	0.106* (0.062)	0.008*** (0.003)	-0.020 (0.015)	-0.016 (0.014)	0.032*** (0.011)	0.037*** (0.011)
企业控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
城市一年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	904187	2111544	1519276	1929479	1939085	1939312
调整的R ²	0.583	0.388	0.495	0.432	0.659	0.720

注:列(1)的被解释变量等于研发支出加1后取自然对数;列(2)的被解释变量等于政府补贴比上主营业务收入后乘以100;列(3)的被解释变量等于利息支出比上资产总额后乘以100;列(4)的被解释变量等于应交所得税比上主营业务收入后乘以100;列(5)和列(6)的被解释变量分别表示以OP和LP方法计算的TFP。

表5

异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	三类专利	三类专利	三类专利	三类专利	三类专利
intensity×post06	0.043*** (0.010)	0.008 (0.009)	0.040*** (0.013)	0.043** (0.017)	1.029*** (0.174)
intensity×post06×large	0.010 (0.018)				
intensity×post06×poe		0.049*** (0.014)			
intensity×post06×fie		0.040*** (0.014)			
intensity×post06×export			0.020 (0.014)		
intensity×post06×east				0.006 (0.006)	
intensity×post06×capital					-0.988*** (0.174)
企业控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
城市—年份固定效应	是	是	是	是	是
样本数	1695934	1695944	1698622	1698622	1698622
调整的R ²	0.409	0.407	0.408	0.407	0.408
F-test $\beta_1+\beta_2=0$	3.765	8.105	5.404	6.481	9.278
Proba > F	0.053	0.005	0.021	0.011	0.002

注:各列的F-test表示“二乘项”和“三乘项”系数之和等于0的联合F值,Proba表示相应的p值。列(1)一(5)中的企业分组变量均根据企业1999–2005年的数据计算。large表示是否大企业的虚拟变量(在企业规模分布的中位数以上);poe和fie分别表示是否民营企业、外资企业的虚拟变量;export表示企业是否出口的虚拟变量;east表示企业是否属于东部地区的虚拟变量;capital表示企业是否属于资本要素密集型行业的虚拟变量。

展现出很高的集聚性。更加有趣的是,本文发现2006年似乎构成了中国企业创新模式转换的分水岭,因为以此为界,在规模、地区、行业层面的集聚性以出口企业的相对优势等各个维度上,中国企业的专利申请行为都呈现出显著的“倒U型”特征。

鉴于以上发现,并考虑到2006年颁布实施的《纲要》是中国近十年来最为重要的创新政策之一,本文利用准双重差分法研究了《纲要》对中国企业创新的影响。分析表明,《纲要》显著促进了企业的专利数量、质量以及企业的TFP水平,也更多地促进了劳动密集型行业的创新产出,但从规模、地区和出口状

态角度看,却没有对企业创新行为造成异质性影响。考虑到中国工业企业数据库是一个大量企业进入退出的非平衡面板数据,而准双重差分法只是捕捉了《纲要》对2006年前后一直存在于样本中企业的作用效果,本文又对2006年之后进入样本的企业重新计算了规模、地区和行业层面的创新基尼系数以及出口企业对非出口企业的专利比率,发现它们都显著小于相应的全样本指标,进而说明各种“倒U型”特征主要是2006年之后新进入企业的异质性所导致的。

2008年金融危机以来,中国经济增速逐渐放缓

并进入需要依赖创新驱动的“新常态”(Wei et al., 2017)。本文分析表明,以《纲要》等为代表的创新政策不但在整体上促进了中国企业的创新活动,而且导致了非常有趣的均等化结构性效应。考虑到《纲要》包括了财税、金融、产业组织、知识产权保护等各种配套政策,由此自然衍生的一个问题是,到底是哪些更为具体的政策工具导致了上述效应。更进一步,创新活动在地区和行业层面的均等化会如何或者在多大程度上对中国经济的持续增长造成影响,也是值得深入挖掘的重要问题。

注释:

①资料来源:“World Intellectual Property Indicators-2012”,参见 <http://www.wipo.int/publications/en/details.jsp?id=273>。

②中国国家知识产权局是中国专利申请数据的权威来源,本文专利数据更新至2017年2月底。那些未通过形式审查(未公开)的专利不在本文的数据库中,考虑到实用新型和外观设计只需要进行形式审查,故这两类专利基本上都被授权,而发明专利需要进行实质审查,公开后未必被授权。由于专利从申请到公开最长需要18个月,故截至2017年2月底,在2016年和2017年申请的专利还有很多未公开,因此本文剔除了2016年和2017年申请的专利。此外,本文的专利引证和被引证数据来自 Google Patent,获取时间是2017年12月底。Google Patent 会定期更新全球的专利引用信息,相比中国国家知识产权局提供的专利引用信息,对国外专利引用中国专利这种情形的覆盖面更广。

③每个专利都有唯一的申请号,并且专利权的法定保护期限是从申请日开始计算的。外观设计使用的是洛迦诺分类号,而非IPC号。当一个专利有多个IPC分类号时,一般选择专利的第一个IPC分类号(主IPC分类号)来代表其技术类别。技术领域和国民经济行业不存在一一对应关系,但国家知识产权局提供了一张IPC分类号和国民经济行业(GB4754-2011)的对应关系表,参见: http://www.sipo.gov.cn/tjxx/ztjbjb/201512/t20151210_1215698.html。根据专利申请人名称,可以分为个人、企业、科研单位、大专院校和其他组织机构五类。通过申

请人地址信息,能判断申请人是本土或外国申请人,基于本土申请人的详细地址信息,可以确定其所属省、市、区县、乡镇街道,甚至是经纬度。当专利申请人有多个时,只提供主申请人的详细地址,因此本文都是以每个专利的主申请人的信息作为专利申请人的基本信息。与论文署名不同,专利权没有主次之分,因此存在多个申请人时,它们共享同样的专利权;而发明人的顺序和中文论文的作者排序类似,第一发明人一般被认为是贡献最大的人。最后,还有一些文献使用专利IPC分类号的数量来衡量专利质量(张杰和郑文平,2018; Lerner, 1994)。

④具体而言,2010年工业企业数据都无法同时通过如下一些检验条件:(1)企业总数、工业总产值、资产规模、主营业务收入、利润总额和从业人数等几个主要变量的数据加总后和国家统计局官方公布的数据不能有太大差别(差别在10%—20%以内);(2)工业企业数据中,企业财务报表中的数值型变量不会存在小数点;(3)能通过会计恒等式检验,即(负债总额+所有者权益)/资产总额的绝对值不等于1的样本数不能太多(不超过10%—20%);(4)能通过资产规模分布的断点检验,即对企业资产总额取自然对数后,画出其核密度(kdensity)曲线图,图中不能存在明显的断点。因此,本文不使用2010年的数据。

⑤与TFP估算相关,总劳动力成本包含应付工资总额、应付福利费总额、失业保险、养老保险和医疗保险费、住房公积金和住房补贴这5个指标,除2009年外所有年份都有应付工资总额这个指标,但只有2004—2007年的数据包含所有5个指标;此外,考虑到 Brandt et al.(2012)只提供了1952—2006年的资本价格指数,本文使用国家统计局发布的固定资产投资价格指数外推2007—2013年的资本价格指数。

⑥由于在样本期内,国民经济行业代码发生过两次调整,本文在匹配时将每个企业的行业信息都调整到了2011年版的国民经济行业代码(GB4754-2011);类似地,样本期内中国部分地区发生了行政区划调整,本文在匹配时将每个企业的行政区划代码调整到了2013年版的行政区划代码(GB T2260-2013)。

⑦本文采用编辑距离(levenshtein distance)的算法进行模糊匹配,Python或Mysql都可以实现这个算法。编辑距离是指

一个字符转换成另一个字符所需要的最少的编辑操作次数(一次编辑操作指替换、插入或删除一个字符),同意理解,两个字符串的编辑距离越短,它们的相似度越高。具体地,假设A和B两个字符串的长度分别为 L_A 和 L_B ,它们之间的编辑距离为L,那么A和B的相似度为 $S(A, B) = 1 - L / \max(L_A, L_B)$ 。读者若对详细的匹配流程与结果感兴趣,请与作者联系。

⑧特征事实1-3涉及到企业的财务信息,本文按照如下规则剔除异常的样本:第一,年销售额在500万元以下;第二,职工人数少于8人;第三,流动资产高于总资产;第四,总固定资产高于总资产;第五,年销售额、职工人数或总资产数据缺失。另外,特征事实1-5使用的企业专利数据都是最终被授权的专利。

⑨假设有n个企业,每年所有企业按资产规模由低到高依次排序,从第1个企业到第i个企业累计专利申请数量占所有企业专利申请数量的比重为 w_i ,再根据如下公式计算出每年的创新基尼系数: $GINI = 1 - 2 \int_0^1 w_i di$ 。

⑩鉴于资本要素密集型行业的资产规模一般远大于劳动要素密集型行业,本文认为使用工业总产值做分母比资产总额更为合理。然而,使用资产总额作为分母会更加有力地支持本文的观点。

⑪行业专利密集度的计算方法参考了国家统计局的定义,参见http://www.stats.gov.cn/tjgz/tzgb/201904/t20190409_1658542.html。

参考文献:

- [1]寇宗来,2008:《中国科技体制改革三十年》,《世界经济文汇》第1期。
- [2]寇宗来、刘学悦,2017:《中国城市和产业创新力报告2017》,复旦大学产业发展研究中心工作报告。
- [3]聂辉华、江艇、杨汝岱,2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- [4]杨汝岱,2015:《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》第2期。
- [5]张杰、陈志远、杨连星、新夫,2015:《中国创新补贴政策的绩效评估:理论与证据》,《经济研究》第10期。
- [6]张杰、郑文平,2018:《创新追赶战略抑制了中国专利质

量么?》,《经济研究》第5期。

[7]钟宁桦、温日光、刘学悦,2019:《“五年规划”与中国企业跨境并购》,《经济研究》第4期。

[8]Aghion, P., and P. Howitt, 1992. “A Model of Growth through Creative Destruction”, *Econometrica*, 60(2), 323-351.

[9]Aghion, P., N. Bloom, R. Blundell, R. Griffith, and P. Howitt, 2005. “Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship”, *Quarterly Journal of Economics*, 120(2), 701-728.

[10]Arrow, K. J., 1972. “Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention”, *Readings in Industrial Economics*, Springer, 219-236.

[11]Atkin, D., A. K. Khandelwal, and A. Osman, 2017. “Exporting and Firm Performance: Evidence from a Randomized Experiment”, *Quarterly Journal of Economics*, 132(2), 551-615.

[12]Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang, 2012. “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 97(2), 339-351.

[13]Brandt, L., L. Wang, and Y. Zhang, 2017. “Productivity in Chinese Industry: 1998-2013”, *World Bank Working Paper*.

[14]Chen, Y., M. Igami, M. Sawada, and M. Xiao, 2019. “Privatization and Productivity in China”, *SSRN Working Paper*.

[15]Chen, Z., and J. Zhang, 2019. “Types of Patents and Driving Forces behind the Patent Growth in China”, *Economic Modelling*, 80, 294-302.

[16]Chen, Z., M. Zhang, F. Xin, and J. Zhang, 2017. “Bank Competition, Firm Ownership, and Margins of Innovation”, *Renmin University Working Paper*.

[17]Chen, Z., Z. Liu, J. C. Suárez Serrato, and D. Y. Xu, 2018. “Notching R&D Investment with Corporate Income Tax Cuts in China”, *National Bureau of Economic Research Working Paper*.

[18]Dang, J., and K. Motohashi, 2015. “Patent Statistics: A Good Indicator for Innovation in China? Patent Subsidy Program Impacts on Patent Quality”, *China Economic Review*, 35, 137-155.

[19]Eberhardt, M., C. Helmers, and Z. Yu, 2011. “Is the

Dragon Learning to Fly? An Analysis of the Chinese Patent Explosion”, SSRN Working Paper.

[20]Gilbert, R. J., and D. M. Newbery, 1982. “Preemptive Patenting and the Persistence of Monopoly”, *American Economic Review*, 72, 514–526.

[21]Greenwald, B. C., and J. E. Stiglitz, 2014, *Creating a Learning Society: A New Approach to Growth, Development, and Social Progress*, Columbia University Press.

[22]Griliches, Z., 1990. “Patent Statistics as Economic Indicators: A Survey”, *Journal of Economic Literature*, 28(4), 1661–1707.

[23]Hall, B. H., A. Jaffe, and M. Trajtenberg, 2005. “Market Value and Patent Citations”, *Rand Journal of Economics*, 36(1), 16–38.

[24]He, H., M. N. Li, and J. Fang, 2017. “China’s Rising IQ (Innovation Quotient)and Growth: Firm-level Evidence”, *International Monetary Fund*.

[25]He, Z., T. W. Tong, Y. Zhang, and W. He, 2018. “A Database Linking Chinese Patents to China’s Census Firms”, *Scientific Data*, 5, 180042.

[26]Hicks, J., 1963, *The Theory of Wages*, Springer.

[27]Hu, A. G., P. Zhang and L. Zhao, 2017. “China as Number One? Evidence from China’s Most Recent Patenting Surge”, *Journal of Development Economics*, 124, 107–119.

[28]Jacobson, L. S., R. J. Lalonde, and D. G. Sullivan, 1993. “Earnings Losses of Displaced Workers”, *American Economic Review*, 83, 685–709.

[29]Jaffe, A. B., and M. Trajtenberg, 2005, *Patents, Citations, and Innovations: A Window on the Knowledge Economy*, MIT Press.

[30]Klette, T. J., 1999. “Market Power, Scale Economies and

Productivity: Estimates from a Panel of Establishment Data”, *Journal of Industrial Economics*, 47(4), 451–476.

[31]Klette, T. J., and Z. Griliches, 1996. “The Inconsistency of Common Scale Estimators When Output Prices Are Unobserved and Endogenous”, *Journal of Applied Econometrics*, 11(4), 343–361.

[32]Lerner, J., 1994. “The Importance of Patent Scope: An Empirical Analysis”, *Rand Journal of Economics*, 25(2), 319–333.

[33]Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016. “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 123, 18–37.

[34]Liu, Q., and L. D. Qiu, 2016. “Intermediate Input Imports and Innovations: Evidence from Chinese Firms’ Patent Filings”, *Journal of International Economics*, 103, 166–183.

[35]Melitz, M. J., 2003. “The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, 71(6), 1695–1725.

[36]Romer, P. M., 1986. “Increasing Returns and Long-run Growth”, *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002–1037.

[37]Schankerman, M., and A. Pakes, 1986. “Estimates of the Value of Patent Rights in European Countries during the Post-1950 Period”, *Economic Journal*, 96(384), 1052–1076.

[38]Schumpeter, J., 1934, *Capitalism, Socialism, and Democracy*, New York: Harper & Row.

[39]Song, Z., K. Storesletten, and F. Zilibotti, 2011. “Growing Like China”, *American Economic Review*, 101(1), 196–233.

[40]Wei, S., Z. Xie, and X. Zhang, 2017. “From ‘Made in China’ to ‘Innovated in China’: Necessity, Prospect, and Challenges”, *Journal of Economic Perspectives*, 31(1), 49–70.

[41]Xie, Z., and X. Zhang, 2015. “The Patterns of Patents in China”, *China Economic Journal*, 8(2), 122–142.