

选择性产业政策、企业创新与创新生存时间

——来自中国工业企业数据的经验证据

曹平,王桂军

(广西大学商学院,广西南宁 530004)

摘要:以国家“五年计划(规划)”为切入点,基于2001—2010年中国工业企业数据经验分析了中国选择性产业政策对企业创新的微观效应。研究发现,选择性产业政策可以显著地提高被扶持企业以新产品为表征的创新能力和创新能力,该结论通过了工具变量法、双重差分法等多种稳健性测试。进一步地,中介效应检验表明,选择性产业政策对企业创新的促进作用可以通过财政补贴、税收优惠和市场准入机制实现。但与民营企业相比,国有企业只能通过税收优惠和市场准入机制提高创新能力,财政补贴这一直接干预机制对国有企业的创新能力甚至具有显著的负向效应。此外,还基于生存分析法研究了选择性产业政策对企业创新生存时间的影响,结果表明,选择性产业政策可以明显地延长企业的创新生存时间。上述结论不仅丰富了相关文献研究,而且给予了政府部门重要的政策启示,为后续产业政策的制定提供了理论支持。

关键词:选择性产业政策;企业创新;生存分析法;创新生存时间

中图分类号:F121.3;F273.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1671-9301(2018)04-0026-14

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2018.04.003

一、引言

产业政策是政府为促进经济增长而制定的一系列调控产业结构及行业生产经营活动的政策总称,一般可以划分为功能性产业政策和选择性产业政策^[1]。其中,选择性产业政策的作用在于倾斜式扶持战略产业和新兴产业,以缩短产业结构的演进过程,最终实现经济赶超的目标。中国的产业政策是典型的选择性产业政策^[2],最早出现于“七五”计划(1986—1990年),在随后的五年计划(规划)中,产业政策都是重要内容。

然而,尽管选择性产业政策是大多数发展中国家和发达国家都曾经或正在采用的一项经济促进政策,但关于其是否有效这一关键问题,在国内经济学界长期存在着争议。部分学者认为,在经济起初期,选择性产业政策能够提高资源重置效率^[3],缓解市场分割^[4],推动产业结构升级和优化^[5],具有显著的产业增长效应^[6];与之相反的观点则认为选择性产业政策对产业生产效率^[7]、企业投资效率^[8]以及企业绩效^[9]等都存在负面影响。2016年,两位著名经济学家林毅夫和张维迎就中国政府是否应该制定产业政策进行的激烈辩论将国内学界的交锋推上了高潮。林毅夫以其新结构经济学理论主张政府应该

收稿日期:2018-03-27;修回日期:2018-06-14

作者简介:曹平(1970—),男,广西南宁人,管理学博士,广西大学商学院教授、博士生导师,研究方向为产业组织与技术创新;王桂军(1988—),男,山东潍坊人,通讯作者,广西大学商学院博士研究生,研究方向为产业组织与技术创新。

基金项目:国家自然科学基金项目(71764002);广西研究生教育创新计划项目(YCBZ2018017)

* 特别感谢山东大学经济学院的陈强教授对本文计量部分给予的指导建议,文责自负。

做“有为政府”通过发挥比较优势制定产业政策,并经由“两轨六步法”引领产业的发展;而张维迎则应用新自由主义经济学观点予以反驳,强调自由市场和“有限政府”,认为选择性产业政策注定会失败。可以说,在选择性产业政策的有效性这一焦点问题上双方的观点完全是背道而驰的。

回顾这些争论,两位学者主要考虑的是选择性产业政策的经济效应,却在某种程度上忽视了一个关键的要素——创新效应。发展不仅是量的扩张,更是质的提升。新经济增长理论认为技术进步是经济增长的引擎^[10],而技术进步源于创新,经济发展本质上是一个技术、产业不断创新,结构不断变化的过程^[11]。因此,选择性产业政策对技术创新影响的实证研究显得尤为重要。

但纵观已有研究,仅有数篇与本文主题直接相关的文献:黎文靖和郑曼妮^[12]发现受产业政策激励的公司专利申请数量明显增加,但只是非发明专利显著增加,企业更多地追求创新数量而忽略创新质量;谭周令^[13]、余明桂等^[14]以中央政府的“五年规划”为切入点对中国产业政策与企业创新的相关性进行了研究,均认为产业政策可以显著地促进企业创新,且对民营企业的促进作用更强;孟庆玺等^[15]从“资源效应”和“竞争效应”视角研究了宏观产业政策对微观企业创新的经济后果及其作用机制,认为产业政策可以增加企业的创新投入,但资源依赖下产业政策降低了被扶持企业的创新效率。

总结关于产业政策与企业创新的研究成果,我们发现可能存在以下不足:第一,现有的企业创新测量指标均存在一定的局限性^[16],以上研究均采用了专利申请数量测度企业创新,但专利数量侧重于对创新产出的度量,并不能反映企业将创新成果转化为企业利润的能力;第二,国家可能会基于多种宏观因素对某个产业进行扶持,这便使选择性产业政策具有一定的内生性,但已有文献并没有很好地处理这一问题;第三,已有文献的研究均以中国A股上市公司为对象,研究样本过于单一;第四,产业政策对企业创新的影响是一个动态过程,但已有研究多从静态角度考察产业政策的影响效应,缺乏对产业政策是否影响企业创新生存时间的研究。有鉴于此,本文以中央政府“五年计划(规划)”为切入点,利用2001—2010年中国工业企业数据,基于多元回归模型、工具变量法和双重差分法经验分析了中国选择性产业政策对企业创新的影响效应。研究发现:(1)中国选择性产业政策总体上可以显著地提升企业以新产品为表征的创新能力;(2)选择性产业政策对企业创新的促进作用可以通过财政补贴、税收优惠和市场准入机制实现,但与民营企业相比,国有企业只能通过税收优惠和市场准入机制提高创新能力,财政补贴机制对国有企业的创新能力甚至具有显著的负向效应;(3)选择性产业政策可以明显地延长国有企业和民营企业的创新生存时间。

本研究的边际贡献主要体现在:(1)使用中国工业企业数据从新产品这一全新的视角经验分析了中国选择性产业政策对企业创新的影响,弥补了现阶段研究中企业创新指标和研究样本过于单一的不足,丰富了选择性产业政策对企业创新影响的研究成果;(2)使用工具变量法进行估计分析,有效地缓解了选择性产业政策可能存在的内生性问题;(3)创新性地利用生存分析法研究了选择性产业政策对企业创新生存时间的影响,弥补了此类研究的空白;(4)研究结论不仅从侧面回应了“林张之争”,而且给予了政府部门重要的政策启示,为后续产业政策的制定提供了理论支持。

二、研究问题

Lall^[1]将产业政策划分为功能性产业政策和选择性产业政策。功能性产业政策具有非专向性和非贸易扭曲性的“普惠式”特征^[17],而选择性产业政策则更倾向于采用倾斜式扶持、强烈干预市场等“特惠式”手段^[18]。学者们普遍认为,功能性产业政策以基础设施建设、科技投入、人力资本培养等间接的方式对整个市场予以“普惠式”的扶持^[17],不仅能够为企业提供物质、知识和技术等良好的创新条件,而且可以营造良好的环境,帮助企业克服外在不确定因素的影响,有利于企业“实质性”地创新^[12]。但因为选择性产业政策主要以后期的“特殊照顾”扶持被鼓励产业,对企业创新的影响存在很强的不确定性^[12],仅有的几篇文献也没有达成一致意见。因此,有必要基于不同的样本数据和研究视角对选择性产业政策与企业创新的关系进行进一步检验。

企业创新是一个跨期长、失败率高、预期收益不确定的复杂过程,需要企业保留足够的资金予以支持^[19]。但由于信息不对称、不确定性强等问题,企业的创新投入只能依赖内部资金,很难从外部市场获得^[20]。中国选择性产业政策的扶持手段(财政补贴、税收优惠等)直接或间接地增加了企业的现金持有量,缓解了企业内源融资约束,为企业的创新活动提供了资金支持,因此,从理论上讲,选择性产业政策可以有效地提高企业的创新能力。但由于政策扶持手段和企业产权性质的不同,在中国当前复杂的经济环境下,选择性产业政策对企业创新的影响还存在较强的不确定性:

其一,目前我国虽然实施了相当健全的产业政策,但对具体企业的扶持力度并没有明确的法律约束,比如,地方政府在财政补贴的去向和发放额度上就有很大的支配权^[21]。在这种情况下,企业为了获得更多的扶持,往往会与当地政府建立某种寻租关系,当扶持力度越高时,企业的寻租动机也会越强^[22]。为了持续得到政策扶持,企业往往会投入大量的资金(寻租成本)建立和地方政府的寻租关系,这有可能对企业的创新投入产生“挤出效应”,抑制企业的创新活动。

其二,部分选择性产业政策的扶持手段(比如财政补贴)直接提高了企业的利润水平,改善了企业的经营绩效,这可能会使企业在较低的创新水平上也能够很好地生存,鉴于创新活动的高风险和收益不确定性,企业行为更可能趋于短期化,对技术进步、提高生产率缺乏足够的热情和动力。

其三,不同类型的企业对选择性产业政策的扶持也可能做出不同的反应。国有企业和民营企业由于所有权性质和股权结构的不同,在面对市场环境和政策优惠时会存在较大差异。国有企业虽然可以凭借与政府天然的联系优先获得政策优惠,从而拥有更多的创新资源,但这些资源并不一定被用在企业的研发创新上。这是因为,国有企业高层管理人员一般由政府任命,任期短且变数大,作为理性的“经济人”,他们的目标函数往往体现在福利待遇和职位晋升上,这就导致他们更倾向于短期内的业绩稳定而不尝试跨期长且风险高的创新活动。此外,国有企业在追求利润目标的同时还承担了一定的政策性任务,这些任务的实施也会挤占创新资金,影响企业的创新投入。所以,选择性产业政策虽然更倾向于扶持国有企业,但这并不一定会带来国企创新能力的提升。但是,对于民营企业而言,它们面临着更大的市场竞争和生存压力,企业创新是它们得以生存的重要保障,为了获得持续的竞争优势,民营企业更青睐于进行长期的创新研发而非短期的利润最大化^[23],另外,与国有企业相比,民营企业在融资方面面临着较为严重的“金融歧视”,在这种情况下,它们对选择性产业政策的政策效应可能会更加敏感。因此,选择性产业政策对企业创新的影响在不同产权性质的企业中也可能产生不同的政策效应。

此外,为了鼓励被扶持产业的发展,选择性产业政策往往会放松管制,降低市场准入条件。市场准入条件的降低使得更多的企业能够进入市场,其造成的最直接的影响便是产业内市场竞争程度的提高。Hashmi^[24]构建的局部均衡理论模型指出,市场竞争与创新的关系取决于一国产业内企业技术水平的差距:当技术水平差距普遍较小时,市场竞争与创新之间存在显著的正向关系;当技术水平差距处于中等状态时,市场竞争与创新之间呈倒U型关系;而当技术水平的差距较大时,市场竞争与创新之间存在显著的负向关系。

综上,中国选择性产业政策虽然可以通过诸多扶持手段对企业的创新能力产生影响,但影响后果存在较强的不确定性。因此,本文接下来的研究需要解决以下问题:(1)选择性产业政策对企业创新能力的影响是促进还是抑制?(2)选择性产业政策影响企业创新的作用机制是什么?(3)在不同产权性质的企业中,这种影响效应是否存在差异?

三、研究设计

(一)数据来源及样本筛选

本文数据来自国家统计局公布的中国工业企业数据库(2001—2010年),该数据库详细统计了中国所有国有企业和规模以上民营企业的行业特征、所有制形式、财务状况、经营成果和投入产出等信息,具有相当可观的研究价值,但聂辉华等^[25]指出该数据库在使用过程中存在的问题,并提

供了详细的矫正方法。我们根据这些矫正方法并参考其他相关文献^[26],对样本数据做了如下处理:(1)根据企业的法人代码、企业名称、电话号码、邮政编码等信息对不同期间的企业进行匹配,将原截面数据整合为非平衡面板数据;(2)将行业类别按照2003年以后的新行业代码重新编排;(3)剔除关键指标(包括新产品产值、工业总产值、销售额、职工人数、总资产及固定资产净值)缺失的观测值;(4)剔除员工人数小于8的观测值;(5)剔除资产总额小于流动资产或资产总额小于固定资产净值的观测值;(6)剔除1949年之前成立的观测值;(7)为了消除极端值的影响,对所有连续型变量进行1%的Winsor缩尾处理。此外,需要说明的是,样本区间内2004年为普查年份,由于统计口径的变化,该年数据没有“新产品产值”这一指标,因此从样本中剔除。

(二) 变量定义

1. 选择性产业政策。与现有研究中国产业政策和企业创新的实证文献^[13-15]相同,本文基于对“十五”计划和“十一五”规划(2001—2010年)的解读,对选择性产业政策进行如下定义:(1)将“十五”计划和“十一五”规划中出现“发展”“振兴”“鼓励”等字眼的行业视为受选择性产业政策扶持的行业;(2)不同程度的产业政策对企业创新的影响可能存在异质性,为此,我们进一步将涉及“大力振兴”“重点发展”或“重点鼓励”字眼的行业视为重点扶持行业,将其他受扶持行业视为一般扶持行业,以捕捉不同程度的产业政策对企业创新的异质性作用;(3)设定选择性产业政策虚拟变量 *Policy*、*Policy1* 和 *Policy2*, 变量具体定义见表1。

2. 企业创新能力。在中国工业企业数据库中,新产品被定义为企业生产过程中首次采用新技术、新设计或较之前有重大改进的产品,由此来看,新产品是一个企业创新能力的集中体现。因此,参考已有文献^[27],本文以新产品产值测度企业的创新能力,具体来讲,我们以企业新产品产值占工业总产值的比重(*Innov*)作为企业创新能力的代理变量。同时,为了使结论更加可靠,我们在稳健性检验部分补充以企业研发投入(*RD*)及企业是否参与创新(*Innov_part*)作为企业创新能力的代理变量进行了稳健性测试。

3. 控制变量。参考已有研究^[13 27-29]及审稿人建议,本文控制了一系列可能影响企业创新的特征变量,主要包括:企业规模(*Size*)、企业年龄(*Age*)、企业性质(*Nature*)、企业员工人数(*Staff*)、固定资产占比(*FA*)、资本结构(*Lev*)、资产报酬率(*Roa*)、财政补贴(*Sub*)、税收优惠(*Tax*)、融资能力(*Loan*)和市场竞争程度(*HHI*)。另外,我们还对年度固定效应(*Year*)和行业固定效应(*Ind*)进行了控制。

所有变量定义如表1所示。

(三) 描述性统计特征

描述性统计显示^①,新产品产值占比(*Innov*)的均值为0.034,表示样本总体中新产品产值平均仅占工业生产总值的3.4%;*Innov_part*均值为0.131,表示只有13.1%的企业样本参与了创新。这些信息表明,我国国有企业和规模以上的民营企业在2001—2010年间创新能力较为不足,总体创新水平

表1 主要变量定义

变量	定义
<i>Policy</i>	选择性产业政策虚拟变量:当企业在政策扶持范围之内时取值为1,否则为0
<i>Policy1</i>	选择性产业政策虚拟变量:当企业在政策重点扶持范围之内时取值为1,否则为0
<i>Policy2</i>	选择性产业政策虚拟变量:当企业在政策一般扶持范围之内时取值为1,否则为0
<i>Innov</i>	新产品产值/工业总产值
<i>RD</i>	企业研发投入/资产总额
<i>Innov_part</i>	企业当年有新产品产出取值为1,否则为0
<i>Size</i>	企业总资产的自然对数
<i>Age</i>	企业年龄的自然对数
<i>Nature</i>	如果企业为国有企业取值为1,否则为0
<i>Staff</i>	企业员工人数的自然对数
<i>FA</i>	企业固定资产总额/资产总额
<i>Lev</i>	企业负债总额/资产总额
<i>Roa</i>	企业净利润/资产总额
<i>Sub</i>	企业所获补贴金额/销售收入
<i>Tax</i>	所得税实际税率,企业所得税费用/税前利润,所得税实际税率越小表示税收优惠力度越大
<i>Loan</i>	长期负债/总资产
<i>HHI</i>	赫芬达尔-赫希曼指数(<i>HHI</i>), $HHI = \sum (X_i/X)^2$, $X = \sum X_i$, 其中 X_i 为行业内第 i 个企业的销售额, <i>HHI</i> 越大,市场竞争程度越低, <i>HHI</i> 越小,市场竞争程度越高
<i>Year</i>	年度固定效应
<i>Ind</i>	行业固定效应

不高。另外, 国有控股虚拟变量 *Nature* 均值为 0.139, 表示在样本中只有 13.9% 的国有企业, 多数为民营企业; *RD* 的观测值仅有 879 326 个(其他变量观测值为 1 447 614 个), 说明数据库中该变量存在大量的缺失值。

四、实证结果与分析

(一) 模型设计与计量方法

为了检验中国选择性产业政策对企业创新能力的影响, 本文参考黎文靖和郑曼妮^[12]的做法构建如下模型进行回归分析:

$$Innov_{it} = \alpha + \beta_1 Policy_{it} (Policy1_{it}, Policy2_{it}) + \beta_2 Control_{it} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, 被解释变量为企业创新能力, 具体以第 *i* 个企业第 *t* 年新产品产值占工业总产值的比重 (*Innov*) 表示, 在稳健性检验部分替换为企业研发投入 (*RD*) 及企业是否参与创新 (*Innov_part*); *Policy*、*Policy1* 和 *Policy2* 为政策虚拟变量, 其系数 β_1 是我们重点关心的政策效应系数, 它反映了选择性产业政策对被扶持行业内企业创新能力的影响幅度; *Control* 为控制变量组; *Year* 和 *Ind* 分别为年度固定效应和行业固定效应; ε 为随机扰动项。

由于样本企业许多年份存在新产品产值和研发投入为 0 的现象, 这导致被解释变量新产品产值占比 (*Innov*) 及研发投入 (*RD*) 的概率分布变为混合分布 (Mixed distribution, 由一个离散点与一个连续分布组成)。在这种情况下, 如果用 OLS 来估计, 无论使用的是整体样本, 还是去掉离散点后的子样本, 都不能得到一致的估计, 所以更适合采用归并回归 (Tobit 模型)。因此, 在接下来对 *Innov* 和 *RD* 的回归中, 我们均采用 Tobit 模型进行估计。

(二) 结果分析

表 2 报告了模型 (1) 的回归结果。其中, 第 (1) 列是对选择性产业政策是否影响全样本企业创新能力的回归结果, *Policy* 的系数值为 0.561, 并在 1% 的水平上高度显著, 这说明, 在给定其他因素不变的条件下, 受选择性产业政策扶持企业的新产品产值占比要显著高于未受扶持企业, 也就是说, 选择性产业政策显著地提高了被扶持企业的创新能力。进一步地, 为了捕捉不同程度的

表 2 选择性产业政策与企业创新能力回归结果

	全样本 (1) Tobit	重点扶持企业 (2) Tobit	一般扶持企业 (3) Tobit	国有企业 (4) Tobit	民营企业 (5) Tobit
<i>Policy</i>	0.561 *** (0.009 44)			0.736 *** (0.015 7)	0.492 *** (0.011 9)
<i>Policy1</i>		0.279 *** (0.009 8)			
<i>Policy2</i>			0.587 *** (0.009 88)		
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-3.004 *** (0.014 5)	-3.012 *** (0.017 7)	-2.998 *** (0.016)	-2.604 *** (0.025)	-3.019 *** (0.017 8)
观测值	1 447 614	1 101 728	1 273 175	200 954	1 246 660
R^2	0.106	0.088	0.100	0.239	0.076
系数 β_1 组间差异性 <i>suest</i> 检验			显著		显著

注: 括号内数值为标准误, *, ** 与 *** 分别表示 10%、5% 与 1% 的显著性水平。

产业政策对企业创新的异质性作用, 我们对重点扶持企业和一般扶持企业进行了分组回归, 估计结果如第 (2) ~ (3) 列所示, 从 *Policy1* 和 *Policy2* 的系数值均在 1% 的水平上显著为正可知, 选择性产业政策对重点扶持企业和一般扶持企业的创新能力都具有明显的激励效应, 但两组估计结果中系数 β_1 的组间 *suest* 检验在 1% 的水平上显著, 且重点扶持企业的系数值明显小于一般扶持企业 (0.279 < 0.587), 出现这种情况的原因可能在于, 重点扶持企业一般为新兴产业, 正处在培育发展阶段, 技术和市场仍不成熟, 因此导致新产品产出低于较为成熟的一般扶持企业, 但总而言之, 选择性产业政策

确实显著地提高了企业的创新能力。

此外,我们还根据产权性质进行了分组估计。结果如第(4)~(5)列所示,可以看出,不管是国有企业还是民营企业,政策变量 *Policy* 的系数值均为正且在 1% 的水平上显著,这说明,选择性产业政策可以同时提高国有企业和民营企业的创新能力。需要注意的是,两组结果中系数 β_1 的 *suest* 检验同样在 1% 的水平上显著,但这主要是因为系数值不同造成的,并不影响显著性水平。在之后的国有企业和民营企业分组估计中我们均对主要变量的系数进行了组间 *suest* 检验,我们发现所有的 *suest* 检验均在 1% 的水平上显著,限于篇幅,我们在之后的结果分析中只给出了 *suest* 检验的显著性,不再一一进行分析。

(三) 作用机制检验

上述结果表明了中国选择性产业政策对企业创新能力的促进效应。本文在理论分析部分提及,中国选择性产业政策的主要手段包括财政补贴、税收优惠和市场准入等,那么选择性产业政策究竟是通过哪种手段对企业的创新能力产生促进效应的?在本部分,我们将逐一进行检验。

在模型设计上,我们利用温忠麟等^[30]在 Sobel 检验的基础上构造的中介效应检验程序来识别选择性产业政策影响企业创新的作用机制。检验模型设计如下:

$$Innov_{it} = \alpha + \beta_1 Policy_{it} + \beta_2 Control_{it} + \sum Year + \sum Ind + \mu_1 \quad (2)$$

$$Med_{it} = \alpha + \delta_1 Policy_{it} + \sum Year + \sum Ind + \mu_2 \quad (3)$$

$$Innov_{it} = \alpha + \gamma_1 Policy_{it} + \gamma_2 Med_{it} + \gamma_3 Control_{it} + \sum Year + \sum Ind + \mu_3 \quad (4)$$

其中 *Med* 为作用机制变量,以选择性产业政策的扶持手段表示,具体包括财政补贴(*Sub*)、税收优惠(*Tax*)和市场竞争程度(*HHI*),变量具体定义见表 1。 μ 为随机扰动项,其他各项与模型(1)定义相同。中介效应由 $\delta_1 \times \gamma_2$ 衡量, δ_1 、 γ_2 全部显著表明中介效应显著, δ_1 、 γ_2 至少一个不显著则需进行 Sobel 检验,若 Sobel 检验显著则表明中介效应显著。需要说明的是,在 Sobel 检验中,5% 显著性水平的统计量临界值为 0.97 左右^[31]。

1. 选择性产业政策 → 财政补贴 → 企业创新。表 3 汇报了选择性产业政策是否会通过财政补贴影响企业创新的回归结果。第(1)~(3)列是对全样本企业的回归,从第(3)列中财政补贴 *Sub* 的估计系数为 0.185 且在 10% 的水平上显著可知,财政补贴对企业创新具有一定的正向效应。进一步地,系数 δ_1

表 3 作用机制检验: 财政补贴

	全样本企业			国有企业			民营企业		
	(1) Tobit <i>Innov</i>	(2) Tobit <i>Sub</i>	(3) Tobit <i>Innov</i>	(4) Tobit <i>Innov</i>	(5) Tobit <i>Sub</i>	(6) Tobit <i>Innov</i>	(7) Tobit <i>Innov</i>	(8) Tobit <i>Sub</i>	(9) Tobit <i>Innov</i>
<i>Policy</i>	0.561*** (0.00944)	0.00424*** (0.000420)	0.561*** (0.00944)	0.739*** (0.0157)	0.00334*** (0.000831)	0.736*** (0.0157)	0.491*** (0.0118)	0.00490*** (0.000483)	0.492*** (0.0119)
<i>Sub</i>			0.185* (0.110)			-1.280*** (0.203)			0.841*** (0.145)
<i>Control</i>	Yes	—	Yes	Yes	—	Yes	Yes	—	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-3.004*** (0.0145)	-0.0519*** (0.000312)	-3.004*** (0.0145)	-2.609*** (0.0250)	-0.0422*** (0.000534)	-2.604*** (0.0250)	-3.017*** (0.0178)	-0.0573*** (0.000388)	-3.019*** (0.0178)
观测值	1447614	1447614	1447614	200954	200954	200954	1246660	1246660	1246660
R^2	0.106	0.253	0.106	0.238	0.172	0.239	0.076	0.147	0.082
Sobel 检验	δ_1, γ_2 显著, 无需 Sobel 检验			δ_1, γ_2 显著, 无需 Sobel 检验			δ_1, γ_2 显著, 无需 Sobel 检验		
中介效应	显著			显著			显著		
系数 δ_1, γ_2							显著		
<i>suest</i> 检验							显著		

注: 括号内数值为标准误, *、** 与 *** 分别表示 10%、5% 与 1% 的显著性水平。

和 γ_2 均显著为正表明,来自财政补贴的中介效应显著,无需进行 Sobel 检验,也就是说,总体上选择性产业政策对企业创新的促进效应可以通过财政补贴机制实现。第(4)~(6)列和第(7)~(9)列分别对国有企业样本和民营企业样本进行了估计分析,其中,在对国有企业样本的估计结果中,系数 δ_1 和 γ_2 均显著,无需进行 Sobel 检验,但系数 γ_2 显著为负,说明选择性产业政策的财政补贴机制对国有企业的创新能力具有显著的负向效应,而在对民营企业样本的回归结果中,系数 δ_1 和 γ_2 均显著为正,这说明,财政补贴是选择性产业政策促进民营企业创新的重要机制。出现上述结果的原因在于:国有企业更容易获得产业政策的倾斜,因此会出于“寻找扶持”的动机更多地进行“策略性”创新,而民营企业被政策扶持时,由于资源约束得以有效缓解,更倾向于进行“实质性”创新^[12]。另外,相较于民营企业,由于高管目标函数和企业最终目标的差异,国有企业的创新动力不足,对产业政策的直接干预反应不够敏感。因此,从以新产品为表征的创新能力来看,选择性产业政策采取的财政补贴这一直接干预机制只能促进民营企业创新,对国有企业的创新行为甚至存在着显著的负向效应。

2. 选择性产业政策 → 税收优惠 → 企业创新。表4汇报了选择性产业政策是否会通过税收优惠影响企业创新的回归结果。第(1)~(3)列是对全样本企业的回归,从第(3)列税收优惠 *Tax* 的估计系数为 -3.752 且在 1% 的水平上显著可知,税收优惠对企业创新具有明显的促进作用。进一步地,系数 δ_1 和 γ_2 均显著为负表明,来自税收优惠的中介效应显著,无需进行 Sobel 检验,因此,总体上来讲,税收优惠是选择性产业政策促进企业创新的重要作用机制。在第(4)~(6)列和第(7)~(9)列的分组回归结果中,由系数 δ_1 和 γ_2 均显著为负可知,选择性产业政策通过税收优惠既可以提高国有企业的创新能力又可以提高民营企业的创新能力。这主要是因为:相较于财政补贴机制而言,税收优惠机制更注重市场的作用,能够有效避免激励扭曲和政企寻租风险等主观因素的干扰,因此对国有企业创新同样具有明显的激励效应。

表4 作用机制检验:税收优惠

	全样本企业			国有企业			民营企业		
	(1) Tobit <i>Innov</i>	(2) OLS <i>Tax</i>	(3) Tobit <i>Innov</i>	(4) Tobit <i>Innov</i>	(5) OLS <i>Tax</i>	(6) Tobit <i>Innov</i>	(7) Tobit <i>Innov</i>	(8) OLS <i>Tax</i>	(9) Tobit <i>Innov</i>
<i>Policy</i>	0.573 *** (0.009 45)	-0.002 99 *** (0.000 075)	0.561 *** (0.009 44)	0.738 *** (0.015 7)	-0.004 21 *** (0.000 166)	0.736 *** (0.015 7)	0.507 *** (0.011 9)	-0.002 51 *** (0.000 084)	0.492 *** (0.011 9)
<i>Tax</i>			-3.752 *** (0.106)			-0.849 *** (0.193)			-4.697 *** (0.125)
<i>Control</i>	Yes	—	Yes	Yes	—	Yes	Yes	—	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-3.027 *** (0.014 5)	0.003 12 *** (0.000 049)	-3.004 *** (0.014 5)	-2.607 *** (0.025 0)	0.001 15 *** (0.000 094)	-2.604 *** (0.025 0)	-3.052 *** (0.017 8)	0.004 24 *** (0.000 058)	-3.019 *** (0.017 8)
观测值	1 447 614	1 447 614	1 447 614	200 954	200 954	200 954	1 246 660	1 246 660	1 246 660
R^2	0.105	0.015	0.106	0.239	0.034	0.240	0.074	0.014	0.082
Sobel 检验	δ_1, γ_2 显著, 无需 Sobel 检验			δ_1, γ_2 显著, 无需 Sobel 检验			δ_1, γ_2 显著, 无需 Sobel 检验		
中介效应	显著			显著			显著		
系数 δ_1, γ_2							显著		
suest 检验							显著		

注:括号内数值为标准误,*、**与***分别表示10%、5%与1%的显著性水平。

3. 选择性产业政策 → 市场准入 → 企业创新。表5汇报了选择性产业政策是否会通过放宽市场准入条件影响企业创新的回归结果。第(1)~(3)列是对全样本企业的回归,其中,第(3)列中 *HHI* 的系数在 1% 的水平上显著为负,这说明市场竞争程度的提高可以有效地促进企业的创新行为,进一步地,系数 δ_1 和 γ_2 均显著为负表明,市场准入机制的中介效应显著,无需进行 Sobel 检验,因此,总体上来讲,市场准入是选择性产业政策促进企业创新的重要作用机制。在第(4)~(6)列和第(7)~

(9) 列的分组回归结果中,系数 δ_1 和 γ_2 均在 1% 的水平上显著为负,这说明,选择性产业政策通过市场准入机制可以同时提高国有企业和民营企业的创新能力。这是因为:中国产业内企业的技术水平差距相对较小且竞争激烈^[32],在这样的产业环境中,企业具有强烈的“逃离”动力,会通过创新来摆脱产业内其他竞争企业,因此,在选择性产业政策降低市场准入条件后,迫于竞争的压力,国有企业也不得不通过企业创新来提升自己的市场势力。

表 5 作用机制检验:市场准入

	全样本企业			国有企业			民营企业		
	(1) Tobit	(2) OLS	(3) Tobit	(4) Tobit	(5) OLS	(6) Tobit	(7) Tobit	(8) OLS	(9) Tobit
	<i>Innov</i>	<i>HHI</i>	<i>Innov</i>	<i>Innov</i>	<i>HHI</i>	<i>Innov</i>	<i>Innov</i>	<i>HHI</i>	<i>Innov</i>
<i>Policy</i>	0.611 *** (0.009 01)	-0.005 03 *** (0.000 011)	0.561 *** (0.009 44)	0.752 *** (0.015 3)	-0.005 35 *** (0.000 037)	0.736 *** (0.015 7)	0.551 *** (0.011)	-0.004 97 *** (0.000 011)	0.492 *** (0.011 9)
<i>HHI</i>			-10.11 *** (0.588)			-2.944 *** (0.642)			-12.04 *** (0.928)
<i>Control</i>	Yes	—	Yes	Yes	—	Yes	Yes	—	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-2.986 *** (0.014 5)	0.002 14 *** (0.000 007)	-3.004 *** (0.014 5)	-2.600 *** (0.024 9)	0.002 07 *** (0.000 021)	-2.604 *** (0.025)	-2.994 *** (0.017 6)	0.002 08 *** (0.000 008)	-3.019 *** (0.017 8)
观测值	1 447 614	1 447 614	1 447 614	200 954	200 954	200 954	1 246 660	1 246 660	1 246 660
R^2	0.104	0.799	0.106	0.238	0.794	0.238	0.076	0.816	0.082
Sobel 检验	δ_1, γ_2 显著, 无需 Sobel 检验			δ_1, γ_2 显著, 无需 Sobel 检验			δ_1, γ_2 显著, 无需 Sobel 检验		
中介效应	显著			显著			显著		
系数 δ_1, γ_2							显著		
suest 检验	显著								

注:括号内数值为标准误,*、**与***分别表示10%、5%与1%的显著性水平。

五、稳健性检验

(一) 缓解内生性问题:工具变量法(IV)

模型(1)估计结果的可信性依赖于选择性产业政策虚拟变量 *Policy* 是外生的,但现实中,这一假定可能并不成立,这是因为,政府部门可能会基于多种宏观因素对某个产业进行扶持(比如,政府有强烈的动机对引领经济发展或者具有高附加值的产业进行扶持),这便使得选择性产业政策具有一定的内生性,采用模型(1)进行估计分析时便可能无法得到一致估计。因此,有必要采用更为严谨的计量方法以缓解选择性产业政策的内生性问题。

现有文献主要用工具变量法(IV)来解决内生性问题。工具变量的选择需要满足两个条件:一是相关性,是指工具变量需与内生变量相关;二是外生性,是指工具变量需与随机扰动项不相关。我们认为,政府选择被扶持产业的重要依据之一是产业对经济增长的相对重要性,即产业份额,而某个产业的总产值占比可以作为产业份额的合理代理变量。产业份额虽然能够影响一个产业是否被扶持的概率,但对微观层面的企业创新不会产生系统的影响,因此满足工具变量的选择条件。需要注意的是,由于选择性产业政策 *Policy* 为虚拟变量,直接使用产业份额作为工具变量可能会出现弱工具变量性。因此,我们参考宋凌云和王贤彬^[3]的做法,首先利用 Probit 模型估计出产业被选择性产业政策扶持的概率,然后利用该概率作为工具变量,具体模型设计如下:

$$\text{prob}\{Policy_{jt} = 1\} = \alpha + \beta_1 \text{output_ratio}_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (5)$$

其中 j, t 分别表示产业和年份, output_ratio_{jt} 表示第 j 个产业第 t 年的产业份额,用 j 产业总产值占所有产业产值的比重表示。

工具变量的估计结果如表 6 所示。在所有列中, Kleibergen-Paap Wald 统计量均远大于临界值 10,这说明在第一阶段回归中,工具变量与选择性产业政策变量具有较高的相关性,不存在弱工具变量问题。具体看第二阶段的估计结果,第(1)列是对全样本企业的回归,选择性产业政策的代理变量

Policy 的系数值等于 0.086 6 且在 1% 的水平上显著,第(2)~(3)列是对国有企业样本和民营企业样本的回归,可以看出,*Policy* 的系数值均在 1% 的水平上显著为正,这些结果与表 2 的结果相吻合。因此,即使缓解了可能存在的内生性问题,本文的结论依然保持不变。

(二) 排除其他干扰因素: 双重差分法 (DID)

双重差分模型可以通过两次差分有效地剔除其他干扰因素的影响,因此,为了使本文的结论更为严谨,我们参考余明桂等^[13]的做法,利用“十一五”规划中对被扶持产业的调整,进一步地采用双重差分法进行了稳健性检验,模型设计如下:

$$\begin{aligned} Innov_{it} = & \alpha + \beta_1 DIDgroup_{it} + \beta_2 DIDtime_{it} + \beta_3 DIDgroup_{it} \times DIDtime_{it} \\ & + \beta_4 Control_{it} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

其中,*DIDgroup* 和 *DIDtime* 为两个虚拟变量:*DIDgroup* 等于 1 代表“十五”计划和“十一五”规划中都被扶持的企业(实验组),等于 0 代表在“十五”计划中被扶持但在“十一五”规划中不被扶持的企业(对照组);*DIDtime* 等于 1 表示“十一五”规划期间(2006—2010 年),等于 0 表示“十五”计划期间(2001—2005 年)。根据 DID 模型的原理,交互项系数 β_3 是我们重点关注的,它反映了剔除其他因素之后,选择性产业政策对实验组企业创新能力的影响。其他各项与模型(1)定义相同。

值得注意的是,DID 模型的使用需要一个重要前提,即事件发生前实验组与对照组之间应该满足平行变化趋势。为此,我们对实验组和对照组企业的新产品产值占比进行了平行趋势检验,结果如图 1 所示。可以看出,在选择性产业政策调整前(“十一五”规划之前),实验组和对照组的新产品产值占比基本上保持着相同的增长趋势^③,因此,本文样本数据符合 DID 模型的使用条件。此外,从图中可以看出,政策调整后,实验组的新产品产值占比继续保持着较高的增长趋势,但对对照组的生长趋势明显放缓,这说明,选择性产业政策的调整对两组企业的创新能力产生了影响,但这种影响是否在统计上显著还需进一步检验。

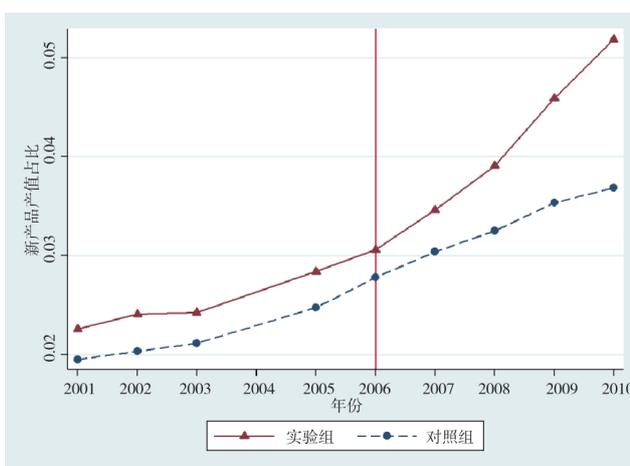


图 1 新产品产值占比平行趋势

DID 的估计结果如表 7 所示。第(1)列是全样本回归结果,我们所关心的交互项系数在 1% 的水平上显著为正,这说明,与对照组相比,在“十一五”规划期间,实验组企业的创新能力得到了显著提升。进一步地,第(2)~(3)列给出了国有企业样本和民营企业样本的回归结果,可以看出,*DIDgroup* 和 *DIDtime* 交互项系数无论在国有企业组还是民营企业组都在 1% 的水平上显著为正。以上结果表明,采

表 6 稳健性检验: 工具变量法

	全样本企业 (1) 2SLS	国有企业 (2) 2SLS	民营企业 (3) 2SLS
<i>Policy</i>	0.086 6*** (0.004 58)	0.209*** (0.005 29)	0.022 1*** (0.006 91)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.118*** (0.001 39)	-0.180*** (0.003 16)	-0.086 8*** (0.001 67)
观测值	1 447 614	200 954	1 246 660
R^2	0.043	0.109	0.030
Kleibergen-Paap Wald 统计量	281.36	248.78	189.69
系数 β_1 suest 检验			显著

注: 括号内数值为标准误,*、**与***分别表示 10%、5%与 1% 的显著性水平。

用更为严谨的 DID 模型进行估计时,选择性产业政策依然可以显著地提升被扶持企业的创新能力,本文结论仍然不变。

(三) 改变企业创新的代理变量进行稳健性检验

以新产品产值作为企业创新的代理变量主要体现的是创新转化能力,而一个企业的创新能力还可以体现在创新投入上,因此在该部分我们采用企业研发投入(RD ,定义见表1)作为企业创新能力的代理变量进行稳健性检验。估计结果如表8第(1)~(3)列所示,我们重点关注政策变量 $Policy$ 的系数值及显著性,可以看出,在对被解释变量 RD 的估计中, $Policy$ 的系数值均为正且在 1% 的水平上显著,这说明,即

使以研发投入作为企业创新能力的代理变量,本文的结论依然不变。此外,企业是否参与创新也是企业创新能力的一种体现,因此,我们基于企业是否有新产品产出生成企业是否参与创新的二值变量 $Innov_part$,并基于 Logit 模型进行了估计,估计结果如表8第(4)~(6)列所示,可以看出,不管是全样本回归还是分组回归, $Policy$ 的系数值依然在 1% 的水平上显著为正,这再次证明,本文的结论是非常稳健的。

表7 稳健性检验:双重差分法

	全样本企业	国有企业	民营企业
	(1) Tobit	(2) Tobit	(3) Tobit
DID_{group}	-0.496 *** (0.009 60)	-0.399 *** (0.013 4)	-0.531 *** (0.015 8)
DID_{time}	0.138 *** (0.008 79)	-0.042 8 *** (0.012 2)	0.164 *** (0.011 3)
$DID_{group} \times DID_{time}$	0.118 *** (0.007 52)	0.092 8 *** (0.016 5)	0.137 *** (0.009 55)
Control	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes
常数项	-2.475 *** (0.019 7)	-1.808 *** (0.030 1)	-2.611 *** (0.028)
观测值	622 769	76 110	546 659
R^2	0.113	0.187	0.086
系数 β_3 suest 检验	显著		

注:括号内数值为标准误,*、**与***分别表示10%、5%与1%的显著性水平。

表8 稳健性检验:改变企业创新的代理变量

	企业研发投入(RD)			企业是否参与创新($Innov_part$)		
	全样本企业 (1) Tobit	国有企业 (2) Tobit	民营企业 (3) Tobit	全样本企业 (4) Logit	国有企业 (5) Logit	民营企业 (6) Logit
$Policy$	1.908 *** (0.040 7)	1.977 *** (0.078 4)	1.860 *** (0.048 3)	1.334 *** (0.024 3)	2.525 *** (0.060 5)	1.059 *** (0.027 9)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-9.449 *** (0.054 6)	-7.506 *** (0.113)	-9.622 *** (0.061 9)	-7.677 *** (0.033 6)	-9.520 *** (0.085 4)	-7.042 *** (0.038 5)
观测值	879 326	79 859	799 467	1 447 614	200 954	1 246 660
R^2	0.095	0.149	0.085	0.120	0.257	0.082
系数 β_1 suest 检验	显著			显著		

注:括号内数值为标准误,*、**与***分别表示10%、5%与1%的显著性水平。

六、进一步讨论:选择性产业政策对企业创新生存时间的影响

在前文的研究中我们已经详实地估计了中国选择性产业政策对企业创新能力的因果效应,发现中国选择性产业政策对企业创新能力具有显著的促进效应。但前文研究均从静态角度展开分析,并未涉及企业创新活动的生存时间问题。毛其淋和许家云^[33]认为,只有连贯持久的企业创新才能够提高经济的增长质量,保证国民经济的持续发展,有鉴于此,我们在该部分进一步地采用生存分析法考察了选择性产业政策对企业创新生存时间的影响,这有益于更全面地评估选择性产业政策对企业创新的影响效应,同样具有重要意义。生存分析法是一种把事件结果和结果生存时间结合起来分析的统计分析法^[34]。该方法最初主要应用于生物学和医学领域,近些年来,经济学领域的学者多用该方法研究对外贸易持续时间和企业生存等问题。本文基于以往学者的理论经验尝试采用该方法研究选择性产业政策对企业创新生存时间的影响。

(一) 模型设计

首先, 本文将企业创新生存时间定义为一个企业从开始新产品生产到停止新产品生产所经历的时间长度。其次, 为了避免企业进入或退出市场对企业新产品持续时间的影响, 我们只保留了在 2001—2010 年间持续经营的企业作为分析样本。另外, 在进行生存分析时通常还需要对数据删失问题进行处理, 对于左侧删失问题, 我们选取了首个年份 (2001 年) 无新产品产出但在 2002—2010 年间有新产品产出的企业作为最终样本, 而对于右侧删失问题, 生存分析法自身便可以很好地解决。

在计量模型的设计上, 参考已有文献^[34] 令 T_i 表示企业 i 的创新生存时间, 在离散时间模型中, 企业创新生存时间的重点在于企业创新在给定的时间区间 $[t_k, t_{k+1})$ ($k = 1, 2, \dots, k_{\max}$) 内终止的概率, 这一概率被称作离散时间危险率, 其计算公式为:

$$h_{ik} = P(T_i < t_{k+1} | T_i \geq t_k) = F(x_{ik}'\beta + \gamma_k) \quad (7)$$

其中, T_i 表示企业 i 创新持续的时间 ($i = 1, 2, \dots, n$); x_{ik} 为时间依存协变量; γ_k 为基准风险函数; $F(\cdot)$ 是概率分布函数, 其对所有的 i 和 k 都有 $0 \leq h_{ik} \leq 1$ 。引入一个二值离散变量 y_{ik} , 如果一个时间段在第 k 年终止, 取值为 1, 否则取值为 0。

进一步地, 我们采用离散时间 Cloglog 模型对选择性产业政策影响企业创新生存时间的问题展开研究。具体模型设计如下:

$$\text{Cloglog}(1 - h_j) = \alpha + \beta_1 \text{Policy}_{it} + \beta_2 \text{Control}_{it} + \sum \text{Year} + \sum \text{Ind} + \gamma_k + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中, 被解释变量为二值离散变量, 表示企业创新的终止风险率, γ_k 为区间基准危险率, Policy 为选择性产业政策虚拟变量, 其他变量定义与模型 (1) 相同。

(二) 结果分析

图 2、图 3 和图 4 分别汇报了选择性产业政策影响全样本企业、国有企业和民营企业创新的 Kaplan-Meier 生存曲线, 其中, 实线表示受产业政策扶持企业, 虚线表示未受产业政策扶持企业。可以看出, 图中被扶持企业的 Kaplan-Meier 生存曲线相对靠右上方, 这说明, 在全样本企业、国有企业和民营企业中, 被扶持企业所面临的创新终止风险率都明显低于未被扶持企业, 也就是说, 相较于未被扶持企业, 被扶持企业的创新生存时间更长。此外, 我们基于 Log-Rank 检验方法对实验组和对照组企业的生存时间进行了水平间的整体

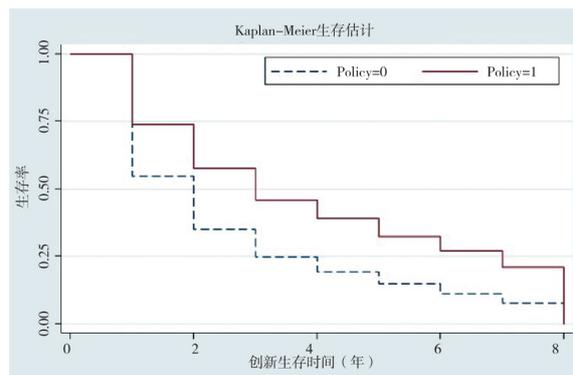


图 2 全样本企业创新生存曲线

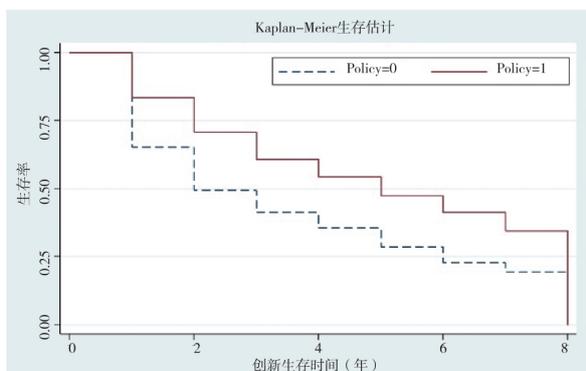


图 3 国有企业创新生存曲线

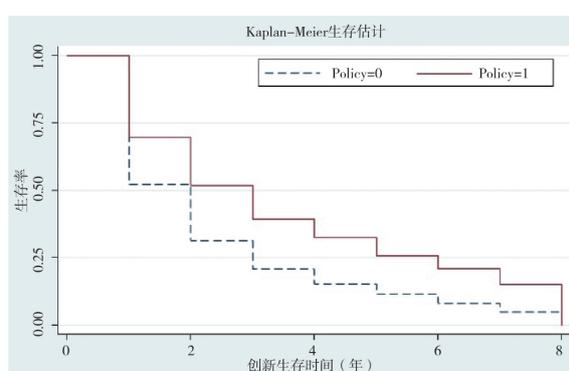


图 4 民营企业创新生存曲线

比较,检验结果显示,全样本、国有企业样本和民营企业样本的 Log-Rank 统计量分别为 413.92、74.99 和 270.23,它们对应的 p 值均远小于 1%,这说明,从水平间的整体比较来看,被扶持企业的创新生存时间同样显著地高于未被扶持企业。

进一步地,我们根据模型(8)对选择性产业政策影响企业创新生存时间的问题进行了 Cloglog 模型估计,估计结果如表 9 所示。第(1)列为全样本回归结果,政策虚拟变量 *Policy* 的系数为负且在 1%的水平上显著,这表明,选择性产业政策显著地降低了被扶持企业创新活动的终止风险率,也就是说,选择性产业政策有利于延长企业创新的生存时间。第(2)列和第(3)列汇报了国有企业样本和民营企业样本的回归结果,从政策变量 *Policy* 的系数在 1%的水平上显著为负可知,选择性产业政策可以同时延长国有企业和民营企业创新的生存时间。

综上,Kaplan-Meier 生存曲线、Log-Rank 检验方法和 Cloglog 模型的估计结果都一致地表明,选择性产业政策显著地延长了企业创新的生存时间。这主要是因为:(1)对于民营企业而言,在长期面临“金融歧视”的情况下,选择性产业政策的扶持直接为企业提供了额外的资金,缓解了企业持续创新所面临的资金约束,因此有利于企业创新生存时间的延长;(2)对于国有企业而言,虽然财政补贴这一直接扶持手段不能对企业创新产生正面影响,但在市场准入门槛降低的情况下,国有企业要想在竞争激烈的市场环境下生存就必须持续地进行创新活动,以保证企业的成长活力。

七、结论与政策建议

自二十世纪“七五”计划开始,中国长期地使用选择性产业政策来调节产业结构和促进经济增长,尽管产业政策是大多数发展中国家和发达国家都曾经或正在采用的一项经济促进政策,但其有效性在国内备受争议。本文以国家“五年计划(规划)”为切入点,以企业创新为视角,基于 2001—2010 年中国工业企业数据经验分析了中国选择性产业政策的有效性。结果显示:(1)中国选择性产业政策整体上可以显著地提升国有企业和民营企业中以新产品产值为表征的创新能力;(2)选择性产业政策对企业创新的促进作用可以通过财政补贴、税收优惠和市场准入机制实现,但与民营企业相比,国有企业只能通过税收优惠和市场准入机制提高创新能力,财政补贴机制反而对国有企业的创新能力具有显著的负向效应;(3)选择性产业政策可以明显地延长国有企业和民营企业的创新生存时间。

本文从新产品这一全新的视角研究中国选择性产业政策对企业创新及创新生存时间的影响,不仅从侧面回应了“林张之争”,而且补充了选择性产业政策对企业创新影响的研究成果,具有一定的学术贡献。与此同时,本文的研究结论也给予了政府部门重要的政策启示:

(1) 创新是企业核心竞争力的主要来源,也是经济增长的根本动力,本文的结论显示,中国选择性产业政策显著地提高了企业的创新能力并延长了企业创新的生存时间,充分肯定了政策的有效性。因此,选择性产业政策在中国仍然有很大的实施空间,当前中国正处在“三期叠加”的敏感阶段,在经济增速下行的压力下,若完全放弃政府对市场的干预可能会造成中国经济断崖式下滑。所以,选择性产业政策是否有效显然是个伪命题,其仍然是中国产业结构转型和经济增长的重要保障。

(2) 本文的研究结论表明,选择性产业政策对企业创新的作用机制在国有企业和民营企业之间

表 9 选择性产业政策与企业创新生存时间

	Cloglog 模型估计结果		
	全样本企业 (1) Cloglog	国有企业 (2) Cloglog	民营企业 (3) Cloglog
<i>Policy</i>	-0.575 *** (0.026 7)	-1.204 *** (0.064)	-0.444 *** (0.030 2)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes
常数项	3.388 *** (0.035 8)	4.527 *** (0.090 2)	3.050 *** (0.039 9)
Log likelihood	-59 289.022	-13 095.627	-45 488.271
观测值	188 072	33 770	154 302
系数 β_1 suest 检验			显著

注:括号内数值为标准误,*、**与***分别表示 10%、5%与 1%的显著性水平,Log likelihood 为对数似然值。

存在着较大差异,国有企业只能通过税收优惠和市场准入机制提高创新能力,财政补贴这一直接干预机制甚至会对国有企业的创新能力产生显著的负向效应,因此,政府一方面应该继续深化国企改革,进一步消除国有企业和民营企业之间的异质性,提高选择性产业政策的实施效率,另一方面应该针对不同产权性质的企业制定不同的政策,民营企业继续以缓解创新资金约束的直接扶持为主,而国有企业应以间接的市场引导为主。

注释:

- ①限于篇幅,描述性统计特征不再列示,但结果备索。
 ②黎文靖和郑曼妮^[12]将“策略性”创新定义为以外观和实用新型专利为表征的创新,将“实质性”创新定义为以发明专利为表征的技术创新,工业企业新产品的产出更多地依靠发明型技术创新而非外观和实用新型。
 ③由于新产品产值2004年的数据缺失,所以图中2003—2005年间为直线。

参考文献:

- [1] LALL S. Comparing national competitive performance: an economic analysis of world economic forum's competitiveness index [R]. QEH working paper 2001, No. 61.
 [2] 江飞涛,李晓萍. 直接干预市场与限制竞争: 中国产业政策的取向与根本缺陷[J]. 中国工业经济, 2010(9): 26-36.
 [3] 宋凌云,王贤彬. 重点产业政策、资源重置与产业生产率[J]. 管理世界, 2013(12): 63-77.
 [4] 步丹璐,屠长文,罗宏. 产业政策能否缓解市场分割? ——基于企业异地股权投资视角的实证研究[J]. 产业经济研究, 2017(6): 75-88.
 [5] 韩永辉,黄亮雄,王贤彬. 产业政策推动地方产业结构升级了吗? ——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验[J]. 经济研究, 2017(8): 33-48.
 [6] 宋凌云,王贤彬. 产业政策的增长效应: 存在性与异质性[J]. 南开经济研究, 2016(6): 78-93.
 [7] POWELL B. State development planning: did it create an east Asian miracle? [J]. Review of Austrian economics, 2005, 18(3/4): 305-323.
 [8] 王克敏,刘静,李晓溪. 产业政策、政府支持与公司投资效率研究[J]. 管理世界, 2017(3): 113-124.
 [9] 韩超,肖兴志,李姝. 产业政策如何影响企业绩效: 不同政策与作用路径是否存在影响差异? [J]. 财经研究, 2017(1): 122-133.
 [10] ROMER P M. Endogenous technological change [J]. Journal of political economy, 1990, 98(5): S71-S102.
 [11] 林毅夫. 新结构经济学——重构发展经济学的框架[J]. 经济学(季刊), 2010(1): 1-32.
 [12] 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.
 [13] 谭周令. 产业政策激励与中国制造业企业自主创新——来自于中国A股上市公司的证据[J]. 当代经济科学, 2017(5): 59-65.
 [14] 余明桂,范蕊,钟慧洁. 中国产业政策与企业技术创新[J]. 中国工业经济, 2016(12): 5-22.
 [15] 孟庆玺,尹兴强,白俊. 产业政策扶持激励了企业创新吗? ——基于“五年规划”变更的自然实验[J]. 南方经济, 2016(12): 1-25.
 [16] FREEMAN C, SOETE L. Developing science, technology and innovation indicators: what we can learn from the past [J]. Research policy, 2009, 38(4): 583-589.
 [17] 黄先海,陈勇. 论功能性产业政策——从WTO“绿箱”政策看我国的产业政策取向[J]. 浙江社会科学, 2003(2): 68-72.
 [18] 王君,周振. 从供给侧改革看我国产业政策转型[J]. 宏观经济研究, 2016(11): 114-121.
 [19] BROWN J, MARTINSSON G, PETERSEN B. Do financing constraints matter for R&D [J]. European economic review, 2012, 56(8): 1512-1529.

- [20] ABOODY D, LEV B. Information asymmetry, R&D, and insider gains [J]. *Journal of finance*, 2000, 55(6): 2747-2766.
- [21] 余明桂, 回雅甫, 潘红波. 政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性[J]. *经济研究* 2010(3): 65-77.
- [22] 邵敏, 包群. 政府补贴与企业生产率: 基于我国工业企业的经验分析[J]. *中国工业经济* 2012(7): 70-82.
- [23] CHOI S B, LEE S H, WILLIAMS C. Ownership and firm innovation in a transition economy: evidence from China [J]. *Research policy*, 2011, 40(3): 441-452.
- [24] HASHMI A. Competition and innovation: the inverted-U relationship revisited [J]. *Review of economics and statistics*, 2013, 95(5): 1653-1668.
- [25] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. *世界经济* 2012(5): 142-158.
- [26] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y F. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. *Journal of development economics*, 2012, 97(2): 339-351.
- [27] 王桂军, 曹平. “营改增”对制造业企业自主创新的影响—兼议制造业企业的技术引进[J]. *财经研究*, 2018(3): 4-19.
- [28] 逯东, 朱丽. 市场化程度、战略性新兴产业政策与企业创新[J]. *产业经济研究* 2018(2): 65-77.
- [29] 禹心郭, 李瑞, 任颀. 混合所有制结构、CEO来源与企业创新绩效[J]. *南京财经大学学报* 2018(1): 1-10.
- [30] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. *心理学报*, 2004(5): 614-620.
- [31] 潘彬, 金雯雯. 货币政策对民间借贷利率的作用机制与实施效果[J]. *经济研究*, 2017(8): 78-93.
- [32] 张杰, 郑文平, 翟福昕. 竞争如何影响创新: 中国情景的新检验[J]. *中国工业经济* 2014(11): 56-68.
- [33] 毛其淋, 许家云. 中国企业对外直接投资是否促进了企业创新[J]. *世界经济* 2014(8): 98-125.
- [34] 林常青. 中国对美国出口贸易持续时间及影响因素的研究[J]. *国际贸易问题* 2014(1): 61-70.

(责任编辑: 李 敏)

Selective industrial policy ,corporate innovation and innovation survival time: empirical evidence from Chinese industrial enterprise

CAO Ping , WANG Guijun

(Business School , Guangxi University , Nanning 530004 , China)

Abstract: The paper takes the “Five-Year Plan” of central government as the entry point and uses the data of Chinese industrial enterprises from 2001 to 2010 to analyze the micro-effects of China’s selective industrial policies on corporate innovation. The results show that selective industrial policies can significantly improve the innovative capability of supported enterprises represented by new products. This conclusion has passed various robustness tests such as instrumental variable method and difference in differences method. Further, the examination of the mediating effect shows that the selective industrial policy’s role in promoting corporate innovation can be achieved through fiscal subsidies, tax incentives, and market access mechanisms. However, compared with private enterprises, state-owned enterprises can only improve their innovation ability through tax incentives and market access mechanisms. The direct intervention mechanism of fiscal subsidies even has a significant negative effect on the innovation ability of state-owned enterprises. This paper also studies the influence of selective industrial policies on the survival time of corporate innovation based on survival analysis method, and the results show that selective industrial policies can significantly prolong the survival time of corporate innovation. This conclusion not only enriches the relevant literature research, but also gives government important policy enlightenment, and provides theoretical support for the formulation of subsequent industrial policies.

Key words: selective industrial policy; corporate innovation; survival analysis method; innovation survival time