

政策驱动型创新

——来自中国的研究

肖沫 袁晗*

摘要: 政府的政策往往难以准确度量, 地方政府有许多正式或非正式的政策工具可以使用, 导致这一问题在中国更为突出。本文提出可以通过计算各省官方报纸中提到“专利”一词的文章数量, 并用总文章数量对其平减调整, 以此来衡量政府支持创新的政策力度。基于此本文研究了这些创新政策措施对2001—2010年上市公司的专利活动的影响。由于各省发生的救灾活动可能会争夺政府对创新的关注和资源, 因此本文利用其作为工具变量来处理政策的内生性问题。结果显示, 政府的创新政策在增加了上市公司专利申请数量的同时并没有降低其质量, 这种影响在广延边际上最为突出。此外, 非国有企业对创新政策的反应更强烈, 部分原因是它们更有可能处于广延边际。

关键词: 创新政策; 专利; 地方政府

中图分类号: F403.6; F204

JEL 分类号: O38; L5; P30

一、引言

近几十年来, 中国的专利统计数据迅速增加。从1997年到2021年, 向国家知识产权局(SIPO)提交的专利申请数量年均增长率为22.4%¹。根据世界知识产权组织的数据(WIPO, 2021), 中国国家知识产权局在2020年收到150万份发明专利申请, 是数量最多的; 其次是美国专利商标局(USPTO), 收到了60万份申请²。中国企业也是世界知识产权组织专利合作条约(PCT)下国际专利的主要申

* 肖沫, 亚利桑那大学埃勒管理学院, E-mail: mxiao@arizona.edu; 袁晗(通信作者), 中山大学管理学院, E-mail: yuanh58@mail.sysu.edu.cn。作者感谢匿名审稿人和编辑部的宝贵意见, 当然文责自负。

1 根据SIPO的数据, 国内申请人在1997年申请了12713项发明专利, 2021年申请了1585663项发明专利。详细统计数据见<https://www.cnipa.gov.cn/>。

2 中国的专利制度是以欧洲制度为蓝本的。在中国有三种类型的专利: 发明专利、实用新型专利和外观设计专利。顾名思义, 发明专利是最有价值的专利, 在各国之间更具有可比性[参见Lin et al. (2004)对中国专利法的概述]。我们在本文中只关注发明专利。

请者：华为和 OPPO 分别是 2021 年申请数量排名第一位和第六位的申请者³。

尽管中国在专利创新领域取得了这些成就，但仍有怀疑的声音，甚至国家知识产权局也对中国目前专利的质量感到担忧。根据国家知识产权局发布的《2014 年中国有效专利年度报告》，外国申请专利的平均寿命为 7.5 年，而国内申请专利的平均寿命为 3.8 年。许多现实的事例表明地方政府是根据专利申请的数量来制定政策目标的。因此，我们有理由怀疑，在这些专利中可能存在缺乏实质性技术进步的现象（China Power Team, 2016）。

围绕这一话题，学术界对各种形式的政府创新补贴的作用持不同观点。Li (2012) 以及后续的 Dang and Motohashi (2015) 研究了专利补贴（例如报销申请费）并发现其对于促进创新有积极作用。Boeing (2016) 则发现上市公司获得的研发补贴通常是中性的，即净研发支出并没有增加。Guo et al. (2016) 发现中小型科技企业创新基金（Innofund）具有积极作用，并且在筛选系统的权力下放后这种积极作用被进一步放大了。虽然没有直接研究政府政策，但 Hu et al. (2017) 发现，专利和研发投入之间的关联性以及专利和劳动生产率之间的关联性已经变弱，这表明与政策有关的申请专利的动机可能发挥了重要作用。

此外，我们重点研究了国有企业（SOEs）在中国的创新进程中所扮演的角色。世界银行在《2030 年的中国》报告中得出的结论是，与其他企业相比，中国的国有企业“在将资源转化为专利和创新方面效率不高”（国务院发展研究中心和世界银行，2013）。《经济学人》杂志一篇特别报道中提到的几个事例也认为“如果说中国正在变得更加创新，这其中私营部门做出了主要贡献”（The Economist, 2015）。然而，如果我们看一下 2017 年专利授权量排名前十的公司，其中八家都是国有企业⁴。各种出版物的报道有着不同的观点。

一些研究进一步考察了国有企业和非国有企业对政府创新政策的反应是否不同。Boeing et al. (2016) 的研究发现私有企业的研发收益高于国有企业。Fang et al. (2017)、Chen et al. (2021) 对国有企业的专利行为的研究则得出相反的结论，其中，Fang et al. (2017) 发现私有化通常伴随着更多的专利，而 Chen et al. (2021) 则发现国有企业更善于申请专利，并且专利申请在私有化之后减少。

随着研究文献的发展演进，一个共同的研究难题是，很难全面衡量促进创新的政策措施。不同行政级别的政府有许多政策工具可供支配——这些政策工具可以是正式的（如补贴、税收优惠），也可以是非正式的（如更容易的银行贷

3 参见 https://www.wipo.int/pressroom/en/articles/2022/article_0002.html。

4 前十大上市公司的名单参见 <http://ip.people.com.cn/n1/2018/0118/c179663-29773618.html>。华为和 OPPO 是唯一二的非国有企业。

款、更方便的审批程序)。很多时候, 研究人员只关注到有限的正式政策, 这些政策往往缺乏变化或与其他政策高度相关。更重要的是, 这些正式措施忽略了政府政策中更“软”的部分, 而这部分政策在转型经济体中通常发挥着关键作用。

为了补充目前的文献研究, 我们提出了一个利用各省党委官方报纸的信息来衡量省级政府支持创新政策力度的方法。具体来说, 我们计算各省级报纸中提到“专利”的文章数量, 并用总文章数量对其进行平减。我们认为, 各省官方报纸可以提供关于党政机关相关政策的信息, 因为它们是作为政府的喉舌进行信息传播的。由于创新政策可能是多维的, 如果这些政策相互关联, 而我们未能测量其中的一些政策, 那么未观察到的政策就会成为遗漏变量, 并可能导致对政策效果的有偏估计, 本文的衡量方法有利于克服这样的问题。

此外, 我们的测量方法以及文献中使用的其他政策衡量方法通常均存在“内生性”问题, 即各省地方政府出台的政策可能与其不可观测的异质性因素相关, 而这种相关性混淆了政策的效果。为了缓解这个问题, 借鉴 Eisensee and Stromberg (2007) 的研究, 我们利用地方政府的有限注意力和资源构建了工具变量。这背后的逻辑是, 干旱、洪水或地震等自然灾害会争夺地方政府对产业政策(包括创新政策)的关注, 并且它们作为外生事件与各省有助于企业专利创新活动的不可观测的异质性因素不相关。

我们使用上市公司的专利和财务数据(He et al., 2018)来衡量公司的行为和特征。研究发现, 如果一个省的官方报纸对专利的重视程度增加一个标准差, 上市公司申请专利的概率将增加0.12。这种影响在处于广延边际上的企业和非国有企业中最为突出, 即创新政策对那些以前没有申请过专利的企业影响更大。我们没有发现任何证据表明政府政策会降低专利质量。创新政策发挥作用的可能渠道之一是政府向企业提供更多的补贴。

尽管创新在中国经济社会发展中发挥了重要作用, 但关于企业层面的创新活动, 特别是最近激增的专利活动的文献仍然较为匮乏。习近平总书记在2014年12月同科技人员交谈时说, 实现我国经济持续健康发展, 必须依靠创新驱动。本文通过研究创新政策的整体影响强度, 对现有文献做出了有效补充, 从而使我们能够更好地理解政府在创新中发挥的作用。

二、数据和变量

中国的报纸是受政府监管的, 尤其是官方报纸(也被称为党政机关报)。中国共产党利用官方报纸向群众宣传党的政策, 并在必要时动员群众。因此, 官方报纸主

要服务于党政机关的政策性宣讲，即使在1978年改革开放后这种情况也没有改变。事实上，宣传和经营的目的是通过报业公司内部的专业化来实现的——官方报纸专门从事宣传工作，而隶属于官方的商业报纸则更多展示迎合读者的内容（Qin et al., 2018）。

（一）创新政策

我们通过计算官方报纸中带有“专利”的文章数量来衡量创新政策的力度⁵。报纸可能会报道其他省份或国家的专利情况，因此并非所有的文章都是关于报纸所在省份的政策，但这个问题并不值得担忧：一方面，我们可以控制年度固定效应；另一方面，议程设定（Agenda-Setting）本身就是我们想要衡量的东西。如果政府认为专利很重要，那么报纸很可能会更多地报道专利。固定效应也可以消除持续的报道风格的影响。另一个可能的问题是，有正面和负面的文章，而我们的衡量标准并没有对它们进行区分。但这也属于议程设定：一篇报道腐败行为的文章之后，通常会有几篇文章呼吁进行更多的反腐败工作。附录中包含了对此类文章样本的讨论。

WiseOne（即以前的WiseNews）只允许用户通过关键词搜索访问文章。换句话说，我们无法直接获取全部文章。但我们发现带有“专利”的文章的数量有一个显著的时间趋势，因此，为了控制可能增加的页面（文章）数量，我们将带有“专利”的文章数量除以带有“我们”的文章数量。后者是中文中最常用的两个字，其含义没有任何歧义或变化。我们把相除后的调整变量表示为 $npatent$ 。这一衡量标准反映了对创新政策的总体关注和资源投入水平。地方政府有多种政策工具并且可能同时使用它们，其中一些政策工具是可衡量的（贷款、补贴等），而另一些则是不可衡量的（限价、为国企高管晋升等）。如果只关注这样的政策工具，就像以前的一些论文一样，一组相关的政策工具的效果可能会被错误地认为只是一种政策工具，而我们的测量方法则可以极大地规避这种问题。

（二）专利和财务数据

对于专利数据，我们使用由He et al. (2018) 构建的中国专利数据项目数据库（CPDP）。他们将来自SIPO的专利数据与2001—2010年的中国上市公司进行了匹配。我们使用其数据库中上市公司的专利申请数量、授权专利和过期专利数量。利用中国经济金融研究数据库（CSMAR）的数据，我们构建了上市公司的固定资产（以1995年人民币计）、员工人数和国有股权等变量。表1显示了匹配后数据集的汇

5 我们不搜索带有“创新”（Innovation）这个词的文章的原因是，这个词经常被用于“理论创新”或“治理创新”。我们没有办法过滤掉这种随时间变化的系统性偏差。

总统计。我们剔除了金融行业、固定资产净值为负的公司和拥有“过多”专利的公司——中兴和中石化, 因为如果数据包含这两家公司, 专利申请的平均数量就会增加一倍以上⁶。

表 1 描述统计

变量	变量含义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Apply</i>	专利申请数量	9 822	1.18	5.72	0	235
<i>Granted</i>	申请专利中的授权数量	9 822	0.52	2.54	0	106
<i>Expired</i>	授权专利中的到期数量	9 822	0.027	0.35	0	16
<i>Dfixed</i>	以 1995 年人民币计价的固定资产总额 (百万元)	9 822	0.61	0.71	0.03	4.5
<i>Employee</i>	雇用员工数量 (百人)	9 822	24.93	21.33	2.04	100.59
<i>State</i>	国有企业取值为 1, 否则为 0	9 822	0.71	0.45	0	1
<i>ninnovation</i>	从报纸中得出的创新指数	155	0.44	0.14	0.07	0.83
<i>npatent</i>	从报纸中得出的专利指数	155	0.04	0.01	0.01	0.09

注: 1. 专利变量的数据来自中国专利数据项目数据库 (CPDP), 其他公司层面的数据来自 CSMAR 数据库, 报纸的指数由作者在 WiseNews 的基础上构建。

2. 政策变量是省一级的。

3. 报纸上的指数是通过将含有某个特定词的文章数量除以含有“我们”的文章数量而构建的。

三、实证方法和结果

(一) 主要识别方法

我们使用回归分析来估计创新政策对上市公司专利行为的影响, 见基准回归方程式 (1)。

$$y_{ipt} = \alpha_1 npatent_{pt} + X_{it}\beta + \gamma_i + \zeta_t + \epsilon_{ipt} \quad (1)$$

式中, y_{ipt} 衡量企业 i 在 p 省和 t 年的专利行为; X_{it} 是一组企业层面的控制变量, 包括员工数量、固定资产和是否为国有企业; γ_i 和 ζ_t 用来控制年份和企业的固定效应; ϵ_{ipt} 是企业、所在省份和年份层面的不可观察因素, 我们假设 ϵ_{ipt} 在企业

6 当我们对固定资产和雇员进行第 5 和第 95 百分位数的缩减时所有的结果都是相似的。因此, 我们的研究结果不是由异常值驱动的。

和年份之间是独立同分布的，但允许在同一省内有相关性。我们将标准误在省级层面聚类。

关于上面的回归有一个值得注意的问题是，研发是耗时的，创新政策可能需要一年或更长时间才能对专利行为产生影响。因此，我们在附录中用 $npatent_{pt-1}$ 进行检验并发现 $npatent_{pt-1}$ 单独回归时对专利没有影响，与 $npatent_{pt-1}$ 一起参与回归时净影响与基准回归中的结果相似。

（二）内生性和工具变量

创新政策是内生的。这种内生性的一个来源是企业 and 地方政府都观察到并采取对应行动的信息，对研究者而言却不可获知的异质性。例如，与技术前沿的距离可以影响专利活动和创新政策。根据定义，企业在接近技术前沿时拥有更多可申请专利的技术。然而，与技术前沿的距离和创新政策之间的关系却不甚明了。随着各省在发展过程中越来越接近技术前沿，它们可能会选择逐步增加或逐步取消创新相关的政策。如果政府认为创新政策的回报在接近技术前沿时更大，就会分阶段逐步实施创新政策，广东就是一个例子。反之，如果一个省在较早的时候采取创新政策，一旦企业具备了创新能力并接近技术前沿，就可能逐步取消创新政策，贫困省份贵州的大数据产业发展就是这样的例子。如果像广东这样的省份较多，OLS 估计值就会出现高估。然而，如果有更多像贵州这样的省份，OLS 估计值就会存在低估。因此，OLS 估计可能高估也可能低估创新政策的效果。内生性问题的另一个来源是反向因果问题，即地方政府根据企业专利活动的水平和趋势来制定创新政策。这种反向因果问题也会使政府政策与企业创新活动之间产生关联性。

处理内生性问题的关键是要找到与企业创新活动不相关的外生变量。我们按照 Eisensee and Stromberg (2007) 的方法构建工具变量。具体而言，政府的注意力和资源是有限的，如果有自然灾害等突发事件需要政府的关注和资源，那么用于促进创新的关注度和资源将会在一定程度上减少，因此我们计算带有“救灾” (relief) 和“事故” (accident) 的文章数量，然后除以带有“我们” (we) 的文章数量进行调整，由此产生的变量分别是 $nrelief$ 和 $naccident$ 。我们将在基准回归中使用 $nrelief$ ，在稳健性检验中使用 $naccident$ 。 $nrelief$ 和 $naccident$ 的汇总统计见表2。我们在附录的附图1中绘制了 $npatent$ 和 $nrelief$ 之间的相关图。附图1b中平减调整后的变量 $npatent$ 和 $nrelief$ 是负相关的。相反，由于共同的时间趋势，附图1a中的原始数据 $npatent$ 和 $nrelief$ 是正相关的。

为了验证工具变量，我们收集了其他直接衡量自然灾害的指标。我们使用农业农村部统计的受五种灾害影响的农田面积（以万亩计），对这些变量加1后取对数。

表 2 工具变量及相关变量

变量	变量含义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>nrelief</i>	通过报纸计算的救灾指数	155	0.09	0.11	0.01	0.68
<i>naccident</i>	通过报纸计算的事故指数	155	0.14	0.04	0.04	0.30
<i>Flood</i>	受水灾影响的农田面积 (万亩)	310	513	711	0	4 806
<i>Drought</i>	受干旱影响的农田面积 (万亩)	310	1 082	1 352	0	9 750
<i>Wind & Hail</i>	受大风和冰雹影响的农田 面积 (万亩)	310	212	277	0	2 253
<i>Cold</i>	受寒潮影响的农田面积 (万亩)	310	237	456	0	4 756
<i>Typhoon</i>	受台风影响的农田面积 (万亩)	310	82	224	0	1 351
<i>Total</i>	受五种灾害影响的农田面 积 (万亩)	310	2 140	1 783	0	11 091

注: 1. 报纸的指数由作者根据 WiseNews 构建, 其余的变量来自农业农村部。

2. 灾害变量是在省一级的。

3. 报纸上的指数是用带有某个特定词的文章数量除以带有“我们”的文章数量而得出的。

4. 一亩地约为 666.67 平方米。

表 3 显示了添加年份和省份固定效应后 *nrelief* 对这些变量对数的面板回归结果, 工具变量与台风、大风和冰雹以及受灾面积总和显著相关。这可能是由于某些类型的灾害比其他类型的灾害更容易处理。例如, 台风通常会涉及人员伤亡, 而干旱通常不会涉及, 尽管干旱影响的农田面积比台风大得多。

有人可能会认为, 受灾害影响的农田面积是一个更好的工具变量, 因为它是对灾害的“直接”衡量。然而, 这个变量与各省的农业禀赋相关。此外, 正如我们所看到的, 用这个变量衡量的灾害和救灾不一定成正比。如果将 *npatent* 对受灾害影响的农田总面积进行回归, 我们会得到一个正系数。

(三) 实证结果

表 4 中的 OLS 和 IV 分别有三列结果。在第 (1) 列中, 因变量是一个虚拟变量, 如果企业 *i* 在 *t* 年申请了专利则该变量等于 1, 否则等于 0。对于第 (2) 列, 因变量是企业的专利申请量加 1 后取对数。第 (3) 列与第 (2) 列的回归相同, 只是这一列的样本为有专利申请的企业 (*Apply* > 0)。因此, 第 (3) 列的观测值

表 3 不同灾害测度间的相关性

	nrelief (1)	nrelief (2)	nrelief (3)	nrelief (4)	nrelief (5)	nrelief (6)	nrelief (7)
log (<i>Total</i>)	0.014 ** (0.006)						
log (<i>Flood</i>)		0.002 (0.004)					0.003 (0.005)
log (<i>Drought</i>)			0.006 (0.004)				0.009 * (0.005)
log (<i>Wind&Hail</i>)				0.013 ** (0.006)			0.014 * (0.007)
log (<i>Cold</i>)					-0.003 (0.005)		-0.005 (0.005)
log (<i>Typhoon</i>)						0.007 *** (0.002)	0.008 *** (0.003)
R^2	0.76	0.75	0.75	0.76	0.75	0.76	0.78
N	155	155	155	155	155	155	155

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

2. 因变量来自于 WiseNews，自变量来自于农业农村部。

3. 标准误在省级层面聚类。

4. 控制了省份和年度固定效应。

较少。在表 4 中， $npatent$ 的 OLS 系数非常小，没有统计学意义，这意味着我们不能拒绝 $npatent$ 的影响为零的原假设。相比之下，IV 系数要大得多而且更显著：根据第 (4) 列的结果， $npatent$ 增加一个标准差将使申请专利的概率增加 0.12。这表明，在 OLS 回归中向下的估计偏差占主导地位。这可能是由于贫困省份利用创新政策进行跨越式发展造成的。

表 4 第 (2) (3) (5) 和 (6) 列中 $npatent$ 的系数统计不显著。这表明，创新政策是在广延而非集约边际上发挥作用，即创新政策更多鼓励过去没有申请过专利的企业申请专利。相比之下，创新政策对有经验的专利申请者没有显著影响。此外，第 (1) 列和第 (4) 列中是否为国企的系数显著为正，这意味着国有企业不太可能处于广延边际。

表 4 专利申请与政策的 OLS 和 IV 回归结果

	OLS			IV		
	<i>ifApply</i> (1)	<i>logApply</i> (2)	<i>logApply</i> (3)	<i>ifApply</i> (4)	<i>logApply</i> (5)	<i>logApply</i> (6)
<i>npatent</i>	0.6670 (0.428)	0.814 (0.0921)	0.590 (2.508)	12.023 ** (6.071)	17.166 (12.147)	-46.3 (33.09)
<i>State</i>	0.056 *** (0.017)	0.107 *** (0.032)	0.003 (0.237)	0.073 *** (0.021)	0.132 *** (0.038)	-0.069 (0.261)
<i>Employee</i>	0.000 *** (0.000)	0.001 ** (0.000)	0.001 ** (0.001)	0.000 (0.000)	0.001 *** (0.0014)	0.002 ** (0.001)
<i>Dfixed</i>	-0.001 (0.002)	0.000 (0.005)	0.014 (0.014)	0.001 (0.002)	0.003 (0.006)	0.012 (0.016)
<i>Firm</i>	1 186	1 186	493	1 186	1 186	493
<i>N</i>	7 358	7 358	1 554	7 358	7 358	1 554

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

2. 因变量来自 CPDP, 自变量来自 CSMAR 和 WiseNews。

3. 控制了企业和年份的固定效应, 标准误在企业层面聚类。

4. 如果 *Apply* 为正, 则 *ifApply* 为 1, 否则为 0。*logApply* 为 (*Apply* + 1) 的对数。第 (3) 和 (6) 列是以 *Apply* > 0 为条件的。

表 5 中显示的一阶段结果也符合预期, *nrelief* 的系数显著为负, 两列的 *F* 统计量都很大。然而, 我们预期非常严重的灾害可能会直接影响企业的研发活动。在我们研究的这几年来, 2008 年的汶川地震最有可能产生这样的影响。剔除 2008 年的观测值后, 表 6 中显示的结果与我们使用基准回归发现的结果非常相似。

表 5 表 4 的一阶段回归结果

	<i>npatent</i> (1)	<i>npatent</i> (2)
<i>nrelief</i>	-0.015 ** (0.002)	-0.019 ** (0.005)
<i>State</i>	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.002)
<i>Employee</i>	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)

(续)

	<i>npatent</i> (1)	<i>npatent</i> (2)
<i>Dfixed</i>	-0.000 * (0.000)	-0.000 (0.000)
R^2	0.18	0.19
<i>F Statistics</i>	362.57	43.5
<i>Firm</i>	1 186	493
<i>N</i>	7 358	1 554

- 注: 1. *, **, *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。
 2. CSMAR 和 Wisenews。
 3. 控制了企业和年份的固定效应, 标准误在企业层面聚类。

表 6 剔除 2008 年后的工具变量回归

	<i>ifApply</i> (1)	<i>logApply</i> (2)	<i>logApply</i> (3)
<i>npatent</i>	11.505 * (6.682)	18.252 (11.974)	-30.94 (33.992)
<i>State</i>	0.074 *** (0.022)	0.134 *** (0.040)	-0.043 (0.304)
<i>Employee</i>	0.000 (0.000)	0.001 ** (0.000)	0.002 ** (0.001)
<i>Dfixed</i>	0.001 (0.003)	0.003 (0.006)	0.012 (0.016)
<i>Firm</i>	1 186	1 186	478
<i>N</i>	6 508	6 508	1 335

- 注: 1. *, **, *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。
 2. 因变量来自于 CPDP, 自变量来自 CSMAR 和 WiseNews。
 3. 控制了企业和年份的固定效应, 标准误在企业层面聚类。
 4. 如果 *Apply* 为正, 则 *ifApply* 为 1, 否则为 0。*logApply* 为 (*Apply* + 1) 的对数。第 (3) 列是以 *Apply* > 0 为条件的。

四、国有企业和专利创新

我们还想进一步探究国有企业和非国有企业对创新政策的反应是否不同。为了研究这个问题,我们将是否为国有企业 (*State*) 与报纸测度的创新政策强度 (*npatent*) 进行交互,并进行以下回归。

$$y_{ipt} = \alpha_1 npatent_{pt} + \alpha_2 State_{ipt} + \alpha_3 State_{ipt} \times npatent_{jt} + X_{ipt}\beta + \gamma_i + \zeta_t + \epsilon_{ipt} \quad (2)$$

我们使用 *nrelief* 和 *nrelief* × *State* 作为工具变量。回归结果见表 7, 第一阶段的结果见表 8。

表 7 国有企业和非国有企业对创新政策的不同响应

	OLS			IV		
	<i>ifApply</i> (1)	<i>logApply</i> (2)	<i>logApply</i> (3)	<i>ifApply</i> (4)	<i>logApply</i> (5)	<i>logApply</i> (6)
<i>npatent</i>	0.638 (0.711)	0.445 (1.487)	3.533 (4.947)	16.189** (6.484)	23.748* (12.462)	-56.821 (47.935)
<i>State</i>	0.054 (0.038)	0.086 (0.077)	0.165 (0.320)	0.583*** (0.188)	0.938*** (0.326)	-0.680 (1.368)
<i>npatent * State</i>	0.042 (0.808)	0.481 (1.678)	-3.509 (5.409)	-11.76*** (4.238)	-18.577** (7.449)	13.232 (29.074)
<i>Employee</i>	0.000** (0.000)	0.001** (0.000)	0.001** (0.001)	0.000 (0.000)	0.001** (0.000)	0.002** (0.001)
<i>Dfixed</i>	-0.001 (0.002)	0.000 (0.005)	0.014 (0.014)	0.000 (0.002)	0.001 (0.006)	0.011 (0.016)
<i>Firm</i>	1 186	1 186	493	1 186	1 186	493
<i>N</i>	7 358	7 358	1 554	7 358	7 358	1 554

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

2. 因变量来自于 CPDP, 自变量来自 CSMAR 和 WiseNews。

3. 控制了企业和年份的固定效应, 标准误在企业层面聚类。

4. 如果 *Apply* 为正, 则 *ifApply* 为 1, 否则为 0。 *logApply* 为 (*Apply* + 1) 的对数。第 (3) 和 (6) 列是以 *Apply* > 0 为条件的。

从表 7 中可以看到, 非国有企业比国有企业对创新政策的反应更强烈。由于全样本的 F 统计量很大, 我们用第 (4) 列作为主要结果。在第 (4) 列中, $npatent$ 增加一个标准差将使非国有企业申请专利的概率增加 0.16, 而对于国有企业则只有 0.05 并且统计不显著。表 7 和表 4 中是否为国有企业 ($State$) 的系数都是正的, 这表明国有企业从事更多的研发活动。总体而言, 我们的结果表明, 国有企业是更频繁的专利申报者, 而它们对省级创新支持政策的反应较弱, 即有过较多专利的企业有足够的私人激励来申请专利, 而未申请过专利的企业开始申请专利则需要政府的额外激励。

表 8 表 7 的一阶段回归结果

	$npatent$ (1)	$State * npatent$ (2)	$npatent$ (3)	$State * npatent$ (4)
$nrelief$	-0.011 *** (0.003)	0.011 *** (0.002)	-0.010 (0.008)	0.013 ** (0.006)
$nrelief * State$	-0.005 * (0.003)	-0.025 *** (0.002)	-0.010 (0.007)	-0.033 *** (0.005)
$State$	-0.001 (0.001)	0.045 *** (0.001)	-0.001 (0.002)	0.047 *** (0.002)
$Employee$	0.000 * (0.000)	0.000 * (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
$Dfixed$	-0.000 ** (0.000)	-0.000 ** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
R^2	0.18	0.53	0.19	0.36
F Statistic	336.67	389.00	40.41	79.35
$Firm$	1 186	1 186	493	493
N	7 358	7 358	1 554	1 554

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

2. 数据来源于 CSMAR 和 WiseNews。

3. 控制了企业和年份的固定效应, 标准误在企业层面聚类。

4. 第 (3) 和 (4) 列是以 $Apply > 0$ 为条件的。

五、专利质量

如果创新政策带动了更多的专利申请, 那么就有理由怀疑这些专利的质量, 因为企业申请专利可能是为了迎合政府政策, 而不是为了保护其有价值的技术。为了考察这种可能性, 我们利用 CPDP 的授权专利 (*Granted*) 和过期专利 (*Expired*) 的数据。这些专利的状态数据一直覆盖至 2012 年 1 月, 即 2010 年之后的一年。

诚然, 专利从发出申请到被批准授权需要时间, 但我们并不依赖不同批次申请专利的时间变化。相反, 我们比较了同一批次专利在不同省份不同政策下的申请情况。我们使用与式 (1) 相同的识别方程, 只是现在的因变量是 *granted* 和 *expired*, 分别用授权专利 (*Granted*) 和过期专利 (*Expired*) 除以专利申请量 (*Apply*)。回归结果见表 9。

表 9 创新政策与专利质量

	<i>npatent</i> (1)	<i>State * npatent</i> (2)	<i>npatent</i> (3)	<i>State * npatent</i> (4)
<i>npatent</i>	2.093 (15.860)	14.083 (22.334)	2.656 (5.060)	1.911 (7.481)
<i>Employee</i>	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
<i>Dfixed</i>	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.001** (0.001)	0.001* (0.001)
<i>State</i>		0.739 (0.706)		-0.068 (0.259)
<i>State * npatent</i>		-15.135 (15.062)		0.955 (5.778)
<i>Firm</i>	493	493	374	374
<i>N</i>	1 554	1 554	1 017	1 017

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

2. 因变量来自于 CPDP, 自变量和工具变量来自 CSMAR 和 WiseNews。

3. 控制了企业和年份的固定效应, 标准误在企业层面聚类。

4. *granted* = *Granted/Apply*; *expired* = *Expired/Apply*。

表9没有证明创新政策会显著降低专利质量。考虑到专利申请是由直接隶属于国务院并独立于省级政府的国家知识产权局处理的,这一结果并不奇怪。

六、机制

我们还对地方政府可以通过哪些政策工具来鼓励企业申请专利感兴趣。在本部分,我们研究了其中两个工具:债务/股权融资和政府补贴。由于中国地方政府对地方国有企业的控制、对国有银行的影响以及强大的政府治理能力,地方政府拥有许多在其他国家无法获得的工具。

首先,我们参考 Xu and Yang (2017),考察了外部股权和长期债务的净增加情况,使用式(1)中的识别方法并改变因变量。外部股权的净增加被定义为账面权益的净增加减去留存收益的净增加。表10中,第(1)和(4)列使用数值变量(单位:百万元)作为因变量;第(2)和(5)列使用数值变量的对数;第(3)和(6)列的因变量分别为是否超过总资产的5%的虚拟变量。鉴于有证据表明这类创新政策对非国有企业更有效,而且大约70%的企业是国有企业,我们在表10中使用非国有企业的子样本进行回归。我们可以看到,各列之间没有一致的趋势,所有的系数都是不显著的。因此,我们没有发现任何证据表明创新政策会导致更多的外部股权或长期债务。

其次,我们来看另一个工具政府补贴。从2003年开始,CSMAR统计了补贴金额(*Grants*)。它是企业以各种形式收到的补贴(以百万元计)的总和:包括研究拨款、退税、奖励等。由于没有统一的方法对它们进行分类,因此我们使用补贴金额(*Grants*)并计算 $\log Grants$,即(补贴金额+1)的对数,以及 $GrantsRatio$,即补贴金额与资产的比率。结果见表11。第(1)~(3)列是以 $nrelief$ 为工具变量的回归结果: $npatent$ 的系数均为正数,其中第(2)列的系数接近显著, P 值为0.105。这些结果都是针对非国有企业。显然,创新政策增加了上市公司获得的补贴: $npatent$ 增加一个标准差, $GrantsRatio$ 将增加0.23个百分点。

第(4)~(6)列是基于另一个变量——研发 $R\&D$ (单位:百万),该变量从2007年开始由CSMAR提供。我们以类似的方式构建 $\log R\&D$ 和 $R\&DRatio$ 。然而, $npatent$ 的系数均不显著。创新政策增加专利产出而不增加研发投入,这似乎令人费解。正如我们在前文所表明的,有过较多专利的申请者对政府政策的反应不是很灵敏。这与Boeing(2016)的研究结果紧密相关,他发现研发支出并不随政府补贴而增加。相反,之前从未申请过专利的边际企业可能会为其之前积累的技术申请专利,而它们不太可能从事风险大、成本高的项目。

表 10 长期债务和外部股权

	<i>nexternal</i> (1)	<i>lognexternal</i> (2)	<i>nexternali</i> (3)	<i>ndebt</i> (4)	<i>logndebt</i> (5)	<i>ndebti</i> (6)
<i>npatent</i>	-1 619.3 (8 414.4)	41.295 (49.7)	14.221 (8.646)	-4 554.5 (5 095.7)	-15.912 (62.316)	-8.692 (8.389)
<i>Employee</i>	-0.400 (1.418)	0.001 (0.002)	0.000 (0.000)	0.082 (0.395)	0.002 (0.002)	-0.000 (0.000)
<i>Dfixed</i>	137.795 ** (69.147)	0.404 ** (0.172)	-0.004 (0.043)	53.245 (50.856)	0.216 (0.237)	0.014 (0.037)
<i>Firm</i>	443	424	443	443	421	443
<i>N</i>	2 085	1 564	2 085	2 085	1 460	2 085

注: 1. *, **, *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。
2. 数据来源为 CPDP、CSMAR 和 WiseNews。
3. 控制了企业和年份的固定效应, 标准误在企业层面聚类。

表 11 补贴和研发

	<i>Grants</i> (1)	<i>logGrants</i> (2)	<i>GrantsRatio</i> (3)	<i>R&D</i> (4)	<i>logR&D</i> (5)	<i>R&Dratio</i> (6)
<i>npatent</i>	725.694 (689.558)	41.899 (25.852)	0.230 ** (0.108)	10.906 (193.503)	31.893 (26.702)	0.067 (0.131)
<i>Employee</i>	1.441 ** (0.633)	0.008 *** (0.001)	0.000 ** (0.000)	0.006 (0.007)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
<i>Dfixed</i>	-1.423 (5.490)	0.181 ** (0.092)	-0.001 (0.000)	0.033 (0.394)	-0.047 (0.053)	-0.000 (0.000)
<i>Firm</i>	451	451	451	392	392	392
<i>N</i>	2 132	2 132	2 132	1 130	1 130	1 130

注: 1. *, **, *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。
2. 数据来源为 CPDP、CSMAR 和 WiseNews。
3. 控制了企业和年份的固定效应, 标准误在企业层面聚类。

七、结 论

本文利用各省政府官方报纸的信息来衡量政府在创新政策和灾害救济方面的努力或关注。首先, 我们把政府用于救灾的努力作为衡量创新政策力度的工具变量, 因为它们相对外生, 但会挤占政府资源。然后, 我们将这两个变量与 2001—2010 年公司层面的财务数据和专利数据相结合。研究发现, 创新政策增加了企业的专利申请。具体而言, 创新政策力度一个标准差的增加将使申请过专利的概率增加 0.12。我们发现, 这种影响在广延边际上最为突出, 并且非国有企业对创新政策的反应更为强烈。创新政策在鼓励未申请过专利的企业方面是成功的。这两个发现是相互一致的, 即国有企业更有可能是频繁的专利申请者。通过考察专利的后续状态, 没有

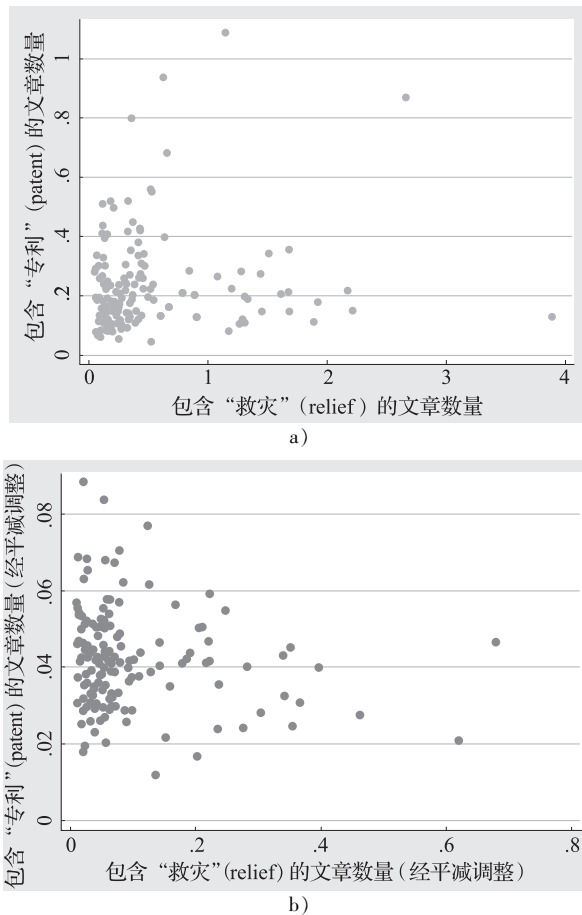
证据表明政府的创新政策会导致专利申请质量降低。

我们还调查了地方政府可能用来鼓励创新的几种政策工具。唯一与我们度量的创新政策呈正相关的工具是政府补贴。尽管专利申请增加了,但企业研发支出并没有随着创新政策而增加。一个可能的解释是,之前尚未申请过专利的边际企业为其以前积累的、作为商业秘密的技术申请专利。

我们的结果现在可能并不适用,因为大多数上市企业如果发现申请专利符合其利益,可能已经开始申请了。因此,在我们考察的时期之后,政府的创新政策可能更关注集约边际,即研发费用的效率、人才的分配等。

附 录

1. 包含“专利”和“救灾”的文章数量



附图 1 包含“专利”和“救灾”的文章数量

a) 原始数据 b) 经平减调整的数据

注: 1. 数据来源为 WiseNews。

2. a) 描绘了官方报纸中带有“救灾”或“专利”的文章数量; b) 是相同的图,但这两个变量都被包含“我们”的文章数量所平减调整。

2. 包含滞后项的回归

由附表 1 可知, 专利权的滞后项对专利申请没有显著影响。加入滞后项后 *npatent* 对专利申请有更大的正向影响。第 (4) 列中的净效应 ($49 - 32 = 17$) 与表 4 中第 (4) 列的系数基本一致, 约为 12。这也与该效应在广延边际上最为突出相一致: 那些边际企业更有可能在短时间内从事风险较小的研发活动。

附表 1 包含滞后项的回归

	OLS			IV		
	<i>ifApply</i> (1)	<i>logApply</i> (2)	<i>logApply</i> (3)	<i>ifApply</i> (4)	<i>logApply</i> (5)	<i>logApply</i> (6)
<i>L. npatent</i>	0.417 (4.408)	0.929 (7.072)	-8.277 (15.785)	-32.702 (22.033)	-38.031 (32.474)	83.642 (89.849)
<i>Employee</i>	0.000 ** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.002 *** (0.001)	0.000 (0.000)	0.001 (0.001)	0.003 (0.002)
<i>Dfixed</i>	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.005)	0.009 (0.014)	0.003 (0.004)	0.004 (0.008)	-0.007 (0.025)
<i>npatent</i>				49.604 (33.968)	55.808 (52.954)	-118.739 (96.677)
Firm	1 149	1 149	453	1 138	1 138	440
<i>N</i>	6 165	6 165	1 338	5 712	5 712	1 256

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

2. 因变量来自于 CPDP, 自变量来自 CSMAR 和 WiseNews。

3. 控制了企业和年份的固定效应, 标准误在企业层面聚类。

4. 如果 *Apply* 为正, 则 *ifApply* 为 1, 否则为 0。*logApply* 为 (*Apply* + 1) 的对数。第 (3) 和 (6) 列是以 *Apply* > 0 为条件的。

3. 其他工具变量

我们在附表 2 中使用 *naccident* 作为工具变量, 结果在数量和质量上与表 4 相似。我们选择使用 *nrelief* 作为主要工具, 是因为从理论上讲, 事故很可能受到人类活动的影响。许多带有“事故”的新闻报道都是关于交通事故或生产安全事故的报道, 这些都可能受到政府政策的影响。

附表 2 使用其他工具变量的回归结果

	<i>ifApply</i> (1)	<i>logApply</i> (2)	<i>logApply</i> (3)
<i>npatent</i>	5.013 * (2.763)	13.049 ** (5.618)	19.013 (13.017)
<i>State</i>	0.063 ***	0.126 ***	0.031

(续)

	<i>iApply</i> (1)	<i>logApply</i> (2)	<i>logApply</i> (3)
	(0.017)	(0.033)	(0.236)
<i>Employee</i>	0.000*	0.001**	0.001**
	(0.000)	(0.000)	(0.001)
<i>Dfixed</i>	-0.000	0.002	0.014
	(0.002)	(0.005)	(0.013)
<i>Firm</i>	1 186	1 186	493
<i>N</i>	7 358	7 358	1 554

- 注：1. *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。
 2. 因变量来自 CPDP，自变量来自 CSMAR 和 WiseNews。
 3. 控制了企业和年份的固定效应，标准误在企业层面聚类。
 4. 如果 *Apply* 为正，则 *iApply* 为 1，否则为 0。*logApply* 为 (*Apply* + 1) 的对数。第 (3) 列是以 *Apply* > 0 为条件的。

附表 3 使用其他工具变量一阶段的回归结果

	<i>npatent</i> (1)	<i>npatent</i> (2)
<i>naccident</i>	-0.087***	-0.145***
	(0.011)	(0.025)
<i>State</i>	-0.001	-0.001
	(0.001)	(0.002)
<i>Employee</i>	0.000	-0.000
	(0.000)	(0.000)
<i>Dfixed</i>	-0.000*	0.000
	(0.000)	(0.000)
<i>F Statistic</i>	332.14	52.70
R^2	0.20	0.23
<i>Firm</i>	1 186	493
<i>N</i>	7 358	1 554

- 注：1. 数据来源为 CPDP、CSMAR 和 WiseNews。
 2. 控制了企业和年份的固定效应，标准误在企业层面聚类。

4. 带有“专利”的文章

我们讨论了《解放日报》（上海市委的官方报纸）在 2010 年第一个月里包含“专利”的文章样本。共有 26 篇这样的文章，其中：有 2 篇比喻性地使用了“专利”这个词；有 1 篇文章是关于时任中共中央总书记的胡锦涛对陕西省的视察，期间他

参观了几家创新企业; 有 1 篇文章是关于时任总理温家宝签署的有关专利的国家新法规; 有 2 篇文章是关于拥有专利的激励性榜样; 有 5 篇文章专门介绍了新专利; 有 5 篇文章是关于拥有专利的创新企业; 有 6 篇文章讨论了中国为什么创新不足以及如何鼓励创新; 有 2 篇文章介绍了具体政策如何帮助创新企业; 剩下的 2 篇文章实际上是专利的“分类广告”。除了 2 篇文章比喻性地使用了“专利”这个词外, 其余文章均提供了关于对专利的关注和资源投入的信息。

参考文献

- [1] BOEING P, 2016. The allocation and effectiveness of China's R&D subsidies-evidence from listed firms [J]. *Research Policy*, 45 (9): 1774 – 1789.
- [2] BOEING P, MUELLER E, SANDNER P, 2016. China's R&D explosion—analyzing productivity effects across ownership types and over time [J]. *Research Policy*, 45 (1): 159 – 176.
- [3] CHEN Y Y, IGAMI M, SAWADA M, et al., 2021. Privatization and productivity in China [J]. *RAND Journal of Economics*, Forthcoming. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2695933>.
- [4] China Power Team, 2016. Are patents indicative of Chinese innovation? <https://www.chinapower.csis.org/patents/>
- [5] DANG J, MOTOHASHI K, 2015. Patent statistics: a good indicator for innovation in China? patent subsidy program impacts on patent quality [J]. *China Economic Review*, 35: 137 – 155.
- [6] Development Research Center of the State Council, the World Bank, 2013. *China 2030: building a modern, harmonious, and creative society* [R]. Washington: World Bank.
- [7] EISENSEE T, STROMBERG D, 2007. News droughts, news floods, and U. S. disaster relief [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 122 (2): 693 – 728.
- [8] FANG L H, LERNER J, WU C P Wu, 2017. Intellectual property rights protection, ownership, and innovation: evidence from China [J]. *The Review of Financial Studies*, 30 (7): 2446 – 2477.
- [9] GUO D, GUO Y, JIANG K, 2016. Government-subsidized R&D and firm innovation: evidence from China [J]. *Research Policy*, 45 (6): 1129 – 1144.
- [10] HE Z L, TONG T W, ZHANG Y C, et al., 2018. Constructing a Chinese patent database of listed firms in China: descriptions, lessons, and insights [J]. *Journal of Economics & Management Strategy*, 27(3), 579 – 606.
- [11] HU A G Z, ZHANG P, ZHAO L J, 2017. China as number one? evidence from China's most recent patenting surge [J]. *Journal of Development Economics*, 124: 107 – 119.
- [12] LI X B, 2012. Behind the recent surge of Chinese patenting: an institutional view [J]. *Research Policy*, 41 (1): 236 – 249.
- [13] LIN B, WOOD J, JANG S, 2004. Overview of Chinese patent law [R]. Toyama: 35th International Congress of the PIPA.
- [14] QIN B, STRÖMBERG D, WU Y H, 2018. Media bias in China [J]. *American Economic Review*, 108 (9): 2442 – 2476.
- [15] The Economist. 2015. 'Fast and Furious'. *The Economist*, September. <https://www.economist.com/news/special-report/21663325-chinese-private-firms-are-embracing-innovation-fast-and-furious>.
- [16] WIPO, 2021. *World intellectual property indicators* [S]. Geneva: WIPO Economics & Statistics Series.
- [17] XU G, YANO G, 2017. How does anti-corruption affect corporate innovation? evidence from recent anti-corruption efforts in China [J]. *Journal of Comparative Economics*, 45 (3): 498 – 519.

Policy-Driven Innovation

—The Case of China

XIAO Mo

(Eller College of Management, the University of Arizona)

YUAN Han*

(School of Business, Sun Yat-sen University)

Abstract: Government policies are often difficult to measure. This is especially true in China, where local governments have numerous, formal or informal, policy tools at their disposal. This paper propose a measure of pro-innovation policy effort by counting the number of articles mentioning “专利” (patent) in each official provincial newspaper and deflating it with a proxy for the number of total articles. We then examine the effect of such policy measures on the patenting activities of listed firms from 2001 to 2010. To deal with policy endogeneity, we adopt an instrumental variable approach that leverages on the possibility that provincial-level disaster relief activities compete for governmental attention and resources devoted to innovation. Our results show that innovation policies increase the number of patent applications filed by listed firms without reducing their quality. This effect is most salient on the extensive margin. Non-state-owned enterprises (SOEs) are more responsive to innovation policies, partly because they are more likely to be on the extensive margin.

Keywords: Innovation Policy; Patents; Local Governments

JEL Classification: O38; L5; P30

* Corresponding Author: YUAN Han, School of Business, Sun Yat-sen University, E-mail: yuanh58@mail.sysu.edu.cn.