

《创新政策与技术交易》附加材料

一、理论模型

(一) 市场自发调节下的研发决策与技术交易均衡

1. 第四阶段：古诺竞争

首先，考虑第四阶段的产量竞争。市场的逆需求函数为：

$$p = a - q_1 - q_2 \quad (1)$$

其中，常数 a 为正数， q_1 和 q_2 表示两家企业的产量。假设企业1具有一定的技术优势，单位生产成本低于企业2，即 $c_2 > c_1 > 0$ 。假设 $a > 2c_2$ 以确保在只有企业1研发成功的情况下，企业2仍能保持正的均衡产量。两企业的利润最大化问题分别为：

$$\max_{q_1} \pi_1 = (a - q_1 - q_2)q_1 - c_1q_1, \quad \max_{q_2} \pi_2 = (a - q_1 - q_2)q_2 - c_2q_2 \quad (2)$$

给定竞争对手的产量，两企业同时选择自身产量以最大化利润。将利润函数关于自身产量求一阶偏导并令其为零，可得两家企业的反应函数分别为：

$$R_1(q_2) = \frac{a - c_1 - q_2}{2}, R_2(q_1) = \frac{a - c_2 - q_1}{2} \quad (3)$$

联立求解反应函数，得到两家企业的均衡产量和均衡利润分别为：

$$\text{企业 1: } q_1(c_1, c_2) = \frac{a - 2c_1 + c_2}{3}, \pi_1(c_1, c_2) = \frac{(a - 2c_1 + c_2)^2}{9} \quad (4)$$

$$\text{企业 2: } q_2(c_1, c_2) = \frac{a - 2c_2 + c_1}{3}, \pi_2(c_1, c_2) = \frac{(a - 2c_2 + c_1)^2}{9} \quad (5)$$

可得消费者剩余为：

$$CS(c_1, c_2) = \frac{(2a - c_1 - c_2)^2}{18} \quad (6)$$

2. 第三阶段：技术交易决策

接着，考虑仅有一家企业成功创新的情形，并分析其在第三阶段的技术交易决策。假定技术转移主要通过专利许可方式实现。使用专利许可作为技术交易代理变量的具体原因如下：其一，专利交易的产权界定清晰、数据可获性强，是技术交易的重要形式，根据《2023年中国专利调查报告》，当年我国专利许可率为6.1%，有效专利转让率为3.6%^①；其二，相对专利转让，专利许可无需改变专利权归属，能够在保留技术所有权的同时实现使用权配置，具有一定的互利共赢特征，更符合统一技术市场的内在要求。

不失一般性，假设只有企业1创新成功，其选择是否将创新技术许可给企业2以获取收入，企业2选择是否接受该合同。为刻画更具一般性的技术许可安排，本文假定许可合同采取两部制收费结构 (F_1, r_1) ，由固定费用 F_1 和单位费用 r_1 构成， F_1 和 r_1 均为非负。进一步假设企业1在许可谈判中具有完全定价能力，而企业2在其利润不低于无许可情形下才会接受该合同，即满足参与约束。企业1进行技术许可的收益增进由自身生产利润 $\pi_1(0, r_1)$ 、收取的单位费用总额 $r_1q_2(0, r_1)$ 以及固定费用 F_1 组成，减去创新成功但不进行技术交易的原始利润 $\pi_1(0, c_2)$ 。其合同选择问题可以表示为最大化以下目标函数：

①详见国家知识产权局网站 (https://www.cnipa.gov.cn/art/2024/4/15/art_88_191587.html)。

$$\begin{aligned} \max_{r_1, F_1} \Omega_1 &= \pi_1(0, r_1) + r_1 q_2(0, r_1) + F_1 - \pi_1(0, c_2) \\ \text{s.t. } \pi_2(0, r_1) - F_1 &\geq \pi_2(0, c_2), F_1 \geq 0, r_1 \geq 0 \end{aligned} \quad (7)$$

由于企业1具有完全定价能力，可以通过提高 F_1 直至企业2的参与约束刚好取等号。即：

$$F_1 = \pi_2(0, r_1) - \pi_2(0, c_2) \quad (8)$$

将(8)式代入企业1的目标函数，消去 F_1 ，并对 r_1 求偏导，可得一阶导数为：

$$(a - 2r_1)/9 > 0 \quad (9)$$

故最优许可合同如下：

$$F_1^* = 0, r_1^* = c_2 \quad (10)$$

即最优许可合同不包含固定费用，且单位费用与被许可企业因购买技术节约的边际成本相等。此时企业2的均衡利润满足 $\pi_2(0, r_1) = \pi_2(0, c_2)$ ，成本节约带来的好处全部转移到企业1。尽管企业2无法通过许可直接提高自身利润，但相较于自主研发，其通过技术交易获取新技术能够以更低成本维持其市场竞争地位，因此愿意接受许可合同。需要注意的是，现实中存在交易成本和知识产权保护等外在因素、技术创新壁垒和企业独占动机等内部因素，一定程度上会削弱自主创新与技术交易的关联。信息的非对称性和不完全性、技术合约的不完全决定了信息搜寻的高成本和达成合约的高成本（刘学，2000）。在本文模型中，若借鉴袁淳等（2021）的做法将技术交易成本设为技术交易金额的 m 倍，并不影响文章的主要内容，只是进一步缩小了企业进行技术交易的成本区间。

在此情形下，两家企业通过专利许可合同共享了成本节约型技术创新。一方面，行业整体生产效率得到提升；另一方面，企业2实际生产成本的节约带来社会福利的增进，即 $c_2 q_2(0, c_2) > 0$ 。同理，在企业2创新成功时，其与企业1进行技术交易的许可合同亦为两部制收费结构 (F_2, r_2) ，最优许可合同满足 $F_2^* = 0, r_2^* = c_1$ 。

3. 第二阶段：研发投入决策

接着考虑两家企业在第二阶段同时决定是否投资创新的情况。每家企业都可以通过投资 k 进行重大的工艺创新，有 $u \in [0,1]$ 的概率创新成功^②，将边际成本降低为0。用in和out表示企业的创新决策：in表示投入创新，out表示不投入创新。以 $\Pi_1(s_1, s_2)$ 和 $\Pi_2(s_1, s_2)$ 分别表示两家企业在第二阶段研发投入策略组合 (s_1, s_2) 下获得的预期收益，其中 s_1 和 s_2 分别表示企业1和企业2的创新策略。上述预期收益暂未扣除研发成本；若企业投入创新，则需要支付创新成本 k 。由此可得不同研发投入策略组合下两家企业的净支付，如表A1所示：

表 A1 四种研发投入策略组合下企业 1 和企业 2 的净支付

研发投入策略组合	企业 1 的净支付	企业 2 的净支付
两家企业均投入研发 (in, in)	$\Pi_1(\text{in}, \text{in}) - k$	$\Pi_2(\text{in}, \text{in}) - k$
仅企业 1 投入研发 (in, out)	$\Pi_1(\text{in}, \text{out}) - k$	$\Pi_2(\text{in}, \text{out})$
仅企业 2 投入研发 (out, in)	$\Pi_1(\text{out}, \text{in})$	$\Pi_2(\text{out}, \text{in}) - k$
两家企业均不投入研发 (out, out)	$\Pi_1(\text{out}, \text{out})$	$\Pi_2(\text{out}, \text{out})$

②假设两企业的创新是独立事件，且已有技术优势仅影响生产成本，不影响企业创新成功的概率。 u 刻画了由工业化发展阶段和技术市场需求共同决定的外生技术成功率，与政府政策和已有技术无关。

其中，在两家企业均投入创新的情况下，两家企业的预期收益为：

$$\begin{aligned}\Pi_1(\text{in}, \text{in}) &= u^2\pi_1(0,0) + u(1-u)[\pi_1(0, c_2) + c_2q_2(0, c_2)] \\ &\quad + u(1-u)\pi_1(c_1, 0) + (1-u)^2\pi_1(c_1, c_2)\end{aligned}\quad (11)$$

$$\begin{aligned}\Pi_2(\text{in}, \text{in}) &= u^2\pi_2(0,0) + u(1-u)[\pi_2(c_1, 0) + c_1q_1(c_1, 0)] \\ &\quad + u(1-u)\pi_2(0, c_2) + (1-u)^2\pi_2(c_1, c_2)\end{aligned}\quad (12)$$

在仅企业 1 投入创新的情况下，两家企业的预期收益为：

$$\Pi_1(\text{in}, \text{out}) = u[\pi_1(0, c_2) + c_2q_2(0, c_2)] + (1-u)\pi_1(c_1, c_2) \quad (13)$$

$$\Pi_2(\text{in}, \text{out}) = u\pi_2(0, c_2) + (1-u)\pi_2(c_1, c_2) \quad (14)$$

在仅企业 2 投入创新的情况下，两家企业的预期收益为：

$$\Pi_1(\text{out}, \text{in}) = u\pi_1(c_1, 0) + (1-u)\pi_1(c_1, c_2) \quad (15)$$

$$\Pi_2(\text{out}, \text{in}) = u[\pi_2(c_1, 0) + c_1q_1(c_1, 0)] + (1-u)\pi_2(c_1, c_2) \quad (16)$$

在两家企业均不投入创新的情况下，预期收益为：

$$\Pi_1(\text{out}, \text{out}) = \pi_1(c_1, c_2), \Pi_2(\text{out}, \text{out}) = \pi_2(c_1, c_2) \quad (17)$$

设 $\bar{k}$ 为竞争对手不创新时企业预期创新收益，即非策略性收益； $\underline{k}$ 为竞争对手创新时企业的预期创新收益，即策略性收益，均尚未扣除创新成本 k 。因此，企业可根据竞争对手的研发投入决策，将相应的策略性收益或非策略性收益与研发成本 k 进行比较，据此决定是否进行研发投入。企业 1 的非策略性收益和策略性收益分别为：

$$\bar{k}_1 = \Pi_1(\text{in}, \text{out}) - \Pi_1(\text{out}, \text{out}) = \frac{u(4ac_1+3ac_2-4c_1^2-6c_2^2+4c_1c_2)}{9} \quad (18)$$

$$\underline{k}_1 = \Pi_1(\text{in}, \text{in}) - \Pi_1(\text{out}, \text{in}) = \frac{u(4ac_1+3ac_2-4c_1^2-6c_2^2+4c_1c_2)-u^2c_2(3a+4c_1-6c_2)}{9} \quad (19)$$

企业 2 的非策略性收益和策略性收益分别为：

$$\bar{k}_2 = \Pi_2(\text{out}, \text{in}) - \Pi_2(\text{out}, \text{out}) = \frac{u(4ac_2+3ac_1-4c_2^2-6c_1^2+4c_1c_2)}{9} \quad (20)$$

$$\underline{k}_2 = \Pi_2(\text{in}, \text{in}) - \Pi_2(\text{in}, \text{out}) = \frac{u(4ac_2+3ac_1-4c_2^2-6c_1^2+4c_1c_2)-u^2c_1(3a+4c_2-6c_1)}{9} \quad (21)$$

可以发现当竞争对手不创新时，企业的创新回报更高（即当 $u > 0$ 和 $a > 2c_2 > 2c_1$ 时， $\bar{k}_1 > \underline{k}_1, \bar{k}_2 > \underline{k}_2$ ），同时技术追赶企业 2 具有更强的研发投入激励（即 $\bar{k}_2 > \bar{k}_1, \underline{k}_2 > \underline{k}_1$ ）。这是因为企业投资研发存在两种动机：一是利润动机，即通过降低生产成本来直接提高利润；二是战略动机，即通过阻碍竞争对手的生产来间接提高利润。由于边际成本降低的回报随产量增加而递增，当竞争对手不创新时，本企业得以维持较高的产量基数，降本增效的利润空间更大。相比之下，若竞争对手投入创新，一旦其创新成功，将会产生较强的产量挤出效应，削弱了本企业从技术进步中获取的节支收益（利润动机减弱）和通过成本优势阻碍对手扩张的战略杠杆（战略动机减弱）。同时，研发动机在不同效率主体间呈现出非对称性：技术追赶企业的初始生产成本较高，创新成功带来更大幅度的效率跃升，其投入研发的利润动机更强；即使面对竞争对手创新成功的产量挤出压力，其为了逆转竞争劣势、获取生存溢价的战略动机也更为紧迫，因而技术追赶企业在博弈中往往表现出更宽的创新成本适应区间。

由此可见，第二阶段企业的创新决策取决于创新成本、初始生产成本以及研发成功概率的共同作用。①当创新成本较低（即 $k < \underline{k}_1$ ），两家企业均投入创新；②当创新成本较高（ $k > \bar{k}_2$ ），市场可能陷入集体不创新的低效率均衡；③在创新成本的适度区间（ $\underline{k}_1 < k < \bar{k}_2$ ），一家企业投入创新且以 u 的概率研发成功。此时， $\bar{k}_1$ 和 $\underline{k}_2$ 的大小不确定，存在以下两种情况。其一， $\underline{k}_2 > \bar{k}_1$ ，企业 2 的最小创新动力仍大于企业 1 的最大动力，市场存在明显的挤出效应。企业 2 更有可能成为唯一研发投入企业，企业 1 只有在 k 极低时才加入创新。其二， $\underline{k}_2 < \bar{k}_1$ ，高成本企业的最小创新动力小于低成本企业的最大动力。其中，当 $\underline{k}_1 < k < \underline{k}_2$ 以及 $\bar{k}_1 <$

$k < \bar{k}_2$ ，只有企业 2 进行创新，而当 $\underline{k}_2 < k < \bar{k}_1$ ，两家企业都有可能投入创新。本文重点考察研发成功概率 u 较高且两家企业初始生产成本较为接近的参数情形；在该参数范围内， $\underline{k}_2 < \bar{k}_1$ ，对应上述第二种情形。此时两家企业的研发决策阈值比较如图 A1 所示。

$$a = 15, c_1 = 6, c_2 = 6.5, u = 0.7$$

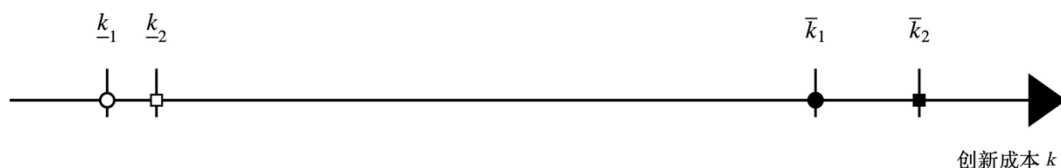


图 A1 企业 1 和企业 2 的研发决策阈值图

(二) 政府创新政策下的研发决策与技术交易均衡

在此基础上，引入以社会福利最大化为目标的政府创新政策。创新政策的核心作用并非简单地扩大创新规模或提高研发投入强度，而是通过改变不同类型的企业的创新进入条件，纠正市场自发创新结构与社会最优结构之间的偏离。

以下标表示市场中的创新企业主体， $W_{1,2}$ 、 W_1 、 W_2 和 W_0 分别表示两家企业都投入创新、企业 1 投入创新、企业 2 投入创新和两家企业都不投入创新时的预期社会福利，暂未扣除研发成本。如果两家企业都选择创新，社会福利为：

$$W_{1,2} = \Pi_1(\text{in}, \text{in}) + \Pi_2(\text{in}, \text{in}) + u^2 CS(0,0) + u(1-u)[CS(0, c_2) + CS(c_1, 0)] + (1-u)^2 CS(c_1, c_2) \quad (22)$$

仅企业 1 投入创新的社会福利为：

$$W_1 = \Pi_1(\text{in}, \text{out}) + \Pi_2(\text{in}, \text{out}) + u CS(0, c_2) + (1-u) CS(c_1, c_2) \quad (23)$$

仅企业 2 投入创新的社会福利为：

$$W_2 = \Pi_1(\text{out}, \text{in}) + \Pi_2(\text{out}, \text{in}) + u CS(c_1, 0) + (1-u) CS(c_1, c_2) \quad (24)$$

两家企业都不创新的社会福利为：

$$W_0 = \Pi_1(\text{out}, \text{out}) + \Pi_2(\text{out}, \text{out}) + CS(c_1, c_2) \quad (25)$$

因此，扣除研发投入成本后，两家企业均投入研发、仅企业 1 投入研发、仅企业 2 投入研发和两家企业均不投入研发时的净社会福利分别为 $W_{1,2} - 2k$ 、 $W_1 - k$ 、 $W_2 - k$ 和 W_0 。下文重点比较企业 2 单独创新相对于无企业创新的福利增进，以及在企业 2 已经创新的基础上企业 1 进一步加入创新的边际福利增进，主要出于以下两个原因。一方面，在两家企业的研发均衡中，不存在仅企业 1 创新与无企业创新、两家企业都创新的成本边界，即在无企业创新的成本边界左侧 ($\bar{k}_2$) 和两家企业均创新的成本边界右侧 ($\underline{k}_1$) 只存在企业 2 创新的可能。另一方面， $W_2 - W_1 = \frac{u(c_2 - c_1)(2a + c_1 + c_2)}{18} > 0$ 恒成立，在仅由一家企业投入创新的情况下，技术追赶企业 2 投入创新所产生的社会福利高于技术成熟企业 1 投入创新所产生的社会福利。

只有企业 2 创新的社会福利增进为：

$$\bar{k}^W = W_2 - W_0 = \frac{u(6ac_1 + 8ac_2 - 12c_1^2 + 14c_1c_2 - 11c_2^2)}{18} \quad (26)$$

在已有企业 2 创新的基础上，企业 1 加入创新所带来的边际社会福利增进为：

$$\underline{k}^W = W_{1,2} - W_2 = \frac{u\{8ac_1 + 6ac_2 - 11c_1^2 + 14c_1c_2 - 12c_2^2 - u[6a(c_1 + c_2) - 12(c_1^2 + c_2^2) + 14c_1c_2]\}}{18} \quad (27)$$

当市场中已存在可交易的创新技术时，创新投入的社会边际收益呈现递减特征，即 $\bar{k}^W > \underline{k}^W$ 。由此可见，社会最优的创新结构随创新成本区间而变化。①当创新成本较低时（即 $k <$

$\underline{k}^W$), 两家企业都投入研发是社会最优的; ②当创新成本处于中等区间 (即 $\underline{k}^W < k < \bar{k}^W$), 仅一家企业投入研发是社会最优的; ③当创新成本较高 (即 $k > \bar{k}^W$), 企业不投入研发是社会最优的。

在本文考察的参数范围内, $\underline{k}^W < \underline{k}_1 < \bar{k}_2 < \bar{k}^W$ 成立。此时市场机制在低研发成本区间的重复建设与高成本区间的创新缺失, 构成了政府介入的效率前提。其一, 当创新成本较高 (即 $\bar{k}_2 < k < \bar{k}^W$), 市场中不存在企业自发创新。然而由于技术追赶企业具有更强的利润动机和战略动机, 其创新能够在技术交易机制的作用下被扩散至整个行业, 显著提升行业生产效率和社会福利。因此, 在此区间内政府政策的作用并非普遍补贴创新活动, 而是通过定向激励降低企业 2 的创新进入门槛 (补贴额度至少为 $k - \bar{k}_2$)。在企业 2 创新成功后, 两家企业通过专利许可合同共享成本节约型技术创新, 社会福利得到改善。其二, 当创新成本较低 (即 $\underline{k}^W < k < \underline{k}_1$), 企业自主研发的进入门槛下降。受技术领先优势和市场竞争地位的驱动, 多家企业可能重复投入研发, 进而造成社会资源浪费。在该区间内, 社会最优结构仍为单一企业创新并通过技术交易实现技术共享。因此, 创新政策通过差异化配置政策资源、减少对低社会边际收益重复研发的支持, 并通过研发协调和技术共享机制, 引导企业由重复研发转向专业化研发与技术交易。在该情形下, 两家企业共享成本节约型技术, 但避免了重复研发投入, 从而提高社会福利。由于理论模型存在较多参数, 本文通过数值模拟的方式展示政府创新政策扩大企业技术交易可能性集合的作用。

图 A2 刻画了创新成本 k 与研发成功概率 u 共同决定下, 市场自发调节和政府创新政策下的潜在技术交易区域。本文重点考察具有明确技术供给方和需求方的交易结构, 即一家企业投入研发, 另一家企业不投入研发, 并通过许可方式获取外部技术。在市场自发调节下, 区域②形成单方研发与潜在技术交易; 政府创新政策则进一步将区域①和区域③转化为单方研发结构, 从而拓展技术交易的可能性集合。其中, 区域①体现了政策对双边重复研发结构的调整, 区域③体现了政策对无研发状态的激活。在上述区域中, 技术交易的最终达成仍受到创新成功概率 u 的制约。需要说明的是, 双边研发情况下也可能在两家企业研发结果不一致时发生条件性交易, 但这类交易缺乏事前确定的技术供需关系, 具有较强的结果依赖性, 且在本文参数范围内概率较低, 故不属于重点考察的技术交易情况。

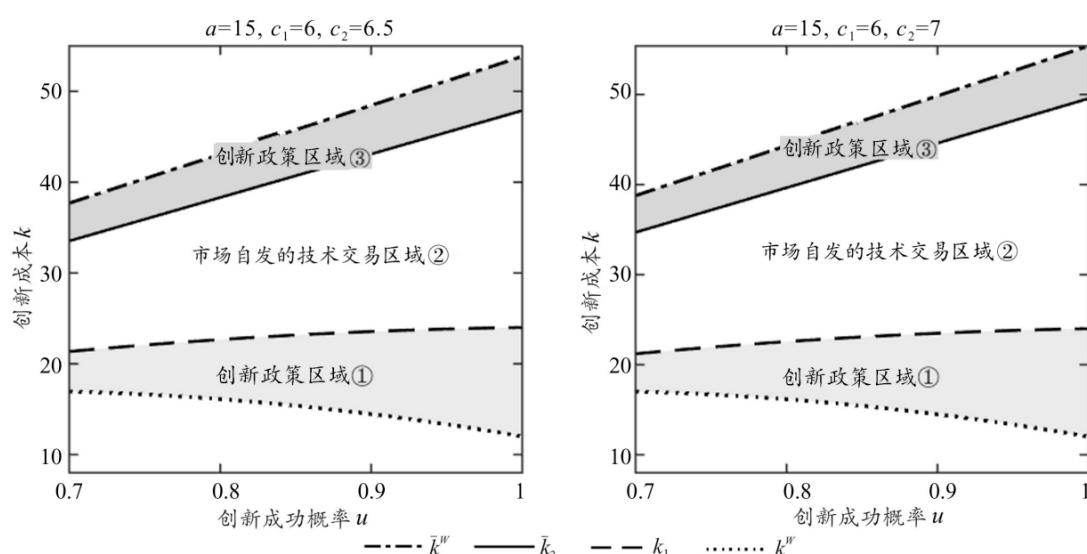


图 A2 市场自发调节和政府创新政策下的技术交易可能性集合

二、内生性检验

基准回归面临潜在的内生性问题。一方面，政府创新政策激励微观企业参与技术市场交易；另一方面，具有较强技术水平和较多专利数量的企业或地区可能也对创新政策有更高的需求，通过主动申报、加强与政府部门的沟通协调、积极承担科研项目等方式得到更多的资金扶持和政策倾斜，即两者之间可能互为因果。此外，可能遗漏了同时影响创新政策和企业技术交易的变量。

（一）工具变量

首先使用工具变量缓解内生性问题。参考彭书舟（2024）的研究设计，以城市 1984 年高等学校数量（*School*）为基础构建工具变量（*IV*）。这一设计基于以下理论逻辑：首先，高等教育资源是创新能力培育的重要基础，1984 年高校数量较多的城市往往具备更强的科教优势，其后期更有可能被选为政策试点城市，满足工具变量的相关性条件。其次，由于 1984 年与本文考察期相距较远，历史高校布局对考察期内企业技术交易的直接影响相对有限，但可能影响创新政策的实施和推进，具有一定的外生性基础。由于 1984 年高校数据为截面数据，引入宏观经济政策不确定性（*Uncertainty*）与之交互并取对数。数据方面，1984 年高校数量来自《中国城市统计年鉴》，经济政策不确定性指数采用 Baker 等（2016）的研究成果。第一阶段，*IV* 在 1% 的水平上显著，且 F 统计量为 67.05，高于经验临界值 10，说明不存在弱工具变量问题。第二阶段的回归结果如表 A2 第（1）列和第（2）列所示^③，基于 *IV* 估计得到的政府创新政策对企业技术交易的促进作用仍在 1% 的水平上正向显著，表明考虑内生性问题后研究结论依旧可靠。

表 A2 内生性检验：工具变量与双重机器学习

变量	工具变量		双重机器学习	
	<i>Licen</i>	<i>Licen_amount</i>	<i>Licen</i>	<i>Licen_amount</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Subs</i>	0.794*** (0.308)	3.369*** (1.213)	0.007*** (0.001)	0.013*** (0.001)
控制变量一次项	YES	YES	YES	YES
控制变量二次项	NO	NO	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES
第一阶段 F 检验	67.05	67.05		
Wald	4.535	5.587		
Wald_P	0.033	0.018		
N	36091	36091	36091	36091

③已有研究证实 Logit 模型和 Probit 模型的结论没有显著差别，且 Probit 模型在工具变量应用中具有更成熟的体系。故表 A2 第（1）列和第（2）列分别使用 IV-Probit 模型和 IV-Tobit 模型，考察创新政策对企业技术交易概率和交易规模的影响。由于上述两个模型要求内生解释变量为连续变量，故以创新政策强度（*Subs*）作为内生解释变量进行工具变量检验。双重机器学习可以处理二元解释变量，但需要采用不同的交互式模型，不再重复估计。

（二）双重机器学习

本文进一步使用双重机器学习方法,通过包含控制变量的高次项能更好地估计变量间的非线性关系,缓解遗漏变量和模型误设问题;同时使用正则化方法在预选的高维控制变量中进行筛选,有助于获得预测精度较高的有效控制变量集合。本文采用五折交叉拟合,使用随机森林算法对基准回归进行预测求解,结果如表 A2 第(3)列和第(4)列所示,政府创新政策对企业技术交易的回归系数仍然显著为正,表明基准回归结果的稳健性。

（三）遗漏变量偏误

尽管工具变量和双重机器学习能一定程度上缓解遗漏变量带来的偏误,考虑到影响企业技术交易的因素众多,本节专门分析遗漏变量问题。

表 A3 内生性检验：遗漏变量偏误

Panel A:控制省份层面遗漏变量与固定效应				
变量	<i>Licen</i>		<i>Licen_amount</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Subs</i>	0.346*** (0.048)		0.504*** (0.074)	
<i>Poli</i>		0.368*** (0.132)		0.532*** (0.199)
<i>Market</i>	-0.095 (0.124)	-0.090 (0.124)	-0.168 (0.181)	-0.170 (0.181)
<i>Property</i>	-0.037*** (0.013)	-0.037*** (0.013)	-0.045** (0.020)	-0.046** (0.020)
<i>Digital</i>	-0.543 (0.989)	-0.385 (0.990)	-0.381 (1.495)	-0.183 (1.495)
企业层面控制变量	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES
省份效应	YES	YES	YES	YES
N	32336	32336	32446	32446
Panel B:用可观测变量评估未观测变量的偏差 (N=36091)				
有限集控制变量	有限集回归系数	全集回归系数	差异比率	
无控制变量和固定效应	0.182	0.327	2.255	
仅控制变量	0.297	0.327	10.900	
仅年份固定效应	0.398	0.327	4.606	
仅年份和行业固定效应	0.384	0.327	5.737	

1. 控制省份层面的遗漏变量和固定效应

企业技术交易水平可能受到市场竞争水平、数字经济发展程度和知识产权保护程度等区域因素的影响（李明等，2019；张林等，2023；陈露，2025），故本文以市场化指数（*Market*）作为市场交易环境的代理变量，以知识产权立法强度和执行强度的乘积（*Property*）作为知识产权保护水平的代理变量，以数字经济指数（*Digital*）作为数字经济发展水平的代理变量。表 A3 Panel A 结果显示，控制省份层面潜在的遗漏变量和固定效应后，基准回归结果仍然成立。

2. 检验遗漏变量偏误程度

参考綦建红和周洛竹（2024）的做法，利用可观测变量评估不可观测变量的影响，并以此判断遗漏变量造成的偏误程度。本文考察一组全集（即不受限集）和四组有限集，以此比较有限集和全集回归中核心解释变量的系数差异比率，具体公式为 $\gamma = \left| \frac{\hat{\beta}_F}{(\hat{\beta}_R - \hat{\beta}_F)} \right|$ ，其中 $\hat{\beta}_R$ 和 $\hat{\beta}_F$ 分别表示有限集回归和全集回归中核心解释变量的系数。式中分母部分展示的系数差异越小，系数差异比越大，说明加入可观测变量后核心系数仍保持高度稳定，因此遗漏不可观测变量造成结果偏误的可能性较小。据表 A3 Panel B 可知，系数差异比介于 2.255 和 10.9 之间，说明不可观测变量对核心系数造成的影响至少要为可观测变量的 2.255 倍才会导致基准结果有偏，因此遗漏不可观测变量造成的扭曲较小。

三、稳健性检验

（一）稀有事件偏差校准

考虑到仅有 3% 的观测值产生技术交易行为，企业技术交易属于“稀有事件”，在有限样本情况下可能存在偏差，故使用 King 和 Zeng（2001）提出的稀有事件 Logit 模型和“补对数—对数”模型对正文 Logit 模型进行偏差修正。表 A4 中结论与基准回归结果保持一致。

表 A4 更换计量方法的回归结果

变量	<i>Licen</i>			
	稀有事件 Logit 模型		“补对数—对数”模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Subs</i>	0.360*** (0.028)		0.348*** (0.030)	
<i>Poli</i>		0.233*** (0.070)		0.218*** (0.068)
控制变量	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES
N	36091	36091	36091	36091

（二）排除其他政策因素

为排除样本期内其他可能影响企业技术交易的政策，在基准回归中依次加入以下政策的虚拟变量，以控制其对估计结果的影响：

1. 智能制造试点示范项目（*Inte_policy*）：该政策支持企业开展智能制造改造，可能影响

企业生产效率、技术需求和技术交易行为。

2.国家大数据综合试验区政策 (*Big_policy*): 该政策的核心目标是促进数据资源管理与开放共享, 可能通过推动数字经济发展和缓解技术交易信息约束的方式影响企业技术交易。

3.国家科技成果转移转化示范区政策 (*Tech_policy*): 该政策旨在完善成果转化服务体系、促进技术供需对接, 可能增加交易技术供给和降低匹配成本, 从而影响企业技术交易。

表 A5 中结论与基准回归保持一致。

表 A5 排除其他政策因素的回归结果

变量	智能制造试点示范项目		国家大数据综合试验区政策		国家科技成果转移转化示范区政策	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A:被解释变量 <i>Licen</i>						
<i>Subs</i>	0.327*** (0.042)		0.327*** (0.042)		0.327*** (0.042)	
<i>Poli</i>		0.250** (0.113)		0.250** (0.113)		0.238** (0.114)
<i>Inte_policy</i>	0.166 (0.246)	0.197 (0.248)				
<i>Big_policy</i>			0.008 (0.132)	0.001 (0.133)		
<i>Tech_policy</i>					0.139 (0.134)	0.101 (0.136)
Panel B:被解释变量 <i>Licen_amount</i>						
<i>Subs</i>	0.459*** (0.062)		0.460*** (0.062)		0.461*** (0.062)	
<i>Poli</i>		0.358** (0.165)		0.358** (0.166)		0.332** (0.168)
<i>Inte_policy</i>	0.385 (0.362)	0.428 (0.364)				
<i>Big_policy</i>			0.030 (0.185)	-0.002 (0.186)		
<i>Tech_policy</i>					0.244 (0.186)	0.179 (0.190)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	36091	36091	36091	36091	36091	36091

（三）调整样本范围

为考察基准结果对样本构成的敏感性，本文进一步剔除特殊城市样本和企业样本：

1. 剔除特殊城市样本：根据《新一线城市魅力排行榜（2025）》，一线城市为北京市、上海市、广州市和深圳市^④。鉴于直辖市和一线城市经济发展水平、创新资源集聚度远超普通地级市，其政策效果可能因虹吸效应而被高估，故删除直辖市和一线城市样本进行回归。

2. 剔除特殊企业样本：识别出存在 500 余家在考察期内连续 3 年创新投入为 0 的企业，这可能由于数据披露不足或缺失，也可能由于以上企业的核心业务并非创新导向（500 余家企业所处的行业中，房地产行业占 17.03%，零售行业占 15.22%，电力、热力生产和供应业占 7.97%、装卸搬运和运输代理业占 4.35%）。将其纳入样本可能稀释创新政策效果。

结论如表 A6 所示，除剔除特殊城市样本后创新政策实施（*Poli*）的显著性有所下降外，其余结果与基准回归保持一致。进一步的逐一城市剔除检验显示，剔除深圳市样本后，创新政策实施的显著性下降最为明显，这可能与深圳市较早进入国家创新型城市试点、创新资源和技术交易活动高度集聚有关。相比之下，创新政策强度（*Subs*）具有更丰富的企业层面连续变异，其估计结果相对稳定。

表 A6 调整样本范围的回归结果

变量	剔除特殊城市样本		剔除特殊企业样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A:被解释变量 <i>Licen</i>				
<i>Subs</i>	0.376*** (0.050)		0.278*** (0.044)	
<i>Poli</i>		0.155 (0.123)		0.299*** (0.115)
Panel B:被解释变量 <i>Licen_amount</i>				
<i>Subs</i>	0.533*** (0.074)		0.393*** (0.065)	
<i>Poli</i>		0.215 (0.177)		0.425** (0.169)
控制变量	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES
N	25378	25378	29999	29999

④详见第一财经网站（<https://www.datayicai.com/rankList>）。

附加材料参考文献：

- [1] 陈露. 知识产权保护对全国统一技术大市场建设的影响[J]. 科技进步与对策, 2025, (1): 30~39.
- [2] 李明, 孙成双, 邴涛, 陈向东. 技术竞争对企业专利许可行为的影响[J]. 科技进步与对策, 2019, (5): 96~105.
- [3] 刘学. 技术交易的特征与技术市场研究[J]. 中国软科学, 2000, (3): 62~67.
- [4] 彭书舟. 创新驱动政策与城市出口复杂度提升——来自国家创新型城市试点政策的证据[J]. 经济评论, 2024, (2): 3~21.
- [5] 綦建红, 周洛竹. 机器人应用与“稳外资”[J]. 世界经济, 2024, (8): 3~36.
- [6] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 盛誉. 数字化转型与企业分工：专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, 2021, (9): 137~155.
- [7] 张林, 陆道芬, 韦庄禹. 数字经济能否拉动中国技术市场发展——基于省际面板数据的实证分析[J]. 科技进步与对策, 2023, (22): 12~21.
- [8] Baker S. R., Bloom N., Davis S. J., 2016, *Measuring Economic Policy Uncertainty* [J], *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593~1636.
- [9] King G., Zeng L., 2001, *Logistic Regression in Rare Events Data* [J], *Political Analysis*, 9(2), 137~163.