

doi:10.3969/j.issn.1673-9833.2024.05.013

逆向混改对民营企业技术创新的影响

罗拥华, 黄聪, 马永军

(湖南工业大学 经济与贸易学院, 湖南 株洲 412007)

摘要: 基于民营企业引入国有资本的“逆向混改”视角, 以2008—2020年民营上市公司为样本, 运用多期双重差分法(DID)实证检验逆向混改与民营企业技术创新之间的关系。研究发现, 逆向混改对民营企业技术创新有显著的促进作用, 且这一结论在一系列稳健性检验后依然成立。机制分析发现, 逆向混改主要通过缓解融资约束、改善公司治理进而提升民营企业技术创新; 异质性分析表明, 逆向混改对民营企业技术创新的影响在非东部地区和行业竞争程度高的企业中更加显著。故建议政府部门应积极推动民营企业逆向混改的发展, 打造支持民营企业创新的融资环境, 进一步完善民营企业的公司治理结构。

关键词: 逆向混改; 民营企业; 技术创新; 多期双重差分法(DID); 异质性分析; 稳健性检验

中图分类号: F271.1

文献标志码: A

文章编号: 1673-9833(2024)05-0096-09

引文格式: 罗拥华, 黄聪, 马永军. 逆向混改对民营企业技术创新的影响[J]. 湖南工业大学学报, 2024, 38(5): 96-104.

Impact of Reverse Mixed Reform on the Technological Innovation of Private Enterprises

LUO Yonghua, HUANG Cong, MA Yongjun

(College of Economy and Trade, Hunan University of Technology, Zhuzhou Hunan 412007, China)

Abstract: Based on the perspective of “reverse mixed ownership reform” of private enterprises involving the introduction of state-owned capital, an empirical study has been carried out on the relationship between reverse mixed ownership reform and technological innovation in private enterprises by using the multi-period double difference method (DID) with a sample of private listed companies from 2008 to 2020. Research has found that reverse mixed ownership reform has a significant effect on the promotion of technological innovation in private enterprises, which conclusion still holds after a series of robustness tests. An mechanism analysis reveals that by alleviating financing constraints and improving corporate governance, reverse mixed ownership reform mainly enhances technological innovation in private enterprises. A heterogeneity analysis shows that the impact of reverse mixed ownership reform on technological innovation in private enterprises is more significant in non-eastern regions and enterprises with a higher degree of industry competition. Therefore, it is suggested that government departments should actively seek for an promotion of the development of reverse mixed ownership reform in private enterprises, and create a financing environment that facilitates innovation in private enterprises so as to further improve the corporate governance structure of private enterprises.

Keywords: reverse mixed reform; private enterprise; technological innovation; multi-period double difference method (DID); heterogeneity analysis; robustness test

收稿日期: 2023-04-14

基金项目: 湖南省自然科学基金资助面上项目(2021JJ30224); 湖南工业大学研究生科研创新基金资助项目(CX2222); 湖南省教育厅科研基金资助项目(21B0541)

作者简介: 罗拥华, 男, 湖南工业大学副教授, 博士, 主要研究方向为产业经济与企业投资,
E-mail: luoyonghua123@163.com

1 研究背景

创新是企业核心竞争力的关键来源,能助力企业在竞争性市场中获得市场份额,支持其长期可持续发展,对于实施国家创新战略与促进企业高质量发展有重要意义。民营企业作为我国市场上分布最为广泛、最具活力的经济主体,其在提升全国创新水平中发挥着不可替代的作用。从已公布数据可知,我国民营企业的研发专利申请数占总申请数的80%以上,发明专利数占比大于60%,新产品或服务在市场中占比达70%以上^[1],说明民营企业已成为我国创新创业的重要贡献者。因此,民营企业的创新问题值得关注。

早在2015年,《国务院关于发展国有企业混合所有制经济的意见》就明确提出,鼓励国有资本以多种方式入股非国有企业,积极发展混合所有制经济(即“逆向混改”)。2020年,中共中央办公厅出台了《关于加强新时代民营企业统战工作的意见》,国家发展和改革委员会发布了《关于支持民营企业加快改革发展和转型升级的意见》,均强调民营企业进行混合所有制改革、引入国有资本的重要性,并鼓励民营企业注重创新能力的培育与提升,推动自身转型升级。这表明政策层面国家对民营企业未来发展高度重视,希望民营企业通过吸纳国有资金发展、壮大自身,提高技术创新能力,为国家创新发展做贡献。

企业技术创新的影响因素一直受到学术界关注。如D. Hirshleifer^[2]、罗明新^[3]、M. Žižka^[4]、孙文晶^[5]等分别研究了企业领导人的特点、政治关联、产业类型、宗族文化等内部因素;Jiao H.^[6]、刘晔^[7]、尚炜伦^[8]等分别研究了国家宏观经济发展条件、知识产权保护性水平、商业环境等外部因素。自我国混合所有制改革以来,国内学术界即展开了对国有企业引进民营资本这一正向混改形式的研究。如陈林^[9]、王业雯^[10]等发现正向混改对国企发展有积极作用,钟昀珈等^[11]则发现了消极影响。然而目前关于混合所有制改革如何影响民营企业创新的研究还不多见,且学者们研究逆向混改如何影响民营企业技术创新时,多采用普通线性回归分析进行实证研究。因此,本文拟在已有研究基础上,选择多期双重差分方法(double difference method, DID),并采用平行趋势检验、安慰剂检验、倾向得分匹配(propensity score matching, PSM)和替换解释变量对多期双重差分分析结果进行验证,考察逆向混改对民营企业技术创新提升的作用,探讨融资约束和公司治理在逆向混改与企业技术创新间的作用,以期为民营企业逆向混改提供指导,为促进民营企业技术创新提供新路径。

2 理论分析与研究假设

2.1 逆向混改对民营企业技术创新的直接影响

逆向混改实质是民营企业引入国有资本,并逐渐优化经营管理,进而对技术创新产生正向影响。逆向混改对民营企业技术创新的直接影响主要表现在3个方面:一是国有企业创新理念的传导。国有企业有天然政治属性,承载着国家创新发展战略的重任,具备更加敏锐和完整的创新理念,对技术创新的把控力更强。民营企业借助逆向混改,可实现与国有企业进行交流的机会拓展,可接触和了解国有企业技术创新的意识和思维,进而自觉建立更为有效的技术创新理念系统,积极响应创新发展,加大技术研发投入。二是国有企业创新资源的传导。国有企业,特别是中央企业,在科技创新中扮演“国家队”的角色,所以在创新资源获取方面的便利更多。逆向混改后,民营企业可凭借国有股权的资源禀赋和社会影响力,直接援用国有企业的技术研发力量,获得更多政府提供的创新补贴,拓展与政府部门、高等院校和科研院所间的交流合作。这些可促进民营企业接受外部知识,提升创新资源获取能力^[12]。三是国有企业创新优势的传导。由于在企业规模、研发人才、技术积累、激励制度安排等方面更具实力,国有企业在提供新技术迭代与应用场景等方面有优势,尤其在攻克关键技术和共性技术、实现自主创新、塑造技术领先优势方面发挥主导作用。通过逆向混改,国有企业的创新优势将通过各种途径传到民营企业,实现为民营企业技术创新赋能的目的。基于上述分析,并结合邓永勤^[13]、李秉成^[14]、刘小玲^[15]等的研究,提出假设1。

H1 逆向混改对民营企业技术创新有促进作用。

2.2 融资约束的中介效应

当市场融资环境趋紧时,民营企业的技术创新活动更易受到压抑。为了避免陷入这种困境,民营企业可主动通过逆向混改方式引进国有资本,提高其信用水平,为其创新活动获取充足资金支持。具体而言,当国有资本代理者通过逆向混改进入民营企业股东行列形成国有资本与民营企业融合发展之时,国有股东为保证资产增值和股权分红,会对其入股的民营企业给予一定的融资帮助,缓解其资金压力,且这种从股权交流层面得到的融资便利比浅层的政府财政补贴更持久稳定,效力更大^[16]。当然,民营企业引入国有资本这一沟通桥梁后,与政府的关联也更为紧密,因此相当于获得了政府隐性担保^[17]。一旦政府为民营企业的发展站台,民营企业就获得了政府信用背书。此时,民营企业在信用被强化的基础上,更易

向银行等金融机构申请到技术创新所需贷款。此外,民营企业引入国有资本,还能向资本市场传递出利好信息,减少其融资约束,从而扩充其外部融资渠道,为创新活动获取足量资金支持,提高其技术创新能力。总之,民营企业的逆向混改暗含获取政府资源的动因,可通过缓解融资约束促进企业技术创新。基于上述分析,提出假设2。

H2 逆向混改主要通过缓解企业融资约束,促进民营企业技术创新。

2.3 公司治理的中介效应

民营企业进行逆向混改会形成混合型股权结构,提高其公司治理水平,进而对民营企业的技术创新产生影响。本文认为,民营企业逆向混改还可能基于产权动因,可通过改善公司治理促进企业技术创新。

国有资本入股民营企业会在一定程度上改变其股权结构,而股权结构是决定公司治理水平的关键因素,因股权多元化与外部股东监督可对公司治理产生深刻影响。因此,民营企业逆向混改可从两方面改善公司治理:一方面,民营企业接受国有资本入股,使得自身股权结构更趋于多元化,有助于不同属性资本间相互交融、取长补短、共同发展;另一方面,民营企业引入国有资本增加了其自身股权异质性水平,该举动可形成合理有效的外部股东监督机制,有效改善我国民营企业公司治理中固有问题^[18]。企业创新活动需大量研发投入,但能否产出创新绩效,关键在于研发投入创新资源的分配和利用。良好的治理结构有助于在企业内部形成更为客观公正的创新激励制度,使创新资源得到更有效的分配和利用。同时,根据委托代理理论,企业管理者并不总是站在企业长期利益上考虑问题,且创新产出投入大、见效慢,会形成技术短视^[19],而有效的公司治理能减少该情况发生。从上述分析可看出,民营企业能通过逆向混改改变自身股权结构,提高自身治理能力,进而提升自身的技术创新水平。基于上述分析,提出假设3。

H3 逆向混改主要通过改善公司治理,促进民营企业技术创新。

2.4 区域异质性

民营企业异质性是否在逆向混改对技术创新的作用中产生影响?首先,企业所在的区域环境是企业创新能力提升的一个重要外在因素,因不同地区有不同的经济发展水平、竞争环境、资源分配结构等。在我国东部地区,民营经济发展较好,当地政府对于企业的干预能力较弱^[20],那么逆向混改后通过政治关系获取的创新成本偏高。同时,东部地区的商业银行对民营企业的贷款政策较好,且民营企业间易抱团

发展,这在一定程度上会削弱逆向混改产生的影响。与经济发展水平更高、竞争更激烈的东部地区相比,非东部地区民营企业技术创新提升空间更大,对逆向混改需求更强烈。也就是说,非东部地区民营企业创新条件越艰苦,信贷歧视越严重,逆向混改对其技术创新的促进作用越显著。基于上述分析,提出假设4。

H4 民营企业位于非东部地区时,逆向混改对民营企业技术创新的促进作用更明显。

2.5 行业竞争程度异质性

行业竞争程度是影响企业创新行为的一个重要因素。竞争对企业创新的影响存在两种完全不同的假说:第一种假说是“逃离竞争效应”,认为竞争有利于创新,企业在竞争市场中通过研发创新逃离竞争,获得超额利润;第二种假说为“熊彼特效应”,即当行业竞争过于激烈时,行业内部企业间技术创新水平相差较大,大部分企业的创新意愿降低。汪芳等^[21]选取行业竞争程度为门槛变量,实证验证了“逃离竞争效应”,在竞争强度较高行业中,创新扩散效率一般也较高。当企业处于竞争程度高的行业中,市场竞争较激烈,民营企业面临的市场压力大,促使其不得不充分利用市场资源进行创新,以提高其市场竞争优势和创新能力^[22]。基于上述分析,提出假设5。

H5 民营企业所处行业竞争程度越高,逆向混改对其技术创新的促进作用越明显。

3 研究设计

3.1 研究样本与数据来源

本文以2008—2020年A股民营上市公司为研究样本,并进行如下筛选:1)剔除金融和保险业数据;2)剔除ST和*ST公司;3)剔除数据缺失和异常样本,个别样本缺失值用前后两年的平均值补充。经以上处理,最终得到1552家民营上市企业,其中进行过逆向混改企业760家,没有进行逆向混改企业792家。同时为减轻极端值对实证结果的影响,本文对所有变量进行上下1%的缩尾处理(Winsorize)。本文所使用的逆向混改数据系通过手工收集、整理年报获得,其他数据来自国泰安(China Stock Market Accounting Research, CSMAR)数据库。

3.2 变量定义

3.2.1 被解释变量:技术创新

创新是个不断发展的动态过程,若仅用单方面的数据去度量,显得有些片面。故本文选取技术创新投入与技术创新产出两个方面的指标测度民营企业技术创新。由于研发人员数量、技术资本的投入、新产品开发项目等指标数据难以获得,本文参照李增福

等^[23]的研究,选取研发投入占营业收入比例衡量技术创新投入,选取民营企业当年申请并被授权的发明专利个数加1的自然对数衡量技术创新产出。

3.2.2 解释变量:逆向混改

本文从股权层面衡量民营企业的逆向混改,即民营企业引入国有资本情况主要反映在前十大股东中是否有国有股东参股。本文主要以政策虚拟变量与时

间虚拟变量的乘积作为评判民营企业是否进行了逆向混改的标准。首先根据民营企业的前十大股东进行判断,其中有国有股东入股且国有股东参股年份处于2008—2020年间,则表明民营企业进行了逆向混改。

3.2.3 控制变量

本文参考文献[24],并根据民营企业特征,控制企业规模等因素设定控制变量,设定变量定义见表1。

表1 变量定义表

Table 1 Variable definition table

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量说明 |
|-------|------------|--------------|-----------------------------------|
| 被解释变量 | 技术创新投入 | η_{rd} | 研发投入占营业收入的比例*100% |
| | 技术创新产出 | $\ln P$ | 当年申请并被授权的发明专利个数加1的自然对数 |
| 解释变量 | 逆向混改政策虚拟变量 | p | 逆向混改虚拟变量,当该公司在样本期间经历逆向混改,取值1,否则为0 |
| | 逆向混改时间虚拟变量 | T | 逆向混改当年及之后年度取值为1,否则为0 |
| 控制变量 | 公司规模 | $\ln S$ | 公司资产总额的自然对数 |
| | 公司年龄 | $\ln A$ | 截至统计年度的公司年龄加1取自然对数 |
| | 资产负债率 | η_l | 总负债与总资产的比值 |
| | 托宾Q | η_Q | 总资产市场价值(股数*股价)与总资产账面价值的比值 |
| | 总资产收益率 | η_{roa} | 公司净利润与总资产的比值 |
| | 管理费用率 | η_{gac} | 企业管理费用与营业收入的比值 |

3.3 模型设计

为了检验逆向混改对民营企业技术创新的影响,本文采用DID检验假设。DID可有效估计出民营企业逆向混改前后企业技术创新水平的变化,以及这种变化是否显著异于同时期内没有逆向混改的企业技术创新水平的变化。本文参考T. Beck等^[25]提出的方法,将待检验模型设定为

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

式中: y_{it} 为被解释变量,指*i*公司在*t*年份的技术创新水平,分为创新投入 η_{rd} 和创新产出 $\ln P$; D 为交乘项,等于 $p_i \times T_t$, p_i 为逆向混改政策虚拟变量,如果该民营企业在样本期内参与了逆向混改,改革后企业的国有资本大于0,赋值1,否则赋值0; T_t 为逆向混改的时间虚拟变量,逆向混改前设定为0,逆向混改后则均为1;因此, D 交乘项等于1代表企业发生逆向混改的当年及以后年份,其他情况下, D 交乘项均为0; X_{it} 为一组企业特征控制变量; β_0 为常数项; β_1 为双重差分统计量,是本文的主要待估参数,其显著性和符号衡量的是逆向混改对民营企业技术创新的净效应,如果逆向混改确实对民营企业技术创新的提升有促进作用,那么这个双重差分统计量应该是显著为正; β_2 为控制变量系数; μ_i 和 μ_t 分别为企业固定效应与年份固定效应; ε_{it} 为误差项。

4 实证结果与分析

4.1 描述性统计

表2为11288个样本的全样本描述性统计结果。

表2 变量描述性统计

Table 2 Variable descriptive statistics

| 变量 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 |
|----------------|--------|-------|--------|--------|--------|
| $\eta_{rd}/\%$ | 5.007 | 3.168 | 0.000 | 4.360 | 17.810 |
| $\ln P$ | 0.865 | 0.284 | 0.000 | 0.908 | 1.382 |
| D | 0.332 | 0.471 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| $\ln S$ | 21.655 | 1.023 | 19.699 | 21.536 | 24.711 |
| $\ln A$ | 2.736 | 0.390 | 1.386 | 2.773 | 3.434 |
| η_l | 0.364 | 0.185 | 0.047 | 0.347 | 0.822 |
| η_{roa} | 0.049 | 0.065 | -0.272 | 0.050 | 0.217 |
| η_Q | 2.311 | 1.360 | 0.983 | 1.905 | 9.093 |
| η_{gac} | 0.091 | 0.063 | 0.011 | 0.076 | 0.356 |

由表2可知,企业技术创新投入 η_{rd} 的最小值为0,最大值为17.810%,标准差为3.168%,表明各企业在技术创新投入上存在显著差异;平均值和中位数分别为5.007%和4.360%,说明研发投入占营业收入的比例平均水平在5%左右。企业技术创新产出 $\ln P$ 平均值为0.865,表明企业当年申请并授权的专利数为1.382个($\exp^{0.865}-1$)。逆向混改虚拟变量 D 的平均值为0.332,即民营企业样本中逆向混改样本所占比例为33.2%,约为总样本的1/3。资产负债率 η_l 的平均值为0.364,标准差为0.185,说明我国A股民营企业负债水平较低,偿债能力较强。样本中总资产收益率 η_{roa} 的平均值为0.049,管理费用率 η_{gac} 的平均值为0.091。公司规模 $\ln S$ 和年龄 $\ln A$ 的分布均处于合理范围内。

4.2 多期双重差分检验结果与分析

表3给出了逆向混改与民营企业技术创新两个维

度关系的实证回归结果，列（1）（2）使用研发投入衡量企业技术创新投入，列（3）（4）使用专利数据衡量企业技术创新产出。列（1）（3）为只加入逆向混改虚拟变量的交乘项 D ，列（2）（4）则是进一步加入控制变量的回归结果。

表 3 多期双重差分模型回归结果

Table 3 Regression results of the multi-period double difference model

| 变量 | (1) η_{rd} | (2) η_{rd} | (3) $\ln P$ | (4) $\ln P$ |
|--------------|----------------------|--------------------|----------------------|--------------------|
| D | 0.456***(4.11) | 0.462***(4.15) | 0.031***(3.29) | 0.031***(3.32) |
| $\ln S$ | | 0.083*(1.90) | | 0.002(0.54) |
| $\ln A$ | | -1.278***(-3.15) | | -0.087**(-2.45) |
| η_1 | | 0.114(0.38) | | 0.034(1.30) |
| η_{roa} | | 0.716(1.34) | | 0.055(1.20) |
| η_Q | | 0.069*(2.50) | | 0.005*(2.18) |
| η_{gsc} | | 0.749(0.89) | | 0.045(0.59) |
| $_cons$ | 4.855*** (108.64) | 6.242*** (4.22) | 0.854*** (219.11) | 1.015*** (8.11) |
| 企业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| N | 11 288 | 11 288 | 11 288 | 11 288 |
| Adj. R^2 | 0.206 | 0.208 | 0.197 | 0.198 |

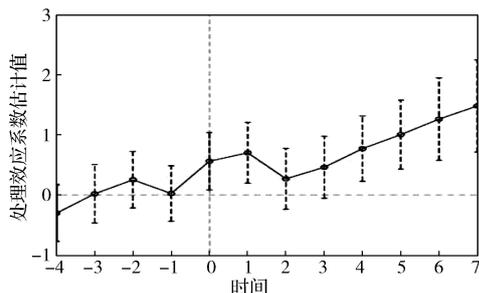
注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上统计显著；括号内为经异方差修正后的 t 值，下同。

表 3 结果显示，不论是否加入控制变量，使用 η_{rd} 和 $\ln P$ 衡量技术创新时， D 的系数估计值均在 1% 水平上显著为正，表明逆向混改对民营企业技术创新的提升具有显著正向作用。因此，假设 H1 得到证实。

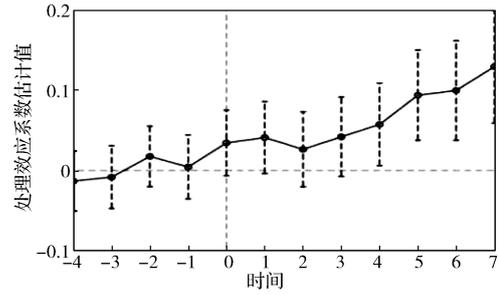
4.3 稳健性分析

4.3.1 平行趋势检验

确保双重差分法估计结果符合无偏性要求的前提之一，就是处理组与控制组应符合平行趋势检验要求，也就是民营企业在没有逆向混改的情况下，处理组和控制组民营企业技术创新有相同趋势变化。因此，本文通过绘制技术创新的平行趋势图检验多期双重差分模型的可行性，图 1 给出了模型（1）中技术创新投入与技术创新产出回归系数的估计结果。由图 1 可知，逆向混改前的年份对民营企业技术创新影响的均值都不具明显趋势差异，而逆向混改后年份对民营企业技术创新的均值都显著不为 0，说明所建模型满足多期双重差分模型的平行趋势检验。



a) 技术创新投入



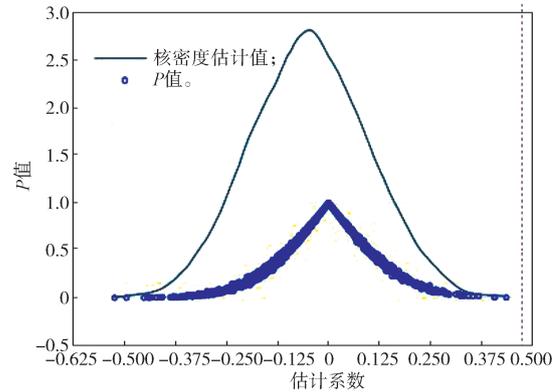
b) 技术创新产出

图 1 平行趋势检验结果

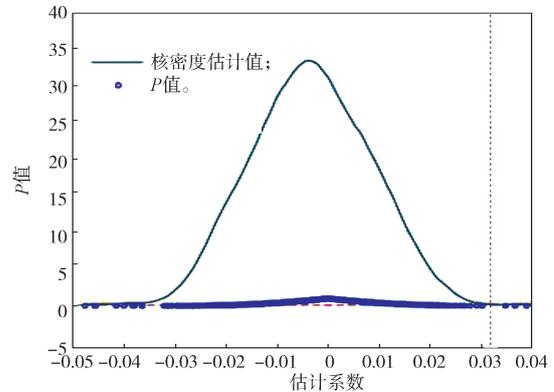
Fig. 1 Parallel trend test results

4.3.2 安慰剂检验

平行趋势检验能较好地检验由内生性导致的估计误差，但是其他政策或随机因素影响也会导致估计结果出现偏误。本文参考 Li P. 等^[26]的思路，通过随机虚构处理组的方式，从样本企业中随机选取 761 家企业为“伪处理组”，剩下的为“伪对照组”，从这个假设样本中，运行回归并重复 2 000 次，得到 2 000 个随机样本的估计值，并绘制它们的内核密度分布，得到的安慰剂检验结果见图 2。



a) 技术创新投入



b) 技术创新产出

图 2 安慰剂检验结果

Fig. 2 Placebo test results

从图 2 可看出，回归系数多分布在 0 值附近，且服从正态分布，绝大多数 $P > 0.1$ ，表示回归系数结果

不显著,图中虚线为真实估计样本系数,明显异于安慰剂检验所得估计样本系数,表明本研究回归结果并非偶然,可排除其他政策和随机因素的影响,使逆向混改对民营企业技术创新的实证检验结果更可信。

4.3.3 PSM-DID 检验

为确保结果可靠,降低双重差分模型的系统选择性偏误,可以使用PSM匹配处理组与控制组。首先,以控制变量为企业特征变量,再对处理组和控制组进行Logistic回归,采用1:3最近邻匹配方法匹配后,按照模型(1)回归,得到的PSM-DID检验结果见表4。如表所示,PSM-DID回归结果与本研究主检验结果基本一致,说明在对样本进行筛选匹配之后仍能得到一致的检验结果,即本文之前的主检验结果是稳健的。

表4 PSM-DID 检验的估计结果

Table 4 Estimation results of the PSM-DID tests

| 变 量 | (1) η_{rd} | (2) η_{rd} | (3) $\ln P$ | (4) $\ln P$ |
|----------------------------|------------------|-----------------|-------------------|-----------------|
| <i>D</i> | 0.475*** (3.74) | 0.484*** (3.80) | 0.044*** (3.65) | 0.044** (3.67) |
| <i>_cons</i> | 4.783*** (93.35) | 6.139*** (3.60) | 0.842*** (168.86) | 0.956*** (5.61) |
| 控制变量 | 未控制 | 控制 | 未控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 8 902 | 8 902 | 7 854 | 7 854 |
| Adj. <i>R</i> ² | 0.242 | 0.243 | 0.195 | 0.195 |

4.3.4 替换解释变量

在前文的实证回归中,解释变量为逆向混改虚拟变量。为了保持结果的稳健性,本文使用民营企业中国有股持股比例*gyg*来衡量逆向混改变量,对模型(1)重新进行检验,所得实证结果见表5。由表中数据可知,替换解释变量后结论依然成立。

表5 替换解释变量的估计结果

Table 5 Estimation results with replacement of explanatory variables

| 变 量 | (1) η_{rd} | (2) η_{rd} | (3) $\ln P$ | (4) $\ln P$ |
|----------------------------|-------------------|-----------------|-------------------|-----------------|
| <i>gyg</i> | 3.511*** (2.92) | 3.776*** (3.11) | 0.212** (2.20) | 0.233** (2.39) |
| <i>_cons</i> | 4.992*** (185.88) | 6.458*** (4.36) | 0.864*** (355.57) | 1.029*** (8.21) |
| 控制变量 | 未控制 | 控制 | 未控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 11 288 | 11 288 | 11 288 | 11 288 |
| Adj. <i>R</i> ² | 0.205 | 0.207 | 0.196 | 0.197 |

5 进一步分析

5.1 影响机制分析

借鉴温忠麟等^[27]的研究,进一步构建如下中介效应模型对融资约束和公司治理是否在逆向混改和民营企业技术创新之间发挥中介作用进行检验。模型(2)用于分析逆向混改对融资约束或者公司治理的影响;模型(3)用于分析逆向混改与融资约束,或

者逆向混改与公司治理对民营企业技术创新的影响。

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

$$Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{it} + \gamma_2 M_{it} + \gamma_3 X_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

式(2)(3)中: M_{it} 为中介变量,分别为融资约束和公司治理; α_0 为模型(2)中的常数项; α_1 为解释变量回归系数; α_2 为控制变量系数; γ_0 为模型(3)中的常数项; γ_1 为解释变量回归系数; γ_2 为中介变量回归系数; γ_3 为控制变量系数。

5.1.1 融资约束的机制检验

本文选择常用的SA指数来衡量民营企业面临的融资约束,并检验融资约束在逆向混改和民营企业技术创新之间的中介效应。如果SA指数为负值,则该值越低,企业的融资约束越大。表6给出了融资约束的中介效应检验结果。

表6 融资约束的机制检验结果

Table 6 Results of the mechanism test for financing constraints

| 变量 | (1) | | (2) | | (3) | |
|----------------------------|------------------------------|---------------------|-----------------------|------------------------------|----------------------|--|
| | η_{rd} | $\ln P$ | <i>SA</i> | η_{rd} | $\ln P$ | |
| <i>D</i> | 0.462*** (4.15) | 0.031*** (3.32) | -0.008*** (-2.58) | 0.455*** (4.09) | 0.030*** (3.19) | |
| <i>SA</i> | | | | -0.817** (-2.01) | -0.157*** (-3.83) | |
| $\ln S$ | 0.083 ⁺ (1.90) | 0.002 (0.54) | -0.002 (-1.49) | 0.082 ⁺ (1.86) | 0.002 (0.46) | |
| $\ln A$ | -1.278*** (-3.15) | -0.087** (-2.45) | 0.054*** (2.72) | -1.234*** (-3.04) | -0.078** (-2.21) | |
| η_i | 0.114 (0.38) | 0.034 (1.30) | -0.016 (-1.58) | 0.102 (0.34) | 0.032 (1.20) | |
| η_{roa} | 0.716 (1.34) | 0.055 (1.20) | -0.020 (-1.46) | 0.699 (1.31) | 0.052 (1.14) | |
| η_Q | 0.069** (2.50) | 0.005** (2.18) | 0.000 (0.82) | 0.069** (2.51) | 0.005** (2.21) | |
| η_{gac} | 0.749 (0.89) | 0.045 (0.59) | 0.213*** (7.06) | 0.923 (1.09) | 0.078 (1.01) | |
| <i>_cons</i> | 6.242*** (4.22) | 1.015*** (8.11) | -3.837*** (-66.39) | 3.106 (1.45) | 0.414** (2.02) | |
| 企业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | |
| <i>N</i> | 11 288 | 11 288 | 11 288 | 11 288 | 11 288 | |
| Adj. <i>R</i> ² | 0.208 | 0.198 | 0.895 | 0.208 | 0.200 | |

由表6可知,(2)列中SA为被解释变量时,逆向混改虚拟变量交互项*D*的系数为-0.008,且在1%水平上显著,表明民营企业进行逆向混改之后,逆向混改能够显著缓解民营企业面临的融资约束。(3)列中,将SA加入基准回归后,得到*D*的系数分别为0.455和0.030,且在1%水平上显著为正,SA的系数分别为-0.817和-0.157,分别在5%,1%水平上显著。对比加入中介变量SA前的基准回归结果,发现*D*系数有所降低(0.462>0.455、0.031>0.030,且*t*值减小)。以上数据说明,融资约束不利于民营企

业技术创新，逆向混改可以通过缓解企业融资约束提高民营企业技术创新水平，说明融资约束在民营企业逆向混改与技术创新的关系间起部分中介效应，假设 H2 得到验证。

5.1.2 公司治理的机制检验

本文选择 4 个维度共 7 个公司治理 (GS) 变量 (高管薪酬、高管持股比例、独立董事比例、董事会规模、机构持股比例、股权制衡度、董事长与总经理是否两职合一) 衡量公司治理，在此基础上，采用主成分分析法构造公司治理指数，其值越大，表明公司治理程度越高。表 7 为公司治理的机制检验结果。

表 7 公司治理的机制检验结果

Table 7 Results of the mechanism test for corporate governance

| 变量 | (1) | | (2) | | (3) | |
|--------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|--|
| | η_{rd} | $\ln P$ | GS | η_{rd} | $\ln P$ | |
| D | 0.462*** (4.15) | 0.031*** (3.32) | 0.068*** (3.33) | 0.452*** (4.06) | 0.030*** (3.20) | |
| GS | | | | 0.151*** (2.78) | 0.018*** (3.54) | |
| SA | 0.083* (1.90) | 0.002 (0.54) | 0.022*** (2.73) | 0.080* (1.82) | 0.002 (0.44) | |
| $\ln S$ | -1.278*** (-3.15) | -0.087** (-2.45) | -0.415*** (-4.90) | -1.215*** (-2.98) | -0.079** (-2.23) | |
| $\ln A$ | 0.114 (0.38) | 0.034 (1.30) | -0.269*** (-4.26) | 0.155 (0.51) | 0.039 (1.48) | |
| η_1 | 0.716 (1.34) | 0.055 (1.20) | 0.067 (0.76) | 0.706 (1.32) | 0.054 (1.18) | |
| η_{roa} | 0.069** (2.50) | 0.005** (2.18) | 0.005 (1.03) | 0.068** (2.47) | 0.005** (2.14) | |
| η_Q | 0.749 (0.89) | 0.045 (0.59) | 0.180 (1.08) | 0.722 (0.86) | 0.042 (0.55) | |
| η_{gac} | 6.242*** (4.22) | 1.015*** (8.11) | 0.835*** (2.86) | 6.116*** (4.12) | 1.000*** (7.97) | |
| _cons | 0.462*** (4.15) | 0.031*** (3.32) | 0.068*** (3.33) | 0.452*** (4.06) | 0.030*** (3.20) | |
| 企业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | |
| N | 11 288 | 11 288 | 11 288 | 11 288 | 11 288 | |
| Adj.R ² | 0.208 | 0.198 | 0.635 | 0.209 | 0.199 | |

表 7 (2) 列中，公司治理作为被解释变量时，逆向混改虚拟变量交互项 D 的系数为 0.068，且在 1% 水平上显著为正，表明民营企业逆向混改后，国有资本的进入能显著增强民营企业的公司治理水平。(3) 列中将中介变量 GS 加入基准回归后，D 的系数分别为 0.452 和 0.030，且在 1% 水平上显著为正，GS 系数分别为 0.151, 0.018，且在 1% 水平上显著。与加入 GS 前结果相比，D 系数显著降低 (0.462 > 0.452、0.031 > 0.030)，且 t 值减小。以上实证回归数据说明，公司治理有利于提升民营企业技术创新水平，逆向混改通过提高公司治理水平提升民营企业技术创新能力，说明公司治理在民营企业逆向混改与技术创新的

关系间起中介效应，假设 H3 得到验证。

5.2 异质性分析

为了探究逆向混改对民营企业技术创新的异质性影响，本文在模型 (1) 的基础上，选取区域和行业竞争程度进行分组回归，以检验逆向混改对民营企业技术创新的差异化影响。

5.2.1 区域异质性

首先区分样本民营企业所在区域，按照统计局对地区的划分，将中国分为东部地区和非东部地区，非东部地区包括中部、西部和东北地区，得到的区域异质性检验结果见表 8。对比表中东部地区和非东部地区交互项系数的大小和显著性，可知逆向混改对非东部地区民营企业技术创新的促进效果要高于经济发达的东部地区，假设 H4 得到验证。

表 8 区域异质性检验结果

Table 8 Regional heterogeneity test results

| 变量 | (1) η_{rd} | (2) η_{rd} | (3) $\ln P$ | (4) $\ln P$ |
|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | 东部地区 | 非东部地区 | 东部地区 | 非东部地区 |
| D | 0.345*** (2.95) | 0.900*** (4.14) | 0.027** (2.53) | 0.051*** (2.60) |
| _cons | 6.455*** (3.71) | 1.125 (0.36) | 1.101*** (6.99) | 0.679** (2.46) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| N | 8 922 | 2 366 | 8 922 | 2 366 |
| Adj.R ² | 0.213 | 0.189 | 0.203 | 0.181 |

5.2.2 行业竞争程度异质性

根据以往文献做法，本文采用企业营业收入的赫芬达尔指数 (Herfindahl-Hirschman index, HHI) 作为行业竞争程度的度量指标，其值越高，表明行业竞争程度越高，反之越低。按照 HHI 的中位数大小，将民营企业划分为竞争程度高和竞争程度低两组样本，得到的行业竞争程度异质性检验结果见表 9。表 9 结果表明，行业竞争程度越强的交互项系数都显著为正值，但在竞争程度较低的行业中，交互项系数并不明显。即与竞争程度较低的企业比较，逆向混改对行业竞争程度高的民营企业技术创新的促进作用更加显著，假设 H5 得到验证。

表 9 行业竞争程度异质性检验

Table 9 Heterogeneity tests of industry competition degrees

| 变量名称 | (1) η_{rd} | (2) η_{rd} | (3) $\ln P$ | (4) $\ln P$ |
|--------------------|--------------------|-----------------|--------------------|--------------------|
| | 竞争程度高 | 竞争程度低 | 竞争程度高 | 竞争程度低 |
| D | 0.577*** (4.98) | 0.018 (0.08) | 0.040*** (3.82) | 0.000 (0.01) |
| _cons | 5.703*** (3.29) | 3.181 (1.03) | 0.922*** (5.95) | 1.314*** (4.56) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| N | 9 010 | 2 278 | 9 010 | 2 278 |
| Adj.R ² | 0.208 | 0.210 | 0.201 | 0.188 |

6 结论与建议

以2008—2020年A股上市民营企业为样本,采用DID检验逆向混改对民营企业技术创新的影响。研究发现,逆向混改显著提高了民营企业的技术创新投入和技术创新产出,促进了民营企业技术创新水平提升,且采用一系列稳健性检验后该结论依然成立。中介效应检验发现,融资约束在逆向混改与民营企业技术创新的关系间起部分中介作用,能通过缓解融资约束推动企业技术创新活动;公司治理在逆向混改与民营企业技术创新的关系间起部分中介作用,逆向混改能通过改善公司治理促进技术创新。最后,分析了区域和行业竞争程度对逆向混改政策实施效果的影响,发现非东部地区 and 行业竞争程度较高的民营企业的逆向混改对企业技术创新促进作用更显著。

基于以上结论,提出如下建议:1)积极推动民营企业逆向混改的发展。政府部门应尽快出台民营企业逆向混改的相关政策,指导民营企业逆向混改行为,并打造出有利于民营企业引入国有资本进行逆向混改的制度与市场环境。2)打造支持民营企业创新的融资环境。充分发挥北交所和科创板对创新型企业的融资支持,为逆向混改民营企业创新提供更多的普惠金融业务,对创投基金的发展提供优惠政策。3)进一步完善民营企业的公司治理结构。经历逆向混改的民营企业应完善不同股权性质的现代治理结构,建立创新激励机制,激发创新活力,提高创新效率。

本研究虽丰富了混合所有制改革的相关研究,也为进一步推进民营企业逆向混改提供了实证支持,但存在如下不足:首先,本文样本仅限于民营上市公司,而未上市的民营企业因无法获得相关数据,没有纳入本研究;其次,只用了研发投入和已授权专利数两个指标代表企业创新,还存在其他衡量企业技术创新能力的指标未纳入研究。接下来的研究中,可以进一步扩大企业样本或企业技术创新衡量指标,寻求更多的机制路径,深入探讨逆向混改对民营企业技术创新的影响,为民营企业高质量发展提供理论指导。

参考文献:

- [1] 陈红,张玉,刘东霞.政府补助、税收优惠与企业创新绩效:不同生命周期阶段的实证研究[J].南开管理评论,2019,22(3):187-200.
CHEN Hong, ZHANG Yu, LIU Dongxia. Government Subsidies, Tax Breaks and Enterprise's Innovation Performance: An Empirical Study on Different Life Cycle Stages[J]. Nankai Business Review, 2019, 22(3): 187-200.
- [2] HIRSHLEIFER D, LOW A, TEOH S H. Are Overconfident CEOs Better Innovators?[J]. Journal of Finance, 2012, 67(4): 1457-1498.
- [3] 罗明新,马钦海,胡彦斌.政治关联与企业技术创新绩效:研发投资的中介作用研究[J].科学学研究,2013,31(6):938-947.
LUO Mingxin, MA Qin Hai, HU Yanbin. Political Connection and Firm Technological Innovation Performance: A Study on the Mediating Role of R & D Investment[J]. Studies in Science of Science, 2013, 31(6): 938-947.
- [4] ŽIŽKA M, VALENTOVÁ V H, PELLONEOVÁ N, et al. The Effect of Clusters on the Innovation Performance of Enterprises: Traditional Vs New Industries[J]. Entrepreneurship and Sustainability Issues, 2018, 5(4): 780-794.
- [5] 孙文晶,王明伟,叶建华.宗族文化与中国民营企业创新[J].山西财经大学学报,2021,43(7):58-69.
SUN Wenjing, WANG Mingwei, YE Jianhua. Clan Culture and Chinese Private Company Innovation[J]. Journal of Shanxi University of Finance and Economics, 2021, 43(7): 58-69.
- [6] JIAO H, KOO C K, CUI Y. Legal Environment, Government Effectiveness and Firms' Innovation in China: Examining the Moderating Influence of Government Ownership[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2015, 96: 15-24.
- [7] 刘晔,张训常,蓝晓燕.国有企业混合所有制改革对全要素生产率的影响:基于PSM-DID方法的实证研究[J].财政研究,2016(10):63-75.
LIU Ye, ZHANG Xunchang, LAN Xiaoyan. The Influence of the Mixed Ownership Reform on the Total Factor Productivity of the State Owned Enterprises: An Empirical Study Based on PSM-DID Method[J]. Public Finance Research, 2016(10): 63-75.
- [8] 尚炜伦.营商环境对民营企业创新绩效的影响[J].国际经济合作,2020(5):127-134.
SHANG Weilun. The Influence of Business Environment on the Innovation Performance of Private Enterprises[J]. Journal of International Economic Cooperation, 2020(5): 127-134.
- [9] 陈林,唐杨柳.混合所有制改革与国有企业政策性负担:基于早期国企产权改革大数据的实证研究[J].经济学家,2014(11):13-23.
CHEN Lin, TANG Yangliu. Mixed Ownership Reform and Policy Burden of State-Owned Enterprises: An Empirical Study Based on Big Data of Early State-Owned Enterprise Property Right Reform[J]. Economist, 2014(11): 13-23.
- [10] 王业雯,陈林.混合所有制改革是否促进企业创新?[J].经济与管理研究,2017,38(11):112-121.

- WANG Yewen, CHEN Lin. Whether Mixed Ownership Reform can Promote Enterprise Innovation?[J]. *Research on Economics and Management*, 2017, 38(11): 112-121.
- [11] 钟昀珈, 张晨宇, 陈德球. 国企民营化与企业创新效率: 促进还是抑制?[J]. *财经研究*, 2016, 42(7): 4-15.
ZHONG Yunjia, ZHANG Chenyu, CHEN Deqiu. Privatization and Innovation Efficiency: Promotion or Suppression?[J]. *Journal of Finance and Economics*, 2016, 42(7): 4-15.
- [12] 李慧聪, 孙亚会, 李一珊. 国有股权参股对家族企业创新效率影响机制与路径研究[J]. *科技进步与对策*, 2021, 38(13): 90-99.
LI Huicong, SUN Yahui, LI Yishan. Research on the Influence Mechanism and Path of State-Owned Equity Participation on Family Business Innovation Efficiency[J]. *Science & Technology Progress and Policy*, 2021, 38(13): 90-99.
- [13] 邓永勤, 汪静. 国有参股股东能够促进企业创新吗[J]. *科技进步与对策*, 2020, 37(10): 81-89.
DENG Yongqin, WANG Jing. Do State Non-Controlling Shareholders in Private Firms Promote Corporate Innovation[J]. *Science & Technology Progress and Policy*, 2020, 37(10): 81-89.
- [14] 李秉成, 王志涛, 宋若兰. 民企“逆向混改”能降低审计收费吗?[J]. *财会通讯*, 2022(1): 28-34.
LI Bingcheng, WANG Zhitao, SONG Ruolan. Can Private Enterprises “Reverse Mixed Reform” Reduce Audit Fees? [J]. *Communication of Finance and Accounting*, 2022(1): 28-34.
- [15] 刘小玲, 董瑜. 创新测度研究进展及发展趋势[J]. *科技管理研究*, 2021, 41(11): 1-8.
LIU Xiaoling, DONG Yu. Research Progress and Trends of Innovation Measurement[J]. *Science and Technology Management Research*, 2021, 41(11): 1-8.
- [16] 李增福, 云锋, 黄家惠, 等. 国有资本参股对非国有企业投资效率的影响研究[J]. *经济学家*, 2021(3): 71-81.
LI Zengfu, YUN Feng, HUANG Jiahui, et al. Research on the Influence of State-Owned Capital's Shares on the Investment Efficiency of Non-State-Owned Enterprises[J]. *Economist*, 2021(3): 71-81.
- [17] 杨北京, 冯璐. 国有股权、企业社会责任与信贷约束[J]. *金融论坛*, 2019, 24(2): 27-39.
YANG Beijing, FENG Lu. State-Owned Shares, Corporate Social Responsibility and Credit Constraints[J]. *Finance Forum*, 2019, 24(2): 27-39.
- [18] 吴兴宇, 王满. “内部治理”与“外部监管”: 国有股东在民营企业并购中的双重身份[J]. *南京审计大学学报*, 2021, 18(2): 41-49.
WU Xingyu, WANG Man. “Internal Governance” and “External Supervision”: Dual Status of State-Owned Shareholders in the Process of M & A of Private Enterprises[J]. *Journal of Nanjing Audit University*, 2021, 18(2): 41-49.
- [19] SHLEIFER A, VISHNY R W. Management Entrenchment: The Case of Manager-Specific Investments[J]. *Journal of Financial Economics*, 1989, 25(1): 123-139.
- [20] PENG M W. Institutional Transitions and Strategic Choices[J]. *Academy of Management Review*, 2003, 28(2): 275-296.
- [21] 汪芳, 石鑫. 互联网、行业竞争程度与创新效率[J]. *科研管理*, 2022, 43(9): 119-126.
WANG Fang, SHI Xin. The Relationship Among the Internet, Industry Competition Intensity and Innovation Efficiency[J]. *Science Research Management*, 2022, 43(9): 119-126.
- [22] 智艳. 市场竞争、产业关联与创新: 一个文献综述[J]. *世界经济文汇*, 2014(5): 105-120.
ZHI Yan. Market Competition, Industrial Relevance and Innovation: A Literature Review[J]. *World Economic Papers*, 2014(5): 105-120.
- [23] 李增福, 黄家惠, 连玉君. 非国有资本参股与国企技术创新[J]. *统计研究*, 2021, 38(1): 119-131.
LI Zengfu, HUANG Jiahui, LIAN Yujun. Non-State-Owned Capital Share-Holding and Technological Innovation of State-Owned Enterprises[J]. *Statistical Research*, 2021, 38(1): 119-131.
- [24] 余明桂, 钟慧洁, 范蕊. 民营化、融资约束与企业创新: 来自中国工业企业的证据[J]. *金融研究*, 2019(4): 75-91.
YU Minggui, ZHONG Huijie, FAN Rui. Privatization, Financial Constraints, and Corporate Innovation: Evidence from China's Industrial Enterprises[J]. *Journal of Financial Research*, 2019(4): 75-91.
- [25] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big Bad Banks? the Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [26] LI P, LU Y, WANG J. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 18-37.
- [27] 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, 36(5): 614-620.
WEN Zhonglin, CHANG Lei, HAU Kit-Tai, et al. Testing and Application of the Mediating Effects[J]. *Acta Psychologica Sinica*, 2004, 36(5): 614-620.

(责任编辑: 廖友媛)