**附 录**

**正文未报告部分**

**附录1 稳健性检验**

**1.替换被解释变量**

为了保证结果的稳健性，本文采用其他替代性指标作为被解释变量进行检验。具体而言，表A1的第（1）和第（2）列报告了采用新技术专利累计覆盖领域数（*newscope*）作为代理指标的估计结果；第（3）和第（4）列则分别呈现了新技术领域总数的自然对数（*newscope*1）和专利个数的自然对数（*newcount*1）回归结果。通过构建多个相互印证的指标对被解释变量进行替换，估计结果进一步强化了本文的核心结论。

表A1 替换被解释变量的实证结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | (1) |  | (3) | (4) |
| *newscope* | | *newscope*1 | *newcount*1 |
| *firmnumber* | 1.607\*\*\*  (0.333) | 1.545\*\*\*  (0.321) | 0.184\*\*\*  (0.069) | 4.857\*\*\*  (1.279) |
| 常数项 | -141.424\*\*\*  (30.001) | -158.564\*\*\*  (29.574) | -19.087\*\*\*  (6.184) | -471.289\*\*\*  (115.167) |
| 控制变量 | 不控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份/个体/行业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 19690 | 19690 | 19690 | 19690 |
| 调整*R*2 | 0.473 | 0.479 | 0.768 | 0.249 |

**2.替换解释变量**

失信被执行法人信息属于“事后”指标，且失信联合惩戒政策发挥作用的效力可能存在滞后性。为此，本文在变量设定中利用近三年失信企业均值（*firmnum*）、近两年失信企业均值（*Tfirmnum*）、单位规模以上企业的失信企业数（*Tfirmnumber*）以及当期失信企业的滞后一期（*firmn*）数据，并按照基准回归中核心解释变量的测算方式进行处理后作为代理变量。表A2第（1）—（4）列结果显示，相应代理变量的回归系数均在1%的检验水平上显著为正，这表明基本结论依然稳健。为了进一步检验结果的稳健性，表A2第（5）—（8）列选择社会失信被执行自然人（*people*）和处罚金额（*money*）作为基础数据，分别利用城市年末总人口和金融存贷款投资金额以核心解释变量的测算方式作标准化处理，并延长了时间窗口至2021年。检验结果与基准回归结果基本一致，表明本文核心结论依然可靠。

表A2 替换解释变量的实证结果

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| *newcount* | | | | | | | |
| *firmnum* | 7.417\*\*\*  (1.672) |  |  |  |  |  |  |  |
| *Tfirmnum* |  | 6.198\*\*\*  (1.536) |  |  |  |  |  |  |
| *Tfirmumber* |  |  | 8.679\*\*\*  (1.845) |  |  |  |  |  |
| *firmn* |  |  |  | 3.639\*\*\*  (1.297) |  |  |  |  |
| *people* |  |  |  |  | 1.234\*\*\*  (0.426) |  | 0.199\*\*  (0.088) |  |
| *money* |  |  |  |  |  | 1.657\*\*\*  (0.533) |  | 0.508\*\*  (0.237) |
| 常数项 | -27.107\*\*\*  (4.188) | -25.687\*\*\*  (4.182) | -28.739\*\*\*  (4.228) | -23.304\*\*\*  (4.802) | -19.392\*\*\*  (4.219) | -20.187\*\*\*  (4.201) | -1.661\*\*\*  (0.483) | -1.974\*\*\*  (0.523) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份/个体/行业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 19690 | 19690 | 19690 | 16614 | 19690 | 19690 | 24817 | 24817 |
| 调整*R*2 | 0.470 | 0.470 | 0.470 | 0.481 | 0.470 | 0.470 | 0.492 | 0.492 |

**3.内生性讨论**

社会信用和企业创新边界拓展可能存在潜在的互为因果的内生性，为此，本文选择商帮文化作为工具变量来缓解内生性问题。一方面，传统商帮依托地缘、血缘与业缘纽带，秉持“诚信为本、道义兼顾”的价值理念，不仅推动了区域商业繁荣，还塑造了以契约精神为核心的商业规则体系。商帮通过稳固的地缘网络积累集体社会资本，成员间依赖协调与合作以实现共同目标，这种制度安排在一定程度上延续至现代企业信用文化的形成中。因此，商帮文化强度与地区社会信用之间存在较强的相关性，满足工具变量的相关性要求。另一方面，作为历史变量，商帮文化的形成与分布受限于特定的历史背景和地理格局，与当代企业技术创新行为之间缺乏直接因果关系，从而具备良好的外生性。

本文借鉴王孝钰等（2022）的研究方法，通过计算上市企业所在地与十大商帮发源地之间的最短距离，量化评估商帮文化的强度。参考Nunn和Qian（2014）的指标构建思路，本文构建商帮文化强度和国家社会信用均值的交互项作为工具变量。鉴于不同地域的商帮在兴起背景及所受宗族文化影响程度上的差异，它们在信任范围（即信任半径）上呈现了显著的多样性。部分商帮选择宗族聚居，宗族制度在整体上更为发达，对企业的商业活动产生重要推动作用，而其他商帮以地缘特征为基础进行商业活动，其信任范围不仅局限于宗亲关系，还扩大到更广半径的地域。因此，本文进一步选择了在上市企业注册地周边300公里半径范围内的商帮数量，同时与国家社会信用均值进行交互，构建商帮“亚文化”的代理变量。表A3展示了采用两阶段工具变量法进行回归分析的结果。在第一阶段中，所有的F值均超过了16，表明不存在弱工具变量的问题。第（1）列报告商帮文化强度对社会信用有显著的负向影响，即上市企业距离商帮起源地越近，受到商帮诚信义利的文化影响更为明显，当地社会信用水平越高。第（3）列汇报商帮“亚文化”（300公里半径范围内的商帮数量）与社会信用呈现显著的正向关系，即上市企业300公里范围内商帮数量越多，当地受到商帮文化的影响越深远，相应的社会信用水平更高。第（2）和第（4）列呈现了2SLS第二阶段的回归结果，显示在纳入控制变量后，社会信用对企业创新边界拓展有显著的正向影响，其估计系数在1%的显著性水平上表现为正值。与OLS的检验结果相比，第（2）和第（4）列的回归系数值较大，这揭示了企业社会信用的内生性导致OLS估计结果向下偏移，一定程度上低估了社会信用对企业创新边界拓展的促进作用。从工具变量设定的有效性看，商帮团体内更容易形成稳定的关系网络，内部成员存在较高的配合度和默契度，有助于缩减信息搜寻的成本，并减轻信息不对称的现象。

表A3 工具变量的实证结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 商帮文化 | | 商帮“亚文化” | |
| *firmnumber* | *newcount* | *firmnumber* | *newcount* |
| *Commercial IV* | -0.053\*\*\*  (0.007) |  | 0.037\*\*\*  (0.008) |  |
| *firmnumber* |  | 10.987\*\*\*  (1.189) |  | 2.994\*\*\*  (0.832) |
| KP-LM统计量 | 20.42\*\*\* | | 6.94\*\*\* | |
| KP-F统计量 | 58.10 | | 22.21 | |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份/个体/行业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 19690 | 19690 | 19690 | 19690 |

**4.控制行业动态因素**

为了更全面地考虑可能遗漏的行业动态变化因素，避免其对估计结果产生偏差影响，本文进一步引入了年份与行业交互的固定效应控制变量，以捕捉并控制随时间变化的行业异质性趋势。表A4的第（1）列展示了在控制行业动态固定效应后的估计结果，该结果与基准回归结果高度一致，证明了本文结论的稳健性和可靠性。

5.调整时间窗口

2013年7月1日，中国最高人民法院审判委员会审议通过了《关于公布失信被执行人名单信息的若干规定》，标志着针对失信行为的规范手段由道德谴责上升为强制执行的信用惩戒制度。为了进一步考察社会信用促进企业创新边界拓展的稳健性，本文选择剔除2013年及之前的样本进行检验，一定程度上规避了重大信用政策冲击造成的偏误。表A4的第（2）列展示了2014年及以后社会信用对企业创新边界拓展影响的回归结果。该结果显示，估计系数在1%的显著性水平上为正，且系数值大小与基准回归结果相近。这进一步证明了在排除政策冲击前的样本数据后，本文结论依然稳健。

表A4 其他稳健性检验的实证结果

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 变量 | (1) | (2) |
| *newcount* | |
| *firmnumber* | 0.573\*\*  (0.266) | 1.260\*\*\*  (0.310) |
| 常数项 | -72.258\*\*\*  (24.083) | -126.979\*\*\*  (29.852) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 不控制 | 控制 |
| 个体固定效应 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 不控制 | 控制 |
| 年份—行业固定效应 | 控制 | 不控制 |
| 样本量 | 19690 | 11947 |
| 调整*R*2 | 0.480 | 0.501 |

参考文献

1. 王孝钰、高琪、邹汝康、何贤杰，2022：《商帮文化对企业融资行为的影响研究》，《会计研究》第4期。
2. Nunn, N., and N. Qian. 2014. “U.S. Food Aid and Civil Conflict.” American Economic Review 104(6): 1630-1666.

**附录2 企业合作文化指标测算**

参考潘健平等（2019）的文本分析法，本文采用关键词词频来判断企业文化中是否包含合作。具体的判别方法如下：首先，参考Fiordelisi and Ricci（2014）所构建的词库，将其中与“合作”相关的英文词根翻译成中文词语，并筛选出与“合作”近义程度较高的词语；其次，阅读1000家上市企业的愿景、使命以及核心价值观的相关内容，对与“合作”相关的词进行凝练和总结；最后，将上述步骤中明确的关键词在《汉语同义词词典》中进行查找，补充遗漏的近义词词语。据此本文最后确定“合作、团结、联合、配合、协作、协同、协力、合力、互助、分享、共享、同舟共济、沟通、交流、双赢”作为文本分析的词库。基于年报的合作文化指标（*cooperate*）是根据确定的合作文化词库，利用文本分析的方法统计上市企业年报中董事会报告部分合作及其近义词的词数，并将该词数除以该部分的总词数。