

《金融科技投资、信贷优化与供应链效率》附录

附录 1 金融科技特征词

附表 1 金融科技特征词库

门类	占比	特征词
底层技术设施	35%	交易系统、支付系统、区块链应用、金融云平台、财富管理系统、金融系统开发
经营数据体系	19%	金融数据分析、量化分析、算法交易、金融 AI
风控模型	11%	风控建模、保险科技
未区分具体门类	35%	金融科技、FinTech、智能投顾、供应链金融平台、大数据征信、反欺诈系统

附录 2 主要变量描述性统计

附表 2 描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Efficiency</i>	39588	1.7737	1.0283	0.1497	6.2437
<i>FinTech</i>	39588	0.5459	0.8337	0	4.0073
<i>FinTech_pilot</i>	39588	0.601	0.4897	0	1
<i>Size</i>	39588	22.1397	1.3505	16.1167	28.6365
<i>Age</i>	39588	2.0483	0.944	0	3.4965
<i>ATO</i>	39588	0.6604	0.5522	0.0003	12.3729
<i>Growth</i>	39588	0.1762	0.4456	-0.5968	2.8698
<i>ROA</i>	39588	0.0296	0.3609	-48.3159	10.4009
<i>ADM</i>	39588	0.0924	0.0849	0.0086	0.582
<i>Cashflow</i>	39588	0.044	0.0851	-4.2696	2.4573
<i>Fixasset</i>	39588	0.2077	0.161	0	0.9542
<i>Lev</i>	39588	0.4415	1.0195	0.0075	178.3455

附录 3 工具变量排他性检验

（1）在基准方程中加入城市层面变量，控制工具变量通过试点城市的其他特征影响企业供应链效率的潜在路径。具体而言，借鉴 Acemoglu et al.（2005）的做法，将 2010 年城市 GDP 和人均 GDP 的基期值与时间趋势项的交互形式纳入回归。该设定将城市经济增长的初始条件与其自然增长趋势分离，避免了使用随时间变化的 GDP 增速等事后变量，同时捕捉了城市经济发展的长期路径而非短期波动。正文表 2 第（3）列的结果显示，系数和显著性并未发生明显变化。

（2）借鉴 Nunn and Wantchekon（2011）的做法，若科技与金融融合试点城市这一工具变量仅通过企业金融科技投资的唯一途径影响其供应链效率，那么对于未招聘金融科技人才的企业而言，由于 2SLS 第一阶段的关系不存在，所以在 OLS 简约模型估计中，工具变量与企业供应链效率的正向关系也不应存在。对此，本文以企业供应链效率为被解释变量，以工具变量作为核心解释变量进行 OLS 固定效应模型估计，正文表 2 第（4）列所示，*FinTech_pilot* 的估计系数不显著，表明其没有通过其他途径影响企业供应链效率。

（3）参考 Nevo and Rosen（2012）的做法，本文计算了工具变量不完全外生的条件下，企业供应链效率对金融科技投资估计系数的下限。Nevo and Rosen（2012）放松了对工具变量严格外生性条件的要求，并采用两个弱假设替代：一是工具变量与误差项相关的方向和内生解释变

量与误差项相关的方向一致；二是即便工具变量不完美，但是工具变量和误差项相关的程度要小于内生解释变量与误差项的相关程度。根据 2SLS 第一阶段结果以及工具变量的排他性分析，本文工具变量满足上述两个假设。同时，本文计算了极端情况下（工具变量与核心解释变量内生程度相同）不完美工具变量的边界，估计结果为 0.05，单侧区间估计不仅包含了真实的回归系数值，而且区间估计的范围不包含 0，表明本文所选工具变量通过了放松外生性检验。

（4）遵循 Conley et al.（2012）提出的“合理外生”框架，本文采用局部趋近零（LTZ）方法进行推断，允许工具变量存在微小直接效应 γ 。本文假设 γ 服从正态分布 $N(0, \delta^2, \beta^2)$ ，反映工具变量直接影响小于处理效应的经济直觉。实际计算中， β 由 2SLS 估计系数代理。本文选取 $\delta=0.1$ 进行敏感性分析，以评估结果对排除限制不同程度违背的稳健性。正文表 2 第（5）列结果表明，本文选取的工具变量是合理的。

（5）进一步采用残差法进行两步估计，即将工具变量对解释变量进行回归，并将得到的残差项加入基准模型中。正文表 2 第（6）列的结果显示，残差项的系数估计值较小且统计上不显著。这表明，在剥离了由工具变量所识别的外生变异后，金融科技投资中剩余的内生性部分并不能系统解释企业的供应链效率，进一步支持了本文工具变量的外生性。

附录 4 其他内生性检验

1. 遗漏变量偏误

从附表 3（A）汇报的两种估计结果可知，针对不同的被解释变量，当假设不可观测因素与可观测因素具有同等重要性时，计算的 β 取值范围不包含 0。同时，当固定 R_{max} 并令 $\beta=0$ 时， δ 的绝对值为 2.52，表明不可观测因素的影响必须是可观测因素影响的 2.52 倍，才能获得零政策效应，这意味着不可观测因素对本文估计结果的影响较小。

2. 自选择偏误

本文采取两种方法缓解可能的自选择偏误问题。第一，仅使用金融科技招聘人数大于 0 的样本企业进行估计，通过提高处理组和控制组企业的可比性缓解自选择问题。附表 3（B）的第（1）列结果显示，在缩减估计样本后，*FinTech* 的估计系数仍显著为正。第二，借助处理效应模型进行估计。第一步，以原基准方程核心解释变量（*FinTech*）作为被解释变量，进行 Probit 估计，计算逆米尔斯比率（*IMR*），以此衡量企业特征对企业招聘金融科技人才的影响。第二步，将 *IMR* 引入基准方程，重新进行工具变量估计。附表 3（B）的第（2）列汇报了处理效应模型第二阶段的结果，*IMR* 的估计系数显著为正，表明自选择效应确实存在。但是加入 *IMR* 后，*FinTech* 的估计系数仍显著为正，自选择偏误对本文结论的影响较小。

附表 3 其他内生性检验

(A) 考虑不可观测因素		Efficiency
Bound on the treatment effect ($\delta=1, R_{max}=0.99$)		[0.0719, 0.1100]
Delta (δ) statistic for which $\beta=0$		2.5216
Treatment effect excludes 0		Yes
(B) 考虑自选择偏误		
	(1) <i>FinTech</i>	(2) <i>Efficiency</i>
<i>FinTech</i>	0.1080** (2.117)	0.2113** (2.189)
<i>IMR</i>		0.1184* (1.946)

第一阶段 F 统计量	71.984	165.350
控制变量	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
样本量	18999	37676

附录 5 稳健性检验

1. 更换估计模型

考虑到基准模型在假设条件和样本选取方面较为严格，本文进一步选取双重机器学习（DML）模型进行估计。这是因为，DML 模型放宽了变量间的线性假设，具有对样本进行分割拟合和两阶段预测残差回归的优势，能够较好地处理非线性问题；同时，DML 模型聚合了高效的机器学习和正则化算法，能够对多维控制变量集合进行自动筛选，有效解决了多维控制变量面临的“多维诅咒”和多重共线性问题。附表 4 的估计结果显示，无论是采用随机森林算法、拉索回归算法、梯度提升算法和神经网络算法，还是将五折交叉检验更换为三折或八折交叉检验，抑或是进一步纳入控制变量的二次项和三次项，基准结果依然成立。

附表 4 更换估计模型

(A) 更换模型算法	随机森林算法	拉索回归算法	梯度提升算法	神经网络算法
	(1) <i>Efficiency</i>	(2) <i>Efficiency</i>	(3) <i>Efficiency</i>	(4) <i>Efficiency</i>
<i>FinTech</i>	0.1094*** (10.509)	0.1257*** (8.891)	0.1122*** (9.297)	0.1180*** (9.353)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	39588	39588	39588	39588
(B) 更换交叉检验方法	三折交叉检验	八折交叉检验	(C) 纳入控制变量多次项	
	(1) <i>Efficiency</i>	(2) <i>Efficiency</i>	二次项 (1) <i>Efficiency</i>	三次项 (2) <i>Efficiency</i>
<i>FinTech</i>	0.1086*** (10.654)	0.1092*** (10.344)	0.1099*** (10.382)	0.1096*** (10.514)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量二次项	No	No	Yes	Yes
控制变量三次项	No	No	No	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	39588	39588	39588	39588

注：囿于篇幅所限，(B) 更换交叉检验方法仅汇报了随机森林算法的结果，其他算法的结果留存备索。

2. 替换核心变量

本文的估计结果可能受到变量测度的影响，为此本文替换了核心变量的衡量方式。在被解释变量方面，采用两种替代指标衡量供应链效率：第一，采用企业库存周转天数的对数；第二，考虑到库存周转主要反映供应链的物流层面，而供应链还涉及资金流等方面，因此选取企业应

收账款周转天数的对数。在核心解释变量方面，采用企业金融科技专利数量作为其金融科技发展水平的代理变量。具体而言，参考李逸飞等（2022）的研究，首先，从国家知识产权局专利检索数据库搜集了以上市公司为申请人的专利信息；其次，利用本文构建的金融专利词典对专利摘要进行检索，识别出金融科技相关专利；最后，统计企业-年份层面金融科技专利数量，并取其对数形式，作为企业金融科技水平的代理变量。附表 5 第（1）~（3）列的估计结果显示，在更换不同的核心变量后，基准结论仍然成立。

附表 5 其他稳健性检验

变量	(1) 库存 周转天数	(2) 应收账款 周转天数	(3) 金融科技 专利	(4) 考虑空间 自相关
<i>FinTech</i>	-0.2027** (-2.231)	-0.2215*** (-3.408)	2.8262** (2.508)	0.1659*** (3.769)
第一阶段 F 统计量	263.459	268.512	11.244	263.625
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	39587	39442	39588	39588

变量	缩小特征词库	排除其他政策干扰			调整样本容量
	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>FinTech</i>	0.1856** (2.310)	0.1491** (2.199)	0.2006** (2.227)	0.1673** (2.319)	0.1659** (2.312)
<i>SC_pilot</i>				-0.094* (-1.836)	
第一阶段 F 统计量	504.741	157.335	108.930	276.366	266.094
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	39588	26721	19593	39571	38566

3. 考虑空间自相关问题

考虑到同一地级市或地理位置邻近的企业在金融科技投资上可能存在空间相关性，为捕捉这种可能超越行政边界（如城市边界）的影响，本文参考 Conley and Kelly（2025）进一步采用以 200km 为截断距离的 C-K 标准误进行估计。附表 5 第（4）列的结果显示，采用 C-K 标准误后，核心变量的估计系数及其统计显著性均保持稳健。

4. 缩小金融科技特征词库

为进一步增强金融科技人才招聘对相应投资的表征效度，本文进一步收窄特征词库的筛选范围。具体做法是，仅聚焦于直接且紧密关联金融科技核心业务环节的专业术语（如金融科技、金融数据分析、量化分析、风控建模、算法交易等），剔除了应用场景相对宽泛、可能与一般金融业务相重叠的词汇（如交易系统、支付系统、区块链应用、金融云平台、财富管理系统、金融系统开发、供应链金融平台、保险科技）。回归结果如表附表 5 第（5）列所示，核心解释变量的系数方向与统计显著性均未发生实质性改变。

5. 排除其他政策的影响

企业的供应链效率可能受到突发事件和宏观环境的影响。本文考虑同期如下重大事件对结论的干扰。一是考虑到重大卫生事件对企业供应链效率的影响，本文将样本观测期缩减到2010-2019年重新进行估计。二是考虑中美贸易摩擦的影响，本文进一步将样本观测期缩减到2010-2017年进行估计。三是考虑中国实施的供应链创新与应用试点政策对结论的影响。为加快在现代供应链上培育新增长点，发挥好供应链对供给侧结构性改革的推进作用，商务部等八部门于2018年4月联合印发《商务部等8部门关于开展供应链创新与应用试点的通知》，将以一批城市和企业为试点单位开展为期两年的供应链创新与应用试点工作，有266家企业成为试点企业，同时有55座城市被选为试点城市。本文根据试点企业名单生成变量 SC_pilot ，若企业当年及之后入选试点，则赋值为1，否则为0。附表5第(6)~(8)列的结果显示，在考虑上述突发事件和宏观政策后，*FinTech* 的估计系数依然显著为正，与基准结论保持一致。

6. 调整样本容量

考虑到新上市企业以及存续期较短的企业处于运营模式、供应链网络和财务体系的高度不稳定期，其表现出的供应链效率波动可能更多受到生存压力、市场准入或初始规模效应等初创期特有因素的影响，而非其金融科技投资的直接结果。本文剔除观测期小于三年的企业样本重新进行估计，估计结果如附表5第(9)列所示，基准结论依然成立。

参考文献

- [1] Acemoglu, D., S. Johnson and J. Robinson, 2005, “The Rise of Europe: Atlantic Trade, Institutional Change, and Economic Growth”, *American Economic Review*, 95(3), pp. 546~579.
- [2] Conley, G., B. Hansen and P. Rossi, 2012, “Plausibly Exogenous”, *Review of Economics and Statistics*, 94(1), pp. 260-272.
- [3] Conley, T. and M. Kelly, 2025, “The Standard Errors of Persistence”, *Journal of International Economics*, 153, pp. 104027.
- [4] Nevo, A. and A. Rosen, 2012, “Identification with Imperfect Instruments”, *Review of Economics and Statistics*, 94(3), pp. 659-671.
- [5] Nunn, N. and L. Wantchekon, 2011, “The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa”, *American Economic Review*, 101(7), pp. 3221-3252.