

# 《银企数字化协同与企业信贷获取》附录

## 附录1 变更银企数字化协同的衡量方法

首先，考虑到在不同时期企业或者银行的数字技术会进行不同程度的更新迭代，使用逐年直接累加法计算数字化协同可能会缺乏有效性。本文参考Goldsmith（1951）的方法，使用永续盘存法计算数字资本存量，以此重新计算银企数字化协同水平。

$$K_0 = DIGITAL_0 / (g + \delta) \quad (a)$$

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + DIGITAL_t \quad (b)$$

其中， $K_0$ 表示企业或银行的初始数字资本， $K_t$ 表示企业或银行在 $t$ 年的数字资本存量， $g$ 表示数字资本增长率， $DIGITAL_0$ 和 $DIGITAL_t$ 分别表示企业或银行在第0年和 $t$ 年的数字化水平， $\delta$ 表示数字资产的折旧率，本文将其设置为10%<sup>1</sup>。计算出企业和银行的数字资本存量后，将其依次代入模型（1）和（2），重新测算银企数字化协同水平，并将其纳入基准回归模型进行检验。

其次，本文借鉴范合君等（2023）的方法，利用企业和银行之间的数字化水平差异率衡量银企数字化协同。

再次，本文从财务报表中手工搜集了企业和银行数字化投资金额的数据，以此衡量企业和银行的数字化水平，并重新测度银企数字化协同。一般而言，公司数字化投资形式一般主要包含外购和自行研发两种：从外部直接购入的软硬件设备将计入“在建工程”，由公司自行研发技术及产品计入“开发支出”。为此，本文首先依据数字化词库，并从上市公司年报附注中获取企业和银行的所有投资项目明细，从“在建工程”中提取与数字化相关的固定资产投资项目，从“开发支出”中提取与数字化相关的无形资产投资项目。其次，将其数字化项目投资总金额除以公司营业收入作为企业和银行新的数字化程度替代性指标  $DIG\_C$  和  $DIG\_B$ 。最后，利用模型（1）和（2）重新构建银企数字化协同指标。

最后，模型（1）中的  $R^2$  更多地捕捉了企业和银行数字化转型之间的线性关系。但如果二者的数字化协同存在非线性关系，可能会导致本文研究结果产生偏差。为降低模型设定误差对研究结论的干扰，本文在模型（1）中加入了银行数字化水平的平方项，以捕捉二者之间的非线性关系，重新构建银企数字化协同指标。

从附表1中可见，无论如何变更银企数字化协同的衡量方法，本文研究结论依然成立。

附表1 变更数字化及协同的度量方式

	基于数字资本存量的视角		基于数字化水平差异率的视角		基于数字化投资的视角	基于数字化非线性影响的视角	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>SYNDEKT</i>	0.0032** (2.48)						
<i>SYNDCKT</i>		0.0049* (1.84)					
<i>SYNDE1</i>			-0.0254** (-2.11)				
<i>SYNDC1</i>				-0.0332* (-1.77)			
<i>SYNINV</i>					0.0028*** (4.06)		
<i>SYNDE2</i>						0.0040** (2.48)	
<i>SYNDC2</i>							0.0022* (1.85)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是

<sup>1</sup> 目前学者对数字资产折旧率尚未形成统一规定。参考现有文献的做法，本文依次将数字资产的折旧率设定为20%及30%，研究结论保持不变。

年份/公司	是	是	是	是	是	是	是
样本量	13505	13505	14046	14046	2202	14046	14046
$Adj R^2$	0.5863	0.5862	0.5861	0.5860	0.6013	0.5861	0.5860

注：本部分在构造数字化协同水平时引入了数字资本增长率的计算，导致数字资本存量数据有缺失，故第（1）和（2）列样本下降至 13505；由于数字化投资金额数据存有缺失，故第（5）列样本下降至 2202。

## 附录2 双重差分检验

为缓解研究潜在的内生性问题，本文参考韩峰等（2024）的研究，采用“宽带中国”战略和“国家级大数据综合试验区”建设作为银企数字化协同的外生冲击事件，对研究结论的稳健性进行论证。首先，数字基础设施建设是驱动数字经济蓬勃发展的基石，“宽带中国”战略旨在为数据要素市场的统筹推进与发展奠定坚实的物质基础，协同推进数字化在经济社会各领域的高质量发展。在“宽带中国”战略的影响下，企业发展数字化的积极性提高，银行和企业更容易达成数字化步调相一致的状态。自2014年开始，中国工业和信息化部陆续公布了第三批“宽带中国”示范城市名单。本文按照公司注册地和银行网点的所在城市是否都设有“宽带中国”试点划分出处理组和对照组，当双方均处于“宽带中国”战略试点及以后年份时  $POSTDIC$  取值为1，否则为0。

其次，数字技术是驱动数字经济飞跃发展的源动力，国家级大数据综合试验区试点政策旨在集中力量突破技术壁垒，扎实推进数据开放共享。大数据试验区的建立有助于激发企业的数字化发展潜力，从客观上为丰富企业的数字足迹创造条件，从而提高银企数字化的协同水平。国家发改委于2015、2016分两批共公布八个大数据综合试验区，本文按照银企双方所在城市是否均处于大数据试验区当年及以后年份设置虚拟变量，是则  $POSTBID$  取值为1，否则为0。从附表2可见， $POSTDIC$  和  $POSTBID$  的回归系数均显著为正，与前文结论一致。

附表2 DID检验

	基于“宽带中国”战略的外生冲击	基于国家级大数据综合试验区建设的外生冲击
	(1)	(2)
$POSTDIC$	0.1671*** (4.84)	
$POSTBID$		0.0604** (2.28)
控制变量	是	是
年份/公司	是	是
样本量	14046	14046
$Adj R^2$	0.5864	0.5861

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著，括号内为经稳健标准误调整的 t 值。

## 附录3 工具变量法

本文使用工具变量法进一步解决本文潜在内生性问题。首先，借鉴施炳展等（2020）的研究，使用公司所在省内移动互联网用户数作为银企数字化协同工具变量  $DICPOP$ 。一方面，数字技术的产生、发展依托于数字生态系统，如果当地数字基础设施建设越完善，企业和银行之间进行数字化协同的成本降低，满足相关性要求；另一方面，移动电话等传统通讯工具对于个别企业信贷获取不会产生直接影响，满足排他性要求。

其次，本文将公司所在地的政府数字关注度作为工具变量  $DICGOV$ 。具体而言，参考王海等（2024）等研究，采用各省份数字新基建词汇占地方政府工作报告总词数的比例进行衡量。从理论上，地方政府数字经济政策对当地企业与银行的数字化转型具有较强的指引作用（李剑培等，2024），能够通过政策引导提升企业与银行进行数字化协同发展的意愿，满足相关性要求；同时，

地方政府的数字关注度较难对个别企业的信贷获取能力产生直接影响，也满足排他性要求。由附表 3 可见，采用工具变量进行二阶段回归后，本文结论依然成立。

附表3 工具变量检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>SYNDE</i>	<i>LOAN</i>	<i>SYNDC</i>	<i>LOAN</i>
A 栏：基于移动互联网用户数进行衡量				
<i>DICPOP</i>	0.0224*** (2.93)		0.0321*** (3.39)	
<i>SYNDE</i>		0.1289* (1.94)		
<i>SYNDC</i>				0.0899** (2.03)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份/公司	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	14046	14046	14046	14046
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.1151	0.4379	0.2024	0.4896
B 栏：基于地方政府数字关注度进行衡量				
<i>DICGOV</i>	3.8262*** (3.04)		3.8696*** (2.92)	
<i>SYNDE</i>		0.1283* (1.87)		
<i>SYNDC</i>				0.1268* (1.84)
控制变量	是	是	是	是
年份/公司	是	是	是	是
样本量	14046	14046	14046	14046
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.1149	0.4393	0.2015	0.3903

注：\*\*\*、 \*\*、 \*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著，括号内为经稳健标准误调整的 t 值。

#### 附录4 排除银企之间其他关系的替代性解释

本文认为银企数字化协同有助于构建新型银企关系，提高企业的信贷获取能力。但现有研究已经发现银行和企业的私人关系有助于提升企业获取信贷资源的能力。因此，本文潜在的一个替代性假说在于和银行存在私人关系的企业，会主动实施与银行同步的数字化战略，进而使得银企数字化系统与企业信贷获取能力呈现正向关系。为缓解上述替代性解释对研究结论的干扰，本文在分别剔除银企交叉持股、聘请曾具有银行背景的高管、银企之间存在共同独立董事的公司样本后，重新进行基准回归检验。由附表4可知，研究结果保持不变。

附表4 排除银企内部之间其他关系的替代性解释

	排除银企交叉持股		排除金融关联		排除共同独董	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>SYNDE</i>	0.0041*** (2.62)		0.0047*** (2.59)		0.0039** (2.52)	
<i>SYNDC</i>		0.0031*** (2.70)		0.0028* (1.78)		0.0028** (2.40)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份/公司	是	是	是	是	是	是
样本量	13895	13895	10463	10463	14024	14024
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.5859	0.5859	0.5911	0.5909	0.5858	0.5857

注：\*\*\*、 \*\*、 \*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著，括号内为经稳健标准误调整的 t 值。本部分剔除了银企之间存在其他内部关系的子样本，故样本量分别下降为 13895、10463、14024。

#### 附录5 变更实证模型

首先，本文虽然在模型中通过控制公司与年份固定效应能够部分缓解遗漏变量问题对研

究结论的干扰,但不能否认可能存在一些由时间变化产生的内生性问题也会对估计结果造成偏差。例如在不同时期,不同城市或不同行业的银行信贷政策存在系统差异,从而使得企业的信贷获取能力发生变化。为缓解这一问题对研究结论的干扰,本文将基准回归的模型改为控制“公司”固定效应与“省份×年度”及“行业×年度”固定效应。回归结果如附表5第(1)和(2)列所示,研究结果保持不变。其次,为进一步缓解内生性问题,本文将核心解释变量滞后一期代入基准回归模型重新检验。回归结果如附表5第(3)和(4)列所示,研究结论与前文一致。

附表5 其他内生性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SYNDE</i>	0.0044*** (2.64)			
<i>SYNDC</i>		0.0030** (2.26)		
<i>LSYNDE</i>			0.0042** (2.35)	
<i>LSYNDC</i>				0.0034* (1.84)
控制变量	是	是	是	是
公司	是	是	是	是
年份	否	否	是	是
行业×年度	是	是	否	否
省份×年度	是	是	否	否
样本量	13997	13997	7298	7298
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.5924	0.5923	0.5950	0.5949

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著,括号内为经稳健标准误调整的t值。改变回归模型固定效应后,样本出现omitted,导致样本减少为13997;核心解释变量滞后一期导致样本量下降为7298。

附录6 变换被解释变量衡量方式

贷款利率是银行贷款的重要组成部分,除提高信贷获取规模外,银企数字化协同是否能够有效降低企业的银行贷款利率*RATE*,进而提高企业的信贷获取能力?为此,本文将基准回归模型中的被解释变量变换为银行贷款利率,并加入地区层面平均利率水平*PROVRATE*(公司所在地区除本公司外的平均贷款利率)对地区贷款利率趋势进行控制,然后重新进行检验。回归结果附表6所示,与前文结论相符。

附表6 变换被解释变量

	(1)	(2)
	<i>RATE</i>	<i>RATE</i>
<i>SYNDE</i>	-0.0009* (-1.78)	
<i>SYNDC</i>		-0.0007* (-1.68)
控制变量	是	是
年份/公司	是	是
样本量	4609	4609
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.6643	0.6642

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著,括号内为经稳健标准误调整的t值。由于银行贷款利率存在部分缺失,故样本数量减少至4609。

### 附录7 其他稳健型检验<sup>2</sup>

数字化协同存在双向性。前文主要考检验了企业与银行趋同的数字化建设对企业信贷获取能力的影响。在这里，本文进一步检验银行与企业趋同的数字化建设对银行信贷供给水平的影响。具体而言，本文调换模型（1）中的被解释变量和解释变量位置，重新计算数字化协同指标SYNDE3和SYNDC3，并将其代入基准回归模型进行检验。回归结果如附表7所示，研究结果保持稳健。

附表7 其他稳健性检验

	(1)	(2)
SYNDE3	0.0039**	
	(2.56)	
SYNDC3		0.0027**
		(2.30)
控制变量	是	是
年份/公司	是	是
样本量	14046	14046
Adj R <sup>2</sup>	0.5861	0.5860

注：\*\*\*、 \*\*、 \*分别表示在 1%、 5%、 10%的水平下显著，括号内为经稳健标准误调整的 t 值。

<sup>2</sup> 感谢审稿专家的宝贵意见。