

金融科技对绿色信贷的影响研究

赵思倩

上海大学，上海，201800；

摘要：本文基于文本挖掘法构建金融科技发展水平指标作为解释变量，收集了上市商业银行绿色信贷规模数据为被解释变量，构建双向固定效应模型，实证考察了商业银行金融科技水平对绿色信贷规模的影响，研究发现：金融科技会对商业银行的绿色信贷产生显著的正向影响。且在信贷配置效率较高、信贷风险水平较低的银行中，金融科技对绿色信贷的促进作用更为明显。基于上述结论，从政府、银行两方提出了相应的对策建议。

关键词：金融科技；绿色信贷；商业银行

DOI：10.69979/3029-2700.25.05.013

引言

绿色信贷是指金融机构在贷款和投资决策中，优先考虑环境保护和生态可持续性，将资金投向那些能够促进环境保护、节能减排和绿色发展的项目和企业。近年来我国商业银行绿色信贷虽规模增长显著，但前期投入大、资金回流慢等弊端依旧存在，其当前的发展仍处处受限。

金融科技的出现为商业银行的发展带来了新的机遇，已有不少文献证据显示，金融科技对提升银行盈利水平、降低银行经营风险等方面具有显著的影响，但却鲜少有人探究金融科技是否会对银行的绿色信贷业务产生影响。那么金融科技的发展能否促进商业银行的绿色信贷业务呢？如何科学度量两者之间的关系？该影响是否会随着银行性质等因素的变化发生改变？

为解决上述问题，本文将以我国上市商业银行的真实数据为例，实证考察金融科技对绿色信贷的影响，以期为该领域的研究展现更多的数据证据，为推进银行绿色信贷业务发展提供一定的参考。

理论分析及研究假设

1 金融科技对绿色信贷的影响

金融科技能帮助商业银行实现审批流程的优化，有助于提高绿色信贷的审核效率，缩减冗余环节，减少成本投入。其次，金融科技的应用可以加快信息的搜集，帮助银行高效评估各个企业的环境风险，快速识别环境利好企业，提升绿色信贷开展的效率，有效降低各个环节的交易成本。

此外，金融科技还能缓解商业银行与企业间的信息不对称问题。绿色信贷业务开展的过程中，银行得对具有融资需求的企业进行风险等级评估，再决定是否予以发放贷款。区块链技术则能建立起高效的信息共享机制，将企业的相关评估等级与项目信息公布于共享平台上，

实现信息的公开透明，有助于商业银行在决策时能有一个较为权威的参考来源，有效避免信息不对称问题的出现。

综上，本文提出假设 H1：金融科技的发展对商业银行绿色信贷业务的开展具有显著的促进作用。

2 信贷配置效率及信贷风险的调节效应分析

商业银行自身的信贷配置效率也是影响绿色信贷业务规模的重要因素之一。前文已经提到过，金融科技可以帮助商业银行降低信息不对称程度，加强其获取信息的能力。而在这种信息公开透明的市场中，商业银行能更加及时地去调整自身的信贷配置，提升配置的效率，银行会因此发放比平时更多的绿色信贷。

由此本文提出假设 H2：较高的银行信贷配置效率可以促进其绿色信贷规模，在信贷配置效率更高的银行中，金融科技对绿色信贷业务的促进作用更加明显。

信贷风险同样会影响银行对其绿色信贷业务的调整，它是商业银行调整其经营策略的重要依据。较高的信贷风险水平会让银行的信贷政策更加保守、稳健，进而影响绿色信贷业务规模的扩张。而金融科技可以帮助商业银行更加高效准确地开展风险评估工作，实时监控各项信贷资金的流向，从而有效降低银行的信贷风险，激励银行发放更多的绿色信贷，金融科技可以通过降低银行信贷风险来促进绿色信贷的发放。

综上，本文提出假设 H3：较低的信贷风险水平可以促进银行绿色信贷业务的开展。在信贷风险较低时，金融科技的发展能更好地促进绿色信贷业务的开展。

3 研究设计

3.1 样本选择与数据来源

本文选取 2014-2023 年间各地区金融科技发展水平数据以及商业银行的绿色信贷、财务等数据作为观测样本，采用面板数据进行研究，去除部分指标数据严重缺

失的样本，最终得到15家银行的102个样本，其中包含了5家国有银行和10家股份制银行。数据源自CSMAR数据库及马克数据网，使用Stata16进行回归分析。

3.1.1 变量定义

本文的被解释变量为绿色信贷规模(GC)，使用公开披露的商业银行绿色信贷贷款余额来衡量。

解释变量为各个银行的金融科技发展水平(FINTECH)，用商业银行所在地的地区金融科技发展水平表示，具体获取方法为，基于文本挖掘法爬取“金融科技”关键词在百度新闻中的出现次数，再基于百度搜索指数构建地区金融科技发展水平，最后根据银行所在地，将地区金融科技发展水平匹配到各个银行。

本文的调节变量分别为信贷配置效率(LD)和信贷风险水平(RISK)。前者用存贷比表示，存贷比越高代表银行信贷配置效率越高；后者用风险加权资产占比表示，比值越大代表银行信贷风险越大。

控制变量包含净息差(NIM)、成本收入比(CIR)、不良贷款率(NPL)、拨备覆盖率(PCR)，以及代表宏观经济环境变化的GDP增速(GDP)。

为验证假设H1，本文构建主回归模型一如下：

$$GC = \beta_0 + \beta_1 * FINTECH + \sum \beta_i * control + \varepsilon$$

为验证假设H2和假设H3成立，本文参照郭飞和严丹良(2022)的做法，在主回归模型中分别加入调节变量信贷配置效率和信贷风险，以及它们各自与金融科技的交乘项，构建回归模型二和三：

$$GC = \beta_0 + \beta_1 * FINTECH + \beta_2 * LD + \beta_3 * RD + \sum \beta_i * control + \varepsilon$$

$$GC = \beta_0 + \beta_1 * FINTECH + \beta_2 * RISK + \beta_3 * RISK + \sum \beta_i * control + \varepsilon$$

公式中control代表控制变量， ε 为残差项。经过豪斯曼检验后，本文采取双向固定效应模型进行回归。

实证分析

3.2 描述性统计

表1 描述性统计结果

Variable	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
GC	10	39.5525	49.0429	1.1404	248
	2	9	1		
FINTECH	10	5.83283	1.25511	2.56494	7.49108
	2	4	9	9	8
NIM	10	2.28117	0.31226	1.52	3.03
	2	6	8		
CIR	10	29.6118	6.27169	12.38	59.01
	2	6	6		
NPL	10	1.41294	0.37138	0.43	2.39

	2	1	7		
PCR	10	214.476	76.7729	132.44	465.82
	2	2	6		
GDP	10	6.46655	1.76401	2.3476	8.11
	2	3	5		

由表1可知，全文样本共计102个，说明我国开展绿色信贷业务的商业银行数量不多，绿色信贷相关数据未披露完全，导致数据样本量较少。各个银行的绿色信贷规模极差较大，均值小于标准差，说明我国绝大多数银行绿色信贷业务开展规模较小，且不同银行之间的绿色信贷规模差异较大。FINTECH指标最高达到了7.49，而最小仅有2.56，说明不同银行的金融科技发展也存在一定的差异。除此之外，其余控制变量的数据均分布在正常区间。综上说明本文选取数据合理，可进行后续分析。

3.3 基准回归及稳健性检验

为避免多重共线性的发生，本文额外进行了相关性检验和方差膨胀因子检验，结果均表明所选变量之间不存在多重共线性问题，可以进行后续回归。

本文首先进行模型一的回归，具体结果如表2所示。

表2 模型一回归及稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	GC	LGC	GC 替代	滞后一阶
FINTECH	12.66*** (3.84)	0.408*** (5.69)	0.146** (2.18)	
LFINTECH				10.32*** (2.78)
NIM	-26.82* (-1.90)	0.136 (0.45)	0.173 (0.60)	-30.02* (-1.83)
CIR	-1.449 (-1.58)	-0.0221 (-1.03)	-0.0165 (-0.97)	-2.961** (-2.38)
NPL	-38.19** (-2.55)	-0.206 (-0.64)	-0.0573 (-0.19)	-44.43*** (-2.94)
PCR	-0.00555 (-0.07)	0.0000651 (0.04)	0.00103 (0.68)	-0.0321 (-0.37)
GDP		0.0880*** (0.50)	0.0878** (2.77)	-0.589 (-0.39)
_cons	113.7* (1.66)	0.335 (0.22)	-23.16** (-17.45)	210.0*** (2.77)
N	102	102	102	81
R2	0.3931	0.4557	0.1213	0.4597

第1列为主回归结果，结果显示FINTECH系数在1%显著为正，说明当前金融科技水平的提升能有效促进绿

色信贷的发展，验证了假设 H1 的观点。这可能是因为尽管绿色信贷项目存在投入较大、额外费用较多、项目期限较长、资金回笼速度慢等问题，但金融科技的出现可以有效降低运营成本，并改善信息不对称的程度，进而促使商业银行开展绿色信贷业务，并扩大其规模。

表 2 的第 2-4 列为稳健性检验，共采用 3 种方法。首先，由描述性统计结果可知被解释变量绿色信贷余额数据存在较大的离散性，所以在稳健性检验中将其取对数处理，使数据序列更为平稳，理论上平稳的序列会使回归有更强的显著性。第二种方法采用替换被解释变量的方法，计算绿色信贷余额与期末贷款总额的比值，并取对数作为替代变量进行回归。第四列中，将解释变量 FINTECH 滞后一期处理。表中的结果显示，解释变量的回归系数符号和显著性均未发生明显变化，体现了模型的稳健性。

3.4 进一步研究

表 3 模型二、三回归结果

	模型二	模型三
FINTECH	18.68*** (5.13)	7.542** (2.37)
FINTECH*LD	37.15** (2.09)	
LD	137.7*** (5.14)	
FINTECH*RISK		-60.79*** (-3.90)
RISK		-94.03*** (-2.67)
控制变量	控制	控制
N	102	102
R2	0.3556	0.5161

为验证信贷配置效率和信贷风险的调节效应，本文继续进行了模型二和三的回归。表 3 中模型二的回归结果显示，信贷配置效率和交乘项的回归系数分别在 1% 和 5% 的置信水平下显著为正，说明银行的信贷配置效率越高，绿色信贷的规模越大。且信贷配置效率越高的银行中，金融科技对绿色信贷业务的促进效果越明显。

表 3 模型三的回归则表明，信贷风险对绿色信贷业务存在显著的抑制作用，且信贷风险会显著抑制金融科技对商业银行绿色信贷业务的开展，即在信贷风险较低的商业银行中，金融科技对绿色信贷的积极作用会更加明显。

上述结果与前文假设 2 和 3 的观点不谋而合。这可能是因为在金融科技不断发展的大背景下，具有信贷配置效率高、信贷风险低这些特质的商业银行由于存在着更多的资本利用机会和试错空间，对绿色信贷政策的接受度更高、响应更为强烈。且较高的信贷配置效率和较低的经营风险让银行对新技术应用的意愿更高，可以促进金融科技的进一步落地实施，强化其对绿色信贷的积极影响。

4 结论与建议

最后根据前文的研究结果，笔者提出以下几点建议：

从政府的角度来说，有关部门应完善信息披露制度，将企业和银行的环境信息披露予以规范化和标准化。同时积极构建绿色信用评价体系和绿色金融信息统计平台，及时收集和整理绿色金融的相关信息，进而缓解银企之间的信息不对称。其次，在银行发展金融科技时，政府可给予政策与资金上的支持，促进商业银行金融科技产品的开放与创新，并承担起监管的责任，防止不合规的产品流入市场，扰乱市场秩序。

从银行层面来说，银行应大力发展金融科技，加大金融科技的投入力度和应用程度，妥善利用新兴技术提升自己的风险识别和信息洞察能力，提高整体运行的效率，进而促进绿色信贷项目的开展。其次，银行也可以积极引进创新人才，加强校企联合，为商业银行的产品和创新提供更多的想法，加快自身绿色信贷业务的成熟化发展，进而带动我国社会整体经济的绿色可持续化发展。

参考文献

- [1] 沈悦, 郭品. 互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率 [J]. 金融研究, 2015 (3) : 16.
- [2] 郭飞, 严丹良. 套期衍生工具与同业融资成本——来自 A 股上市银行的经验证据 [J]. 国际金融研究, 2022, (03) : 35-44.
- [3] 唐也然. 商业银行发展金融科技如何影响信贷业务？——基于上市银行年报文本挖掘的证据 [J]. 金融与经济, 2021, (02) : 38-44.
- [4] 王遥, 潘冬阳, 彭俞超等. 基于 DSGE 模型的绿色信贷激励政策研究 [J]. 金融研究, 2019, (11) : 1-18.
- [5] 胡荣才, 张文琼. 开展绿色信贷会影响商业银行盈利水平吗？[J]. 金融监管研究, 2016 (7) : 19

作者简介：赵思倩（2001-），女，汉族，浙江舟山，上海大学在读研究生，金融