

规划先行，谋定后动

——基于公共性发展金融合作协议的资本市场证据

高昊宇 谢秉原 方锦程^{*}

摘要：本文基于国家开发银行与地方政府的公共性发展金融合作事件，研究“银政合作”对公司价值的影响和作用机制。研究发现：公共性发展金融合作事件驱动关联企业的股价显著上涨，并在不同宏观周期、行业和地区间存在异质性。机制分析表明，公共性发展金融具有市场培育功能，可以提高公司的长期融资可得性、增加创新投资和产出、提升经营业绩。本文从资本市场价值创造和企业投融资决策的视角，为公共性发展金融支撑实体经济发展的理论预期提供了经验证据。

关键词：公共性发展金融；银政合作；企业价值

DOI：10.13821/j.cnki.ceq.2023.06.21

一、引言

公共性发展金融^①衔接政府与市场，以“增强国力、改善民生”为使命，积极发挥中长期投融资功能和“逆周期”调节作用，支持战略性、基础性、先导性等领域重大项目建设，是构建和完善多层次、多种类的金融服务体系的重要力量（陈元，2019；欧阳卫民，2020）。国家开发银行（以下简称“国开行”）作为全球最大的公共性发展金融机构和中长期信贷银行，依托政策规划先行、以市场为出口，为战略重点项目建设提供低成本的中长期贷款，对投资回收期较长且技术和市场性风险较高的领域进行引导性投资，有助于调整产业结构、改变市场格局和提升融资效率，是金融服务实体经济高质量发展的重要组成部分。

从微观视角探讨公共性发展金融赋能实体经济的直接后果和作用路径具有重要的理论价值和现实意义，而学术界相关的实证研究却几近空白。本文认为国开行能够充分发

* 高昊宇、谢秉原，中国人民大学财政金融学院；方锦程，中国科学院大学经济与管理学院。通信作者及地址：方锦程，北京市海淀区中关村南一条3号中国科学院大学经济与管理学院，100190；电话：(010) 62513733；E-mail：fangjincheng22@mails.ucas.ac.cn。本文得到国家自然科学基金面上项目(72273146)、国家自然科学基金青年项目(71901017)、北京市社会科学基金一般项目(19JDYJB018)及中国人民大学科学研究基金项目(21XNA01)的资助。衷心感谢匿名审稿人极富建设性的修改意见，并感谢徐佳君(北京大学)、宫迪(对外经济贸易大学)、石晓军(中国人民大学)、王伟化(国家开发银行)等学者和北京大学新结构经济学研究院主办的“开发性金融专题研讨会”的其他与会嘉宾提出的宝贵建议。当然，文责自负。

① Xu et al. (2021) 指出，国家开发银行这类针对受政府委托从事发展融资的公共金融机构，更广泛的用语为“公共性发展金融机构”。另外一个相近的概念为“开发性金融机构”，源于陈元(2003)以及白钦先和王伟(2005)等早期的理论阐述，用以概括国家开发银行的运作特点。我们认为“公共性发展金融”囊括了“开发性金融”的内涵，后文均以“公共性发展金融”为主要术语。

挥自身信贷资金“成本低”“期限长”的特点，借助与地方政府书面签订“战略合作协议”的契机，深化“银政合作”“规划先行”的战略优势，为地方经济社会发展的关键领域提供低成本、中长期的稳定资金支持，引导产业结构优化和赋能生产经营创新，进而提升相关地区公司的价值。

本文开创性地收集和整理了国开行与地方政府合作事件数据，建立了数据库，借助标准的事件分析法，研究公共性发展金融“银政合作”事件对相关地区上市公司价值的影响，并基于双重差分模型分析该事件对企业投融资决策和经营绩效的直接经济效应，进一步探索公司价值变动背后的经济机制。实证结果表明：(1) 受“银政合作”事件影响，相关地区上市公司股票呈现出显著的正向超额回报。特别地，事件带来的正向市场反应表现出显著的“逆周期”特征，即在宏观货币环境紧缩时期，事件关联公司累计超额收益更高。(2) 进一步探索异质性发现，如果关联上市公司主营业务行业是国开行重点贷款行业时，其正向的市场反应更为显著，支持了公共性发展金融聚焦主业的理论预期；上市公司所在地区的市场化程度越高，合作协议的赋能效应更为显著，印证了公共性发展金融的实践效果显著依赖“有效市场”和“有为政府”的理论预期；相较于过往已经与国开行建立银企关系的企业，缺少银企关系积累的企业受到规划视角下的“银政合作”事件的利好更多，即公共性发展金融的经济影响呈现出较强的广延边际效应。(3) 本文进一步证实，公共性发展金融“银政合作”协议能切实增加国开行对当地的贷款投放，也能发挥市场培育功能引导社会资本投资，在增加企业长期负债水平、增强企业取得商业贷款的能力、降低企业平均融资成本、促进企业研发投入和增强创新能力等方面均表现出积极的政策效应。实证结果有力地支持了公共性发展金融“低成本、中长期稳定”信贷资金支持的模式以及“同政府规划先行”的合作发展理念，能显著提高资本市场参与主体的运营绩效和投资者价值。

本文可能的贡献如下：第一，本文为“公共性发展金融”相关文献提供了新的思路和证据。公共性发展金融的学术价值日益重要，前沿文献主要围绕开发银行的定位与功能展开理论论述 (Hausmann et al., 2020; Schclarek et al., 2022) 或首创跨国发展融资机构数据库 (Xu et al., 2021)，但相关的经验证据和有益的实证探索较少。本文则尝试填补这一空缺，从微观视角出发为公共性发展金融缓解企业资本短缺、激励企业创新、提升企业价值等积极影响提供微观证据，揭示了其发挥中长期投融资优势、促进国家经济社会健康发展的正面作用。第二，本文有助于加深对我国公共性发展金融机构经济角色与作用的理解。部分文献关注开发银行在政府信用扩张和财政补贴上的市场干预功能 (Cai et al., 2019; Ru, 2018)，在一定程度上侧重其“政策性”而忽视了“开发性”属性；或是从多边国际组织的视角讨论开发银行对“一带一路”沿线国家的经济贡献 (Humphrey and Michaelowa, 2018; Dreher et al., 2021)，而缺乏对开发银行如何助力国内实体经济发展的讨论。本文实证了公共性发展金融在我国制度背景下的独特优越性，重点突出了“规划先行”的公共性发展金融模式在关键时期发挥逆周期功能、支持“两基一支”重点项目建设以及破解经济薄弱领域瓶颈制约方面做出的积极贡献，有助于深入理解国开行“增强国力、改善民生”的新时期定位与历史使命，对同类公共性发展金融机构高效服务实体经济具有重要借鉴意义。第三，本文启示了公共性发展金融推动实体经济良性发展、服务双循环新发展格局的可能路径。金融要素肩负引导资源正确配置的使

命，是整个循环运行框架中最重要的力量之一。本文的结论启示各级政府应与公共性发展金融机构积极开展合作，以政府中长期规划为引导，以金融服务模式创新为抓手，以金融供给侧结构性改革深化为主线，在战略重点领域精准发力、带动有效投资，构建内循环增长动力。

二、研究背景及研究假设

(一) 制度背景与事件识别

1. 国开行“规划先行”的公共性发展金融职能

国开行于1994年成立，彼时的定位还是“政策性金融机构”。1998年，国开行开创“芜湖模式”，建立银政合作的新型关系，并于2003年首创“政府热点、雪中送炭、规划先行、信用建设、融资推动”的20字方针。经过2008年的股份制改革以及2015—2017年《国家开发银行深化改革方案》《国家开发银行章程》《国家开发银行监督管理办法（征求意见稿）》的分别发布，国开行的业务定位逐渐从“政策性”深化和发展到“开发性”，以服务国家发展战略为宗旨搭建政府与市场之间的桥梁，在实现公共政策目标与坚持市场原则之间寻求适当的平衡。

此外，作为公共性发展金融的重要组成部分，国开行独特的“规划先行”理念具有“承上启下”的关键作用。这同时也是它能够区别于其他金融机构的特征之一，具体而言体现在“由上至下”的三个层次：(1)以助力经济稳健运行为目标的宏观规划。与四大商业性银行的治理架构不同，国开行独有地设立了“规划部”作为一级管理部门，与外部政府部门共同规划经济运行的顶层设计，积极配合宏观调控政策发挥逆周期调节作用，共同推进市场、信用、制度的系统性工程建设。(2)以聚焦“两基一支”为引领的区域规划。“规划业务”是国开行服务地方政府的特色金融产品之一，国开行主导的多项规划被纳入地方政府“五年规划”体系并统筹区域金融发展工作，助力地方政府打破制约区域发展的关键的资金瓶颈问题。(3)以服务战略客户为中心的融资规划。国开行先后设立国开金融、国开证券、国开发展基金三家子公司，为地区经济发展的重点骨干企业提供系统性的高质量融资规划^①，以战略财务顾问的角色进行“融资+融智”。

2. 公共性发展金融“银政合作”事件识别

本文选择国开行总行与省级人民政府的合作事件作为识别公共性发展金融开展程度的工具，而不是国开行与中央部委、市级政府或个体企业的合作事件，主要出于以下三方面考虑：(1)国开行与中央部委的宏观规划事件影响的范围较广，难以精准识别出不同区域之间的异质性，而国开行和地方政府在签订协议后建立和深化了银政、银企合作关系，可以作为对特定地区经济社会发展的有力冲击。(2)经过尽力检索，未发现国开行与省级政府合作的协议存在除“合作备忘录”或“合作协议”之外的形式，因此收集具有可行性，并且能够排除相似事件的噪声；而与市级政府的合作往往形式复杂，还包

^① 一个例子见：“中核集团与国家开发银行签订战略合作协议”，<https://www.caea.gov.cn/n6760338/n6760342/c6829050/content.html>，访问时间：2021年7月10日。

括综合调研^①，市政府和国开行地区分行、子公司开展合作^②等。此外，市级层面合作的主体一般是国开行省级分行，说明这是国开行总行与省级政府签订“规划”纲领中的一部分。(3)本文并未采取企业获得国开行贷款或股权投资以及国开行与企业签订合作协议作为核心研究对象，是因为类似的公告事件并不完全只含“开发性”成分，难以剥离救助企业的“政策性”(Gao et al., 2021)，不能完全识别出公共性发展金融带来的净效应。而本文考察公共性发展金融的“规划先行、银政合作”事件并不涉及特定企业，考察该类事件的短期市场反应可以突出公共性发展金融的实际效果。

(二) 文献回顾和假设开展

由于公共性发展金融的具体业务与数据公开普遍缺乏透明度，因此基于数据分析对公共性发展金融机构的实证研究较少(Xu et al., 2021)，这给本文探索公共性发展金融“银政合作”的实践效果提供了契机和动力。上市公司通常被认为是区域经济的“领头羊”与“晴雨表”，“规划先行”的公共性发展金融对地区经济的赋能效应首先会体现在该地区企业价值的提升上；而基于有效市场假说，已有文献从法律颁布生效(宏观)、产业政策出台(中观)和企业具体决策(微观)等角度研究特定事件是否以及如何影响企业价值变化(Xin et al., 2013; Berkowitz et al., 2015)。因此，在本研究中采用事件研究方法同样具有合理性^③，并且相比于直接考察公司层面会计指标的业绩变化或者考察何种特征的企业更容易得到金融支持(如 Lazzarini et al., 2015)，使用股价数据进行分析相对简单且直观。

关于开发性银行在经济金融体系中的角色存在两种对立的观点。积极视角下，开发银行等发展融资机构专门向没有长期补贴资金就难以开展项目的公司提供长期资本和贷款(Bruck, 1998)，通过增加实物投资或人力资本积累来刺激经济增长(Clemens et al., 2012; Galiani et al., 2017)；同时，这些发展融资机构可以填补基础设施的供需缺口，发挥独特的金融催化剂作用，吸引资本进入市场觉得高风险但具有长远发展潜力的大型基础设施项目，激发基础设施改善带来的溢出效应(Banerjee et al., 2020)。此外，公共性发展金融“融资+融智”，能主动参与项目选择和融资设计，提升项目的成本效益比和长期可持续性。因此，在“规划先行”理念的引导下，公共性发展金融可以缓解资本短缺，促进产业结构转型升级；对于企业而言，更高的长期融资可得性能帮助企业合理规避展期风险，并激励企业进行长期的风险性投资和创新，对企业绩效产生正向影响(Chauvet and Ehrhart, 2018)。在该理论视角下，可以预期公共性发展金融能提升企业价值；因此投资者将对公共性发展金融银政合作事件做出积极正向的反应。

相对地，根据寻租理论，开发银行的贷款可能造成信贷配给与资源错配(Odedokun, 1996)，比如预算软约束(Krueger, 1974; Shleifer and Vishny, 1994)和利益输送等政治相关风险(La Porta et al., 2002; Faccio, 2006)。此外，私人部门挤出论(Cohen et al., 2011)认为公共性发展金融机构如果以强调社会责任和机构的政治性为由盲目扩

① 比如，2021年4月12日国开行调研甘肃省天水市的乡村振兴南北两山基础设施项目情况。

② 比如，2017年1月16日福州市人民政府与国开金融有限公司签订战略合作框架协议。

③ 如 Berkowitz et al. (2015) 基于六天的短期事件日窗口发现中国政府推出《中华人民共和国物权法》后，资本市场的指数或与事件关联的股票在 [-2, 2] 和 [0, 5] 内呈现出显著的正向超额收益。

张政策性业务，会产生反补贴效应、破坏充分竞争，使受到政策支持的企业生产水平降低。在这种情况下，市场可能给予公司未来现金流消极的评价（Bailey et al., 2011）。因此，投资者可能对公共性发展金融能否实质性刺激企业价值提升缺乏信心，对公共性发展金融银政合作事件不做出明显反应或者负向的反应。

但是，本文认为公共性发展金融银政合作效果的积极逻辑强于消极逻辑：一方面，我国国家开发银行的内涵不断丰富，不再单一地承担政策性任务，是以货币金融政策体系及市场建设为特征的公共性发展金融机构（陈元，2019），在市场、信用、制度的建设和发展上具有正面的培育作用。另一方面，国开行始终把握“额外性”原则（Additionality；Powell, 2003），并非“二财政”，在不增加地方政府隐形负债的前提下，重点看企业实力、项目现金流和债务结构，这能够对企业风险承担进行非扭曲的正向激励，减轻市场的道德风险和逆向选择（欧阳卫民，2020）。

综上，本文认为国开行与地方政府签订公共性发展金融合作协议，将对该地区上市公司的企业价值产生显著的正向影响。因此，本文提出核心假设 H1。

H1：股票资本市场会对区域性公共性发展金融“银政合作”事件做出正向反应。

三、研究设计

（一）事件定义与数据收集

国开行总行与省级人民政府签订战略合作协议可以视为一系列的公共性发展金融合作事件。本文首先以国开行官方网站、中国政府网和各地方政府网站新闻为检索起点，以为“国家开发银行”“省政府”“合作协议/备忘录”关键词进行检索，用以建立银政合作协议事件基础数据库。其次，本文利用百度搜索对数据集进行扩充，分年度及省份爬取检索结果前 5 页的新闻，去重后以同样的检索逻辑在句子层面进行初步识别，最终保留 408 条目标事件。再次，借助人工阅读新闻内容，本文进一步划定有效达成“银行-政府”成果协议的事件共 131 条（关键词包含“全面合作”“全面开发”，说明合作范围是非定向的^①；以及“省长”“书记”“行长”“董事长”等职务关键词，保证事件的合作主体是最高层级）。最后，为凸显公共性发展金融的“规划先行”理念，我们对协议名称中出现如“十二五”“十三五”等在五年规划背景下签署的合作协议进行提取，最终获得了 2011—2017 年涉及 22 个省级行政区（剔除了北京和上海的协议事件）的 28 条^②公共性发展金融省级合作事件。

对应地，本文选取包括 2011—2017 年事件日前后存在交易日的 A 股上市公司作为上述事件的关联公司。考虑到上市公司注册地一般是总部所在地，而总部通常对经营活动和投融资计划具有较高的顶层决策权，是参与银、政、企三方合作的重要主体，因此以公司注册地址匹配相关省份。企业层面数据来自 CSMAR 与 WIND，并进行如下处理：（1）剔除估计窗口期不足 30 个交易日和事件窗口期不足 20 日的公司样本；（2）剔

^① 定向协议如《共同推进江西省棚户区改造开发性金融合作备忘录》和《开发性金融促进湖南文化产业大发展合作备忘录》等。

^② 初始筛选出的 408 条关联事件可以视为这 28 条具有五年规划性质合作协议的延续和细化，因此本文主要是基于这 28 个标志性事件开展实证研究。

除金融行业和 ST 处理公司样本；(3) 剔除在事件日发布财务报告的公司样本；(4) 对所有的连续变量在 1% 和 99% 分位数上缩尾处理。本文最终获取了 1 678 个上市公司共 2 077 个观测值。

(二) 变量定义与模型设计

本文设定事件发生前 120 个至 30 个交易日，即 $(-120, -30)$ 作为事件估计窗口^①，并以 $(-1, +1)$ 和 $(-1, +3)$ 时间区间分别作为事件窗口，根据市场模型计算的累积超额回报 (CAR) 来衡量签订银政合作协议所产生的短期窗口市场反应。由于合作事件的发布渠道单一，且政府部门未公开的行程安排与工作计划很难被外界提前获取，由此本文假设该类事件是外生的，在新闻发布之前大规模泄露的可能性极小，因此本文以新闻曝光日为事件日。

进一步地，公共性发展金融银政合作的效果受地区环境和行业性质的影响，如果不进一步剖析这些异质性，事件的整体效果可能会被掩盖。为此，结合公共性发展金融突出的金融稳定和市场培育功能，本文设计如下模型，识别和区分异质性条件下的市场反应：

$$CAR_i(t_1, t_2) = \gamma_0 + \gamma_1 Dummy + \gamma_2 Control_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

其中， ε_{it} 表示随机误差项， μ_{it} 则代表一系列省份、年份或省份-年份交互固定效应， $Control_{it}$ 为一系列控制变量，包括企业属性（产权性质、公司规模、交易板块）、财务特征（资产负债率、每股经营活动现金流、营业收入增长率、账面市值比）、治理水平（股权集中度、董事数量、独董比例、两权分离率）等，并且控制了事件日与最近一次财务报告日的相距天数。 γ_2 表示控制变量的系数。 $Dummy$ 是核心的虚拟变量，其系数 γ_1 测度了不同条件下银政合作的不同影响，主要包括如下四个变量：

1. 逆周期 (*CounterCycle*)，虚拟变量。以中国人民银行季度发布的“全国银行家问卷调查报告”中银行家货币政策感受指数低于均值的时期取 1，即认为该时期货币政策较紧的银行家占比比较高，反之取 0，用以探究公共性发展金融平抑经济周期的作用。

2. 是否重点支持行业 (*Key_Industry*)。对国开行重点支持的行业取 1，反之取 0^②，用以探究公共性发展金融助力“两基一支”建设理念。

3. 市场化程度 (*NERI_Index*)。即以王小鲁等 (2017) 编制的“中国分省份市场化指数报告”中“市场化进程得分”度量，用以探究公共性发展金融“银政合作”效果受市场环境的影响。

4. 是否曾向国开行贷款 (*CDB_relationship*)。在事件发生的年份之前，曾与国开行具有贷款历史的公司取 1，反之取 0。用以探究公共性发展金融是否具有广延边际 (Extensive Margin) 效用。

为直接考察公共性发展金融从哪些具体层面对企业价值产生正面影响，本文设计如下模型进行检验：

$$Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 AfterMou_{it} + \gamma_2 Control_{i,t-1} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

^① 本文也选取其他事件窗口估计参数，整体上结果表现稳健。

^② 包括交通运输、仓储和邮政业，电力、热力、燃气及水生产和供应业，水利、环境和公共设施管理业，信息传输、计算机服务和软件业以及采矿业，即 2012 年证监会一级行业代码为“B、D、E、G、I、N”的行业，从国开行年度报告中“分行业贷款余额”中获得。

$$Y_{it} = \gamma_0 + \sum_{k=-4, k \neq 0}^4 \tau_k + \gamma_1 Control_{i, t-1} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it}, \quad (3)$$

式(2)中, $AfterMou_{it}$ 为时期虚拟变量, 若协议的签订事件发生在上半年, 则将基期定为当年, 若发生在下半年则将基期定为下一年; 令基期以及以后年份的取值为 1, 反之取 0, 其系数 γ_1 度量了合作协议对上市公司的经济效应。同时, 为考虑协议产生的动态影响, 将式(3)中的 τ_k 定义为相对于协议产生影响基期的年数, 关注的事件时段从协议签订前四年到签订后四年, 并删掉了年份 $k=0$ (即事件发生基期期) 的样本。 μ_i 和 δ_t 分别表示控制公司固定效应和年份固定效应, 控制变量均滞后一期。 Y_u 包括一系列企业产出指标: (1) 长期融资可得性。以长期借款比率 (*LongTermLiability*, 长期借款与总负债之比) (%)、负债结构 (*DebtStructure*, 长期借款与短期借款之比) (%)、财务费用率 (*InterestExpense*, 利息支出与息前利润之比) (%) 三个指标度量。(2) 创新能力。以研发费用率 (*R&D*, 研发费用与营业收入之比) (%)、创新产出 (*Patent*, 公司独立获发明专利量) 两个指标度量。(3) 绩效和投资机会。以托宾 *Q* (*TobinQ*)、净资产收益率 (*ROE*) 两个指标度量。根据实际分析需要, 后续会在部分检验中增添模型设定, 或者对基础模型设定进行简单调整, 具体的设定将在对应表格的说明文字中列示。

四、实证结果

(一) 描述性统计

表 1 中 Panel A 列示了 CAR 的单变量统计。总体上, 所有窗口期的 CAR 平均值均在统计上显著大于 0, 并且 CAR $[-1, 1]$ 和 CAR $[-1, 3]$ 的最大值分别可以达到 23.344% 和 28.064%, 说明银政合作事件发生后, 资本市场的短期响应积极。此外, 将 CAR 与以沪深 300 为标的市场投资组合在同样窗口期的累加收益率相比, 中位值与平均值均大于市场投资组合; 进一步说明了市场在观察到银政合作事件发生后对相关公司的价值重新评估, 上调了事件关联公司的盈利预期, 假设 H1 成立。表 1 中 Panel B 展示了其他变量的描述性统计指标, 各变量的统计分布无明显偏误, 与已有研究基本一致。

表 1 描述性统计

Panel A: CAR 单变量统计

%	平均值	标准差	最小值	中位值	最大值	沪深 300 指数 (中位值)	沪深 300 指数 (平均值)
CAR $[-1, 1]$	0.163*	5.690	-16.612	-0.343	23.344	-0.741	-0.592
CAR $[-1, 3]$	0.307**	7.046	-22.753	-0.296	28.064	-0.847	-0.663

Panel B: 其他变量统计指标

	平均值	标准差	最小值	中位值	最大值
<i>CounterCycle</i>	0.272	0.445	0.000	0.000	1.000
<i>NERI_Index</i>	7.755	1.803	1.020	7.240	10.000
<i>Key_Industry</i>	0.178	0.383	0.000	0.000	1.000

(续表)

	平均值	标准差	最小值	中位值	最大值
<i>CDB_relationship</i>	0.017	0.129	0.000	0.000	1.000
<i>Soe</i>	0.352	0.478	0.000	0.000	1.000
<i>Size</i>	21.927	1.184	19.244	21.826	26.101
<i>Lev</i>	0.429	0.219	0.036	0.416	0.963
<i>Ocf_ps</i>	0.125	0.578	-1.968	0.064	2.542
<i>Growth</i>	0.101	0.665	-0.927	-0.000	4.099
<i>Herf10</i>	57.251	15.334	21.365	58.020	90.420
<i>Board</i>	8.649	1.620	5.000	9.000	15.000
<i>IndDirect</i>	3.168	0.540	2.000	3.000	5.000
<i>Duality</i>	5.166	7.658	0.000	0.000	28.380
<i>MTB</i>	0.514	0.225	0.077	0.498	1.022
<i>Listmarket</i>	0.621	0.485	0.000	1.000	1.000
<i>Reportday_Diff</i>	3.474	0.925	0.000	3.714	5.242

注：括号中为聚类到事件层面的稳健标准误对应的 *t* 值；***、**、* 分别在表示 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

(二) 多元回归结果

表 1 中 CAR 的中位值为负而均值为正，说明统计上具有一定的右偏程度，可能是由于公共性发展金融对企业价值的影响存在异质性：

“规划先行”的公共性发展金融“顺境隐于市，逆境托举市”（陈元，2010），积极探索“政府入口-市场出口”路径，发力逆周期调控更具直接性与及时性。本文以是否在货币紧缩时期签订协议（*CounterCycle*）为核心解释变量进行回归检验，在表 2 列示。第（1）、（3）列为未加入控制变量的回归结果，第（2）、（4）列则加入控制变量进行回归。虽然虚拟变量（*CounterCycle*）的系数在加入控制变量后有所减小，但均在 1% 显著性水平下为正，表示在其他条件不变的情况下，逆周期时期签订的合作协议在 [-1, 1] 和 [-1, 3] 窗口期内引起的超额回报比其他协议分别高出 1.511% 和 1.883%，体现出公共性发展金融“雪中送炭”的信心提振效应，印证了公共性发展金融具有宏观逆周期调控的功能。

表 2 多元回归：逆周期效应

	CAR [-1, 1]	CAR [-1, 1]	CAR [-1, 3]	CAR [-1, 3]
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>CounterCycle</i>	1.818*** (7.23)	1.511*** (4.03)	2.403*** (18.65)	1.883*** (6.42)
<i>Controls</i>	否	是	否	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是

(续表)

	CAR [-1, 1]	CAR [-1, 1]	CAR [-1, 3]	CAR [-1, 3]
	(1)	(2)	(3)	(4)
Province FE	是	是	是	是
Year \times Province FE	否	否	否	否
N	2 077	2 077	2 077	2 077
Adj. R ²	0.064	0.062	0.033	0.030

注：括号中为聚类到事件层面的稳健标准误对应的 t 值；***、**、* 分别在表示 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

公共性发展金融以“两基一支”理念为核心推进经济结构调整和产业转型升级，服务重点产业布局规划。表 3 以国开行支持的战略重点行业（Key_Industry）为核心解释变量检验合作协议的市场反应在上市公司主营行业间的异质性。Panel A 中，变量 Key_Industry 的系数在所有回归中在 5% 显著性水平下为正，表示在其他条件不变的情况下，公共性发展金融重点支持行业的上市公司股票在 [-1, 1] 和 [-1, 3] 窗口期内的超额回报比其他股票分别高出 1.090% 和 0.952%；验证了公共性发展金融坚定支持“两基一支”领域发展的运作模式。此外，依托政府信用是公共性发展金融运作的必要条件，坚持市场化运作是公共性发展金融的基本模式（陈元，2019）。公共性发展金融能良好发挥功能需要“有为政府”的支持，而市场机制的完善能使政府“有为”的边界更加合理。在营商环境优良、政务服务高效、交易透明可靠的市场环境中，公共性发展金融更能发挥银政合作的征信优势，在政府与市场之间形成合力，提升资金融通效率，稳健推进项目落地实施。Panel B 中地区市场化程度（NERI_Index）的系数均在 1% 显著性水平下为正，表明上市公司所在地区的市场化程度越高时，资本市场对合作协议的响应越积极。这一结果也从侧面说明了公共性发展金融的“开发”属性，虽然一般认为市场化程度高的地方往往具有较为集中和丰富的商业性金融资源，但“趋利避害”的商业金融资源往往无法满足大量未成熟领域的投资需求^①，一些重大创新技术攻坚和长周期建设项目建设依然缺乏有效金融支持，因此公共性发展金融的独特作用依然会得到投资者的定价。

表 3 多元回归：行业与地区异质性

Panel A：重点支持行业	CAR [-1, 1]	CAR [-1, 1]	CAR [-1, 3]	CAR [-1, 3]
	(1)	(2)	(3)	(4)
Key_Industry	1.012** (2.70)	1.090** (2.75)	0.864** (2.43)	0.952** (2.47)
Control	否	是	否	是
Year FE	Subsumed	Subsumed	Subsumed	Subsumed

① 考虑到金融资源与市场化程度的混淆影响，在未列示的补充结果中，本文更换了地区市场环境的代理变量，采用市场化指数的分项指标“政府与市场关系得分”来度量；同时，添加外商实际投资额占 GDP 的比重以及银行网点密度两个控制变量，以排除地区金融资源禀赋的影响。回归结果与正文保持一致，相互呼应。

(续表)

	CAR [-1, 1] (1)	CAR [-1, 1] (2)	CAR [-1, 3] (3)	CAR [-1, 3] (4)
Panel A: 重点支持行业				
Province FE	Subsumed	Subsumed	Subsumed	Subsumed
YearxProvince FE	是	是	是	是
N	2 077	2 077	2 077	2 077
Adj. R ²	0.074	0.072	0.045	0.042
Panel B: 地区市场化程度	CAR [-1, 1] (1)	CAR [-1, 1] (2)	CAR [-1, 3] (3)	CAR [-1, 3] (4)
NERI_Index	2.345*** (3.99)	2.314*** (3.15)	4.306*** (4.45)	4.315*** (4.32)
Controls	否	是	否	是
Year FE	是	是	是	是
Province FE	是	是	是	是
YearxProvince FE	否	否	否	否
N	2 043	2 043	2 043	2 043
Adj. R ²	0.067	0.064	0.041	0.038

注: 括号中为聚类到事件层面的稳健标准误对应的 t 值; ***, **, * 分别在表示 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

国开行作为政府指定的公共性发展金融机构, 其贷款模式和额度具有很强的稳定性。由于边际效应递减, 曾与国开行保持业务关系的企业获得增量贷款的边际较小, 公共性发展金融对企业价值的提升效果可能在银政协议签订前就已经完全反映在股价上了, 而未曾与国开行建立客户关系企业的价值提升边际可能更大、投资潜力更大。为进行验证, 本文基于公司和国开行在业务关联上的差异, 以协议签订之前是否曾在国开行获得贷款 (*CDB_relationship*) 作为核心解释变量进行回归检验, 结果呈现在表 4。变量 *CDB_relationship* 对 $CAR [-1, 1]$ 和 $CAR [-1, 3]$ 的回归系数分别在 1% 和 10% 显著性水平下为负, 表明未曾获得国开行贷款的上市公司的市场反应更积极, 说明公共性发展金融帮扶企业发展存在广延边际效应。

表 4 多元回归: 获得贷款的广延边际效应

	CAR [-1, 1] (1)	CAR [-1, 1] (2)	CAR [-1, 3] (3)	CAR [-1, 3] (4)
<i>CDB_relationship</i>	-1.639*** (-3.61)	-1.651*** (-3.34)	-1.785 * (-1.92)	-1.717 * (-1.96)
Controls	否	是	否	是
Year FE	Subsumed	Subsumed	Subsumed	Subsumed
Province FE	Subsumed	Subsumed	Subsumed	Subsumed

(续表)

	CAR [-1, 1]	CAR [-1, 1]	CAR [-1, 3]	CAR [-1, 3]
	(1)	(2)	(3)	(4)
Year×Province FE	是	是	是	是
N	2 077	2 077	2 077	2 077
Adj. R ²	0.071	0.068	0.044	0.041

综上,三组回归系数表明,公共性发展金融合作协议事件的资本市场反应存在宏观、中观、微观三个层次的异质性,并且系数大小呈现出显著的经济学含义,证实了我国公共性发展金融“逆周期”调节、突破经济发展重点薄弱领域、积极培育开拓市场的赋能作用。

(三) 机制分析

前述的实证结果验证了公共性发展金融合作协议能向资本市场传递利好信号的假设。本部分进一步探究公共性发展金融“规划先行”的银政合作理念通过何种渠道提升企业价值。

其一,本文依照式(2)和式(3)构建多期DID模型。首先,本文探究了公共性发展金融对关联地区上市公司的总体绩效改善作用,表5报告了对公司投资机会和会计绩效两方面的影响。第(1)列中事件发生及以后变量(*AfterMou*)的系数在1%的显著性水平上为正,说明在上市公司所在地区与国开行签订合作协议后,整个地区的上市公司的投资机会平均会得到0.256个单位的改善;第(2)列中*AfterMou*的系数在1%显著性水平下为正,系数大小表明企业的净资产报酬率在国开行与地方政府签订协议后平均提高约4.9%。第(3)、(4)列中*pre1*至*pre3*变量几乎在任何统计水平下均不显著,符合平行趋势假设;*post1*至*post4*变量均显著,且随着协议签订后的时期延长,系数不断增大,说明公共性发展金融银政合作的实际落地效果逐渐释放并且对企业绩效改善的正面效应持续上涨。

表5 机制检验:绩效和投资机会

	Tobin's Q (1)	ROE (2)	Tobin's Q (3)	ROE (4)
<i>AfterMou</i>	0.256*** (7.99)	0.049*** (3.98)		
<i>pre3</i>			0.043 (1.10)	0.009 (0.65)
<i>pre2</i>			0.091 (1.47)	0.026 (1.16)
<i>pre1</i>			0.144* (1.78)	0.028 (0.91)
<i>post1</i>			0.178*** (4.54)	0.029* (1.68)

(续表)

	<i>Tobin's Q</i>	<i>ROE</i>	<i>Tobin's Q</i>	<i>ROE</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post 2</i>			0.217*** (7.11)	0.048*** (3.58)
<i>post 3</i>			0.284*** (7.38)	0.056*** (3.63)
<i>post 4</i>			0.328*** (7.37)	0.065*** (3.39)
<i>Controls</i>	是	是	是	是
<i>FirmFE</i>	是	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是
N	17 864	17 860	17 864	17 860
Adj. <i>R</i> ²	0.569	0.577	0.569	0.577

注：括号中为聚类到公司层面的稳健标准误对应的 *t* 值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

其次，为探究公共性发展金融如何改善企业绩效和投资机会，本文从长期融资可得性与企业创新能力两个角度进行验证。企业长期融资事关战略性投资，对企业经营转型升级以及自主创新能力的提升具有重要影响 (Tasi and Valev, 2010)。然而，商业性金融体系往往难以充分满足大部分企业的长期融资需求。而公共性发展金融能围绕国家创新驱动发展战略，健全金融支持科技创新体系，在充分发挥科技主管部门的职能优势和国开行的多元化金融服务优势的基础上，针对科技创新不同阶段的融资需求特点设计不同的金融产品，加大对科技型企业、重大科技项目、产学研融合等的支持力度。

表 6 验证了合作事件对所在地上市公司的长期融资可得性的影响。第 (1)、(2) 列中，*AfterMou* 的系数在 1% 的显著性水平上为正，企业的长期借款比率在银政合作协议签订后平均提高 1.383%，借款结构也得到一定程度改善。列 (3) 中 *AfterMou* 的系数在 1% 的显著性水平上为负，显示银政合作协议签订后企业的财务费用率平均降低 1.485%，证明公共性发展金融坚持“保本微利”“减费让利”等原则，以资金成本优势调整地区信贷供给，为企业发展提供低成本资金支持。

表 6 机制检验：长期融资可得性

	<i>Long Term Liability</i>	<i>Debt Structure</i>	<i>Interest Expense</i>	<i>Long Term Liability</i>	<i>Debt Structure</i>	<i>Interest Expense</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>AfterMou</i>	1.383*** (3.33)	0.584*** (4.05)	-1.485*** (-3.17)			
<i>pre3</i>				0.275 (0.66)	-0.195 (-0.96)	1.224** (2.25)
<i>pre2</i>				0.729 (1.11)	0.092 (0.28)	1.418 (1.64)

(续表)

	<i>Long Term Liability</i>	<i>Debt Structure</i>	<i>Interest Expense</i>	<i>Long Term Liability</i>	<i>Debt Structure</i>	<i>Interest Expense</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>pre1</i>				1.372	0.538	1.989*
				(1.56)	(1.20)	(1.72)
<i>post1</i>				0.829	0.500**	-2.017***
				(1.55)	(2.18)	(-3.07)
<i>post2</i>				0.934**	0.396***	-1.268**
				(2.14)	(2.58)	(-2.55)
<i>post3</i>				1.511***	0.544***	-0.889
				(3.09)	(2.83)	(-1.53)
<i>post4</i>				2.074***	0.760***	-0.756
				(3.62)	(2.93)	(-1.04)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是
<i>FirmFE</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是	是	是
N	17 153	14 916	17 740	17 153	14 916	17 740
Adj. R ²	0.033	0.014	0.144	0.033	0.014	0.144

注：括号中为聚类到公司层面的稳健标准误对应的 *t* 值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

表 7 报告了合作事件对所在地上市公司创新能力的影响。第(1)、(2)列中, *AfterMou* 的系数在 1% 的显著性水平上为正, 其大小表示在国开行与地方政府签订协议后, 企业的研发支出率平均提高 1.759%、专利产出平均提高 2.5 个, 说明公共性发展金融贯彻落实创新驱动发展战略, 打破资金瓶颈, 降低融资成本, 最终能提高企业创新能力。

表 7 机制检验：创新投入和创新产出

	<i>R&D</i>	<i>Patent</i>	<i>R&D</i>	<i>Patent</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>AfterMou</i>	1.759*** (34.66)	2.504*** (3.20)		
<i>pre3</i>			0.000 (0.00)	-0.251 (-0.42)
<i>pre2</i>			0.004 (0.05)	-0.279 (-0.23)
<i>pre1</i>			-0.025 (-0.19)	-0.860 (-0.42)

(续表)

	<i>R&D</i>	<i>Patent</i>	<i>R&D</i>	<i>Patent</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post 1</i>			1.596*** (21.99)	4.910*** (3.65)
<i>post 2</i>			1.673*** (33.81)	2.999*** (4.04)
<i>post 3</i>			1.748*** (27.62)	1.900 * (1.66)
<i>post 4</i>			1.822*** (22.03)	0.713 (0.38)
<i>Controls</i>	是	是	是	是
<i>FirmFE</i>	是	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是
N	17 864	15 900	17 864	15 900
Adj. R ²	0.517	0.038	0.517	0.038

注：括号中为聚类到公司层面的稳健标准误对应的 *t* 值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

综上，表 5 至表 7 的回归结果表明，公共性发展金融能通过长期融资支持与长期投资激励两个渠道提升企业价值，证实了国开行能坚持让利企业，以中长期资金为载体、以金融服务实体为使命，促进经济社会可持续增长与高质量发展。

其二，作为经济社会发展全局和金融机构体系中不可替代的重要组成部分，国开行始终站在改革发展前沿、担当综合金融协调人，成为引导商业资本进入瓶颈领域的金融先锋。本部分利用上市公司的贷款公告数据，分两方面来考察公共性发展金融合作协议对上市公司实际获得贷款的直接影响，以考察其实际落地效果。一方面，本文考察协议签署后国开行对当地的定向贷款投放是否显著增加；另一方面，公共性发展金融机构的核心业务除了直接债务工具，还可能融合多种非金融工具，比如融资咨询服务、技术援助或可行性研究拨款等，本文考察其是否发挥“先行者”和“探路人”的角色吸引其他商业银行机构支持项目融资。

首先，与表 5 至表 7 的设定类似，在地区层面进行多期 DID 回归，构造因变量 *CDB_Loan Number_{i,t}* 为省份 *i* 的所有上市公司在第 *t* 年公告获得国开行贷款的笔数总和，控制变量为省份经济发展水平、人口水平、工业水平、财政收支情况的滚动五年均值，并控制省份和年份固定效应；回归结果呈现于表 8 第（1）列。其次，为进一步厘清公共性发展金融与商业性金融的关系，为证实公共性发展金融规划“先”行的示范效应提供直接证据，本文利用 2008 年国开行股份制改革后至 2020 年的企业贷款面板数据，考察公共性发展金融是否具有引导社会资本投向关键重点领域的牵头作用。本文构造 *Commercial_Loan Number_{i,t}* 和 *Bigbank_Loan Number_{i,t}* 分别表示企业 *i* 在第 *t* 年获得全部商业银行贷款和五大商业银行（“工农中建交”）贷款的笔数。*CDB_Debt_{i,t}* 为虚拟变

量，若企业近五年内曾取得国开行的贷款则取 1，反之取 0，控制变量与基准模型一致；控制公司固定效应和年份固定效应；回归结果呈现于表 8 第（2）、（3）列。

表 8 机制检验：公共性发展金融“先”行示范效应

	CDB_Loan Number (1)	Commercial_Loan Number (2)	Bigbank_Loan Number (3)
AfterMou	11.392*** (3.12)		
CDB_Debt		0.840*** (2.67)	0.207*** (3.07)
Controls	是	是	是
Province FE / Firm FE	是	是	是
Year FE	是	是	是
N	217	8 737	8 737
Adj. R ²	0.307	0.022	0.011

注：括号中为聚类到地区或企业层面的稳健标准误对应的 *t* 值；***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

表 8 中，第（1）列 *AfterMou* 的系数在 1% 的统计水平上显著为正，在国开行与地方政府签订协议后，该地区的上市公司获得的国开行贷款笔数总和平均提高 11.39 笔，说明合作协议具有实际的落地效果，切实增加了对合作地区上市公司的贷款投放。第（2）、（3）列的 *CDB_Debt* 的系数均显著为正，表明企业在获得国开行贷款后的一段时期内每年获得商业性银行的贷款数预期增加 0.840 笔，获得五大商业银行的贷款数预期增加 0.207 笔。

总结来看，本文的机制检验发现，公共性发展金融合作协议不仅使得当地上市公司获得的国开行贷款变多，而且“开发”一词具备先锋先导的意涵，在培育市场和引导社会资本方面发挥“铺路”和“搭桥”作用，能系统地建设与完善支持实体经济的金融体系，使得公司的长期融资可得性增加并且在长期风险投资上受到良性激励，是公司价值提升的主要原因。

（四）进一步讨论

本文采用的国开行与省级政府合作事件可能存在因素混淆以及外生性不足的问题：

首先，同期的其他政策出台可能导致估计结果有偏。但是，股票价格具有前瞻性，能相对无偏地反映企业价值变化；本文基于短期事件窗口的识别结果相对干净，能够有效地消除混淆性因素的干扰，因为这些因素的实际影响很难呈现出与本文相似的异质性。

其次，存在不可观测因素导致的内生性问题；例如国开行可能选择在那些有良好投资机会的地区积极提供资金支持。但是“锦上添花”效应对资本市场信号效应的影响较小；如果国开行签署协议是意料之中的事件，那么该预期应该会被市场提前吸收而不会

出现显著的市场反应，但本文的统计结果表明了资本市场的积极反应，说明事件相对外生。另外，本文在回归时加入了足够的变量来控制公司的时变特征，并高标准地控制了行业-年份、省份-年份交互固定效应，排除了特定于地区或行业的时变冲击（例如信贷需求、监管变化、增长趋势等），在一定程度上缓解了内生选择问题^①。

此外，本文进行了一系列稳健性检验，包括：（1）使用市场调整模型（MA）重新估计超额回报；（2）使用实际协议签订日确定为第0日重新进行估计；（3）在不吸收主要系数的回归中添加了行业-年份交互固定效应；（4）删去注册地与办公地不一致的公司样本。以上处理方法得到的结果与现有结果并无显著差异，但限于篇幅未逐个列示。

总体来看，尽管受制于数据可得性，本文确实无法完美解决识别问题，但是本文的数据集和方法允许我们比较不同经济周期以及不同行业、地区、企业特征的不同影响，为公共性发展金融与公司价值之间的重要联系提供了多样化的证据，在评估公共性发展金融的潜在重要影响方面大有帮助。

五、结 论

我国“规划先行”的公共性发展金融立足区域中长期规划发展目标，整合政府、社会、企业等各方资源，赋能经济高质量发展，长期实践积累的重要经验对于新兴发展中国家的公共性发展金融机构而言极具借鉴价值。本文基于企业层面的实证结果展示了公共性发展金融提升企业价值、促进企业可持续发展的正向经济后果，为公共性发展金融破解项目建设缺资金、实体经济融资难等难题提供理论支持和经验证据。

本文作为第一篇研究我国公共性发展金融机构与政府开展银政合作的经济效应的文章，开创性地建立了公共性发展金融省级合作事件数据库，对已有文献做出了有益贡献。进一步的工作展望包括但不限于：（1）继续丰富现有数据库，将事件集合拓宽至市级和公司层面的公共性发展金融合作，并从时间序列上考察不同层级事件之间的内生联系；（2）对比与分析其他机构主体的相似行为。事实上，商业银行也存在类似的银政合作事件，进一步明确“规划先行”的公共性发展金融银政合作的比较优势具有重要意义；（3）进一步考察合作协议实际落地的经济后果。虽然本文提供了简单的初步证据来证明国开行会提高对合作地区上市公司的贷款投放，但鉴于公共性发展金融有作为财政政策和货币政策补充的重要属性，细化地精准考察合作协议的后续动态效果是未来的难点之一。

参 考 文 献

- [1] Bailey, W., W. Huang, and Z. S. Yang, “Bank Loans with Chinese Characteristics: Some Evidence on Inside Debt in a State-Controlled Banking System”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2011, 46 (6), 1795-1830.
- [2] Banerjee, A., E. Duflo, and N. Qian, “On the Road: Access to Transportation Infrastructure and Economic

^① 本文识别的公共性发展金融银政合作对象涵盖22个省级行政区，既没有明显倾向东部沿海发达地区，也没有集中于中西部或者东北的相对欠发达省份。

- Growth in China”, *Journal of Development Economics*, 2020, 145 (10), 24-42.
- [3] Bruck, N., “The Role of Development Banks in the Twenty-First Century”, *Journal of Emerging Markets*, 1998, 3, 39-67.
- [4] 白钦先、王伟,《各国开发性政策性金融体制比较》。北京:中国金融出版社,2005年。
- [5] Cai, N., J. Feng, Y. Liu, H. Ru, and E. Yang, “Government Credit and Trade War”, BOFIT Discussion Papers, 2019.
- [6] Chauvet, L., and H. Ehrhart, “Aid and Growth: Evidence Using Firm-level Data”, *Journal of Development Economics*, 2018, 135, 461-477.
- [7] 陈元,“创建国际一流市场业绩的开发性金融”,《求是》,2003年第19期,第32—34页。
- [8] 陈元,“开发性金融的理论沿革、属性与发展”,《开发性金融研究》,2019年第3期,第3—11页。
- [9] 陈元,“开发性金融与逆经济周期调节”,《财贸经济》,2010年第12期,第15—21+146页。
- [10] Clemens, M. A., S. Radelet, R. Bhavani, and S. Bazzi, “Counting Chickens When They Hatch: Timing and the Effects of Aid on Growth”, *Economic Journal*, 2012, 122 (561), 590-617.
- [11] Cohen, L., J. D. Coval, and C. J. Malloy, “Do Powerful Politicians Cause Corporate Downsizing”, *Journal of Political Economy*, 2011, 119 (6), 1015-1060.
- [12] Berkowitz, D., C. Lin., and Y. Ma, “Do Property Rights Matter? Evidence from a Property Law Enactment”, *Journal of Financial Economics*, 2015, 116 (3), 583-593.
- [13] Dreher, A., A. Fuchs, B. Parks, A. Strange, and M. J. Tierney, “Aid, China, and Growth: Evidence from a New Global Development Finance Dataset”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 2021, 13 (2), 135-174.
- [14] Faccio, M., “Politically Connected Firms”, *American Economic Review*, 2006, 96 (1), 369-386.
- [15] Galiani, S., S. Knack, L. C. Xu, and B. Zou, “The Effect of Aid on Growth: Evidence from a Quasi-Experiment”, *Journal of Economic Growth*, 2017, 22 (1), 1-55.
- [16] Gao, H., H. Ru, and D. Y. Tang, “Subnational Debt of China: The Politics-Finance Nexus”, *Journal of Financial Economics*, 2021, 141 (3), 881-895.
- [17] Hausmann, R., U. Panizza, and E. Fernández-Arias, “Smart Development Banks”, *Journal of Industry, Competition and Trade*, 2020, 20, 395-420.
- [18] Humphrey, C., and K. Michaelowa, “China in Africa: Competition for Traditional Development Finance Institutions?”, *World Development*, 2018, 120 (61), 15-28.
- [19] Krueger, A. O., “The Political Economy of the Rent-Seeking Society”, *American Economic Review*, 1974, 64, 291-303.
- [20] La Porta, R., F. Lopez de Silanes, and A. Shleifer, “Ownership of Banks”, *Journal of Finance*, 2002, 57 (1), 265-302.
- [21] Lazzarini, S. G., A. Musacchio, R. Bandeira-De-Mello, and R. Marcon, “What Do State-Owned Development Banks Do? Evidence from BNDES, 2002-09”, *World Development*, 2015, 66, 237-253.
- [22] Odedokun, M. O., “International Evidence on the Effects of Directed Credit Programs on Efficiency of Resource Allocation in Developing Countries: The Case of Development Bank Lending”, *Journal of Development Economics*, 1996, 48 (2), 449-460.
- [23] 欧阳卫民,“发展与金融——国家开发银行26年的实践探索”,《中国金融》,2020年第9期,第26—28页。
- [24] Powell, R., “Debt Relief, Additonality, and Aid Allocation in Low Income Countries”, IMF Working Papers, 2003, 3 (175).
- [25] Ru, H., “Government Credit, a Double-Edged Sword: Evidence from the China Development Bank”, *Journal of Finance*, 2018, 73 (1), 275-316.
- [26] Schelarek, A., J. Xu, and J. Yan, “The Maturity Lengthening Role of National Development Banks”, *International Review of Finance*, 2022, 23 (1), 130-157.
- [27] Shleifer, A., and R. W. Vishny, “Politicians and Firms”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109,

- 995-1025.
- [28] Tasi, N., and N. Valev, "The Provision of Long-Term Financing in the Transition Economies", *Journal of Comparative Economics*, 2010, 38 (2), 160-172.
- [29] 王小鲁、樊纲、余静文,《中国分省份市场化指数报告(2016)》。北京:社会科学文献出版社,2017年。
- [30] Xin, D, J. K. Kang, and B. S. Low, "Corporate Social Responsibility and Stakeholder Value Maximization: Evidence from Mergers", *Journal of Financial Economics*, 2013, 110 (1), 87-109.
- [31] Xu J., R. Marodon, and X. Ru, "What Are Public Development Banks And Development Financing Institutions? —Qualification Criteria, Stylized Facts and Development Trends", *China Economic Quarterly International*, 2021, 1 (4), 271-294.

The Power of Advanced Planning in the Public Development Financial Institution —Evidence from Capital Market

GAO Haoyu XIE Bingyuan

(Renmin University of China)

FANG Jincheng*

(University of Chinese Academy of Sciences)

Abstract: Manually collecting the database of cooperation agreements between the China Development Bank and local governments, we employ the event study methodology to examine whether and how the public development finance affects the firm value. The results show that: these cooperation agreements significantly increase the market value under different macroeconomic cycles, industries, and regions. Mechanism analysis shows that the public development finance has the function of market cultivation, which improves the long-term credit availability, the input-output of R&D, and the accounting performance. Our findings contribute to the understanding of how the public development finance serves the real economy from the perspective of the capital market.

Keywords: public development finance; bank-government cooperation; firm value

JEL Classification: G14, G21, G30

* Corresponding Author: Fang Jincheng, School of Economics and Management, University of Chinese Academy of Sciences, No. 3 Zhongguancun Nanyitiao, Haidian District, Beijing 100190, China; Tel: 86-10-62513733; E-mail: fangjincheng22@mails.ucas.ac.cn.