

债信政策不确定性何以影响公共性发展 金融机构的债券融资?

——来自中国国家开发银行的证据

王可第 徐佳君^{*}

摘要:本文利用国家开发银行商业化改制的准自然实验,分析政府担保对公共性发展金融机构债券融资的作用,量化政府债信支持政策不确定性对其发债的收益、成本和期限的影响。通过分析银行间债券市场的微观数据,本文发现债信支持政策的不确定冲击使得国开债在事件窗口的短期收益比处理组债券收益低 0.239%—0.437%,长期债券收益比处理组债券低 1.488%—1.968%。进一步研究发现,政府债信支持政策不确定使债券融资成本提高 50%左右,发行债券的平均期限缩短约 60%。

关键词:债券融资;政策不确定;公共性发展金融机构

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.06.22

一、引言

政府担保在全球范围内普遍存在 (Beck et al., 2010)。但是学术界关于政府担保的有效性存在不同的观点。一派观点认为,设计得当的政府担保能提升银行的流动性供给,预防恐慌,避免挤兑,稳定金融体系 (Allen et al., 2015, 2018; Diamond and Dybvig, 1983);另一派观点却认为,政府担保有可能扭曲金融机构的激励机制,加剧道德风险和金融体系的脆弱性 (Acharya and Mora, 2015; Demirguc-Kunt and Detragiache, 1998)。最近的研究强调了政府政策有效性取决于政策确定性 (Baker et al., 2016; Bhattacharya et al., 2017)。从这一视角出发,只有明朗、可信的政府担保才能实现其潜在的功用。已有研究主要考察了政府担保的有无或强弱对金融机构的融资成本、承担风险等方面的影响 (Brandao-Marques et al., 2020; Groppe et al., 2014; Luong et al., 2020; Mäkinen et al., 2020),而关于担保政策不确定性如何影响金融机构尚缺乏扎实的实证分析。而且,已有文献主要侧重于分析政府担保政策对商业银行的影响,而有关公共性发展金融机构的研究却少之又少。本文首次尝试剖析政府担保政策的不确定性对公共性发展金融机构融资的影响,以填补现有文献的空白。

* 王可第,北京理工大学人文与社会科学学院、北京大学新结构经济学研究院公共性发展金融研究项目组;徐佳君,北京大学新结构经济学研究院。通信作者及地址:徐佳君,北京大学朗润园 165 号,100871;电话:(010)62756843;E-mail:jiajunxu@nsd.pku.edu.cn。王可第感谢教育部人文社会科学研究青年基金项目(22YJC790126)的支持,徐佳君感谢福特基金会(135168,139355)、国家社会科学基金(17BJL124)、国家自然科学基金资助项目(72141301)的支持。感谢匿名评审专家的反馈意见。

公共性发展金融机构是介于政府与市场之间的一种金融安排(徐佳君, 2017; Xu et al., 2021)。不同于商业性金融机构, 公共性发展金融机构不以追求利润最大化为目标, 所从事的项目一般具有周期长(Hu et al., 2022; Schclarek et al., 2022)、资金需求量大、风险高和正外部性等特征。公共性发展金融机构单纯依靠自身力量往往无法获得所需的资金。因此, 政府往往通过政策支持帮助公共性发展金融机构获得大额、稳定且廉价的资金。除了政府使用公共财政资金为公共性发展金融机构提供直接补贴或注资, 一种常见的政府支持方式是政府向公共性发展金融机构提供担保助力其在资本市场上发债融资(徐佳君等, 2021)。

中国国家开发银行(以下简称“国开行”)是目前全球最大的综合使命公共性发展金融机构。自国开行于1994年成立以来, 发行债券一直是其最主要的资金来源(Chen, 2020)。作为直属中国国务院领导的公共性发展金融机构, 政府对国开行的债信支持一直是国开行得以获得大额、长期和低成本债券融资的关键保障。银监会2004年颁布的《商业银行资本充足率管理办法》中规定“商业银行对我国政策性银行债权的风险权重为0%”。这一债信支持政策有助于激励商业银行购买国开债, 使国开行能够在债券市场上筹集到大量、长期且相对廉价的资金(Ba曙松等, 2010; Chen, 2020)。

2007年1月第三次全国金融工作会议正式提出对国开行进行商业化改制, 引发债信支持政策的不确定性。从商业化改制开始到2015年重新明确国开行的“开发性金融”定位这段时间内, 国开债零风险权重的债信支持政策在实践中并未取消, 但却一直处于一年一审批的不确定性之中。这为研究政府债信支持政策的不确定性对公共性发展金融机构债券融资的影响提供了适宜的实验场景。本文利用这一自然实验, 使用债券市场微观数据分析政府债信支持政策的不确定性对国开债的收益、成本、期限等的影响。

本文的学术贡献体现在如下几个方面:

首先, 已有的研究侧重于分析政府担保政策的有无或强弱对金融机构的影响来评估政策效果(Brandao-Marques et al., 2020; Gropp et al., 2014; Luong et al., 2020; Mäkinen et al., 2020), 本文侧重于政府担保政策本身的不确定性对金融机构的影响。通过国开行改制引起的债信支持政策不确定的自然实验, 本文运用债券市场微观数据分析表明除政府担保政策的有无或强弱之外, 政府对金融机构的债信支持政策的不确定性也会显著影响金融机构的融资成本和期限等。其政策含义是有效的政府债信支持政策需要以明朗、确定为前提。

其次, 已有关于政策不确定性的文献主要侧重于研究经济政策不确定性对商业银行存款融资等的影响(Tran et al., 2021), 但是鲜有文献剖析经济政策不确定性如何影响公共性发展金融的债券融资。有限的文献主要通过定性案例或压力测试方式研究债信支持政策变动对国开行融资的影响(Ba曙松等, 2010; Chen, 2020), 本文首次使用债券市场的微观数据, 量化了债信支持政策不确定性对国开行债券融资的实际影响, 拓展了经济政策不确定性对金融机构影响的文献。这对如何确保公共性发展金融这一介于政府和市场之间的金融机构何以获得大额、长期且相对廉价的资金来源以实现其发展目标具有重要的政策启示。

最后，已有关于政策不确定性的文献主要使用经济政策不确定（Economic Policy Uncertainty, EPU）指数^①（Baker et al., 2016）及官员变更等外生冲击度量经济政策不确定性。但是 EPU 指数和官员变更的外生事件仅能表示宏观层面的不确定性。由于 EPU 指数在同一时点上对不同的微观主体只有一个相同的观测值，所以其无法区分微观主体面临经济政策不确定性的差异。由此导致在实证分析中无法加入时间固定效应，难以排除其他宏观经济因素对微观主体的影响。本文聚焦于债信支持政策这一具体政策本身的不确定性，考察债信支持政策不确定性对开发银行这一具体微观主体债券融资收益、成本和期限的影响。

二、文献综述与研究假说

（一）文献综述

本文的研究与如下两支文献相关：

1. 政府担保金融机构的政策有效性分析

学界关于政府担保金融机构的政策的研究聚焦于是否应该提供担保。认为政府应提供担保的观点认为，政府对金融机构提供担保有助于降低金融机构的尾部风险，防止投资者恐慌，有助于稳定金融体系。Diamond and Dybvig (1983) 从理论上论证了银行挤兑的多重均衡和银行体系的内在脆弱性，并说明了存款保险制度的重要性；相关实证研究也表明，政府担保为银行带来了有益的影响，并降低了银行融资成本（Black et al., 2016; Luong et al., 2020）。反对政府担保的观点认为，政府对金融机构的担保会降低市场约束，扭曲银行的激励机制，引发道德风险，加剧银行体系的脆弱性（Acharya and Mora, 2015; Demirguc-Kunt and Detragiache, 1998）。

但是上述分析忽视了政府担保政策的确定性与否对政策有效性的影响。依据政策不确定性的理论推断，不明确、不可信的担保政策会显著削弱政策的有效性。在国开行商业化改制的过程中，债信支持政策并未实质取消，但却处于不确定性之中，这为检验政府政策不确定性是否会有损担保政策的有效性提供了适宜的实验场景。

2. 经济政策不确定性对金融机构的影响

经济政策不确定性是指货币政策、财政政策与监管政策等经济政策在未来是否发生变化存在不确定性（Baker et al. 2016）。已有文献主要使用经济政策不确定指数及官员变更等外生冲击度量经济政策不确定性，发现经济政策不确定性能够对银行风险管理、信贷投放、贷款定价及融资成本产生显著影响。例如，申宇等（2020）等研究发现，银行会在经济政策不确定性上升时增加贷款损失准备计提，以应对可能出现的信用风险。Ashraf and Shen (2019)、Bordo et al. (2016)、Danisman et al. (2021) 等文献均发现，经济政策不确定性的上升会降低银行提供贷款的意愿和数量，提高贷款价格。Cheng et al. (2021) 研究发现官员变更带来的不确定性显著增加了中国城市商业银行信

^① Baker et al. (2016) 使用新闻文本通过统计经济政策不确定性相关词频构建了经济政策不确定指数，例如他们根据《南华早报》关键词搜索即同时包括“中国”“经济”“不确定性”以及“政策”四个关键词的相关报道的数量占当月文章总数量的比重测算得到中国的经济政策不确定性指数，详见 www.policyuncertainty.com。

贷发放。Tran et al. (2021) 认为经济政策不确定性提高会导致投资者信心不足，从而导致投资者更青睐于国债和存款等安全资产，从而降低银行居民储蓄存款的融资成本。但是尚且没有文献研究政策不确定性对国别开发银行的影响。

(二) 研究假说

1. 国开债的发行机制与债信支持政策

自国开行 1994 年成立以来，发行债券就成为其主要资金来源（国家开发银行和中国人民大学联合课题，2007）。20 世纪 90 年代末，国开行发债融资经历从行政派发债券到市场化发债的转变，主要出于如下三个原因：第一，行政派购债券的弊端无法满足国开行的资金需求^①；第二，刚刚从交易所市场退出的商业银行也急需寻找新的投资场所和投资渠道^②；第三，当时中国人民银行面临巨大的通货膨胀压力，为了推动投融资体制改革，货币政策开始由直接调控向间接调控转变，而实现这一转变需要建设一个有一定规模、相对成熟的债券市场。由此，倒逼出市场化发行金融债券的改革（戴根有，2000；国家开发银行和中国人民大学联合课题组，2007；吴雨珊，2020）。在国开行市场化发债的初期，中国人民银行出台多条举措保障国开行市场化发债的成功。^③ 2004 年，银监会颁布《商业银行资本充足率管理办法》，规定“商业银行对我国政策性银行债权的风险权重为 0%”，标志着制度化的政策性金融债的债信支持政策的形成。图 1 展示了国开行市场化发债融资的参与主体和扮演的角色。

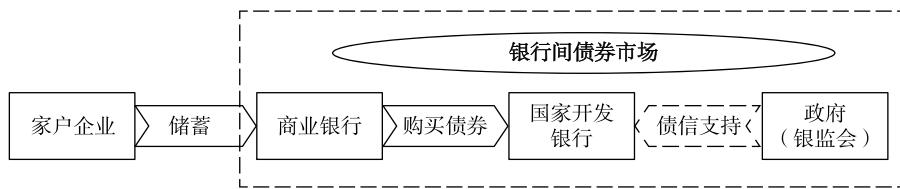


图 1 国开行市场化发债融资示意图

我国《商业银行资本充足率管理办法》规定，商业银行的资本充足率是指商业银行持有的、符合该办法规定的资本与其风险加权资产之间的比率。其具体计算公式为：

$$\text{资本充足率} = (\text{资本} - \text{扣除项}) / (\text{风险加权资产} + \text{市场风险资本}) = \text{资本净额} / \text{加权风险资产净额}$$

因此，当商业银行持有零风险权重的国开债时，不必额外计提资本金。这一债信政策有助于激发商业银行在银行间债券市场上持有大量的国开债。2006 年年末，商业银行持有国开行债券总量的 71%，是国开债的最大持有者。

^① 这些弊端包括：对于投资人而言，行政派购债券的利率由中国人民银行确定，难以及时反映资金供求关系和成本变动，不仅如此，行政派购债券缺少流动性，无法交易，使得派购金融债在表面上是债券，本质上却是一笔贷款。对于国开行而言，行政派购审批程序复杂，各投资机构承购债券的资金经常延时支付，而期限较短，造成国开行资产与负债之间期限严重错配。详见国家开发银行和中国人民大学联合课题组（2007）第 40—43 页。

^② 1997 年，为防止信贷资金流入股市，中国人民银行发布了《关于各商业银行停止在证券交易所证券回购及现券交易的通知》，自此商业银行退出交易所债券市场。

^③ 这些支持政策包括：中国人民银行用公开市场业务大力支持国开行市场化发债；市场化发行的债券可以立即在银行间债券市场流通，如果投资人不再愿意继续持有，中国人民银行通过公开市场业务操作赎回债券；中国人民银行将用两年至三年的时间以双轨制的方式支持国开行完成从行政派购发行向市场化发行的转变等。

2. 债信支持政策的不确定性对国开行债券融资的影响

从1994年三家政策性银行成立，经过十余年的发展，国开行、中国农业发展银行与中国进出口银行在支持国家重点建设、推动农业农村发展、促进对外经济贸易等各自领域发挥了不可替代的作用。然而，随着经济的发展和市场环境的改善，商业银行竞相涉足一些原来不愿从事的行业和领域。由此，商业银行呼吁政策性银行应退出与商业银行存在竞争的领域（吴雨珊，2020）。在此背景下，推进政策性银行的改革成为当时金融改革的重点。

2006年4月，中国人民银行向国务院上报了《关于选择一家政策性银行先行改革的设想与论证》，建议选择国开行作为政策性银行改革的着手点。最初国开行的改革设想与中国人民银行的改革思路基本一致，即主张将国开行由政策性银行转型为开发性金融机构。然而，各相关部门在国开行的职能定位及同业竞争等问题上看法迥异，分歧较大，改革方案不断调整。改革的最终定位与国开行的初衷大相径庭。2007年1月20日，第三次全国金融工作会议正式提出国开行的改革方向，要求国开行全面推行商业化运作，自主经营、自担风险、自负盈亏，主要从事中长期业务（巴曙松等，2010；吴雨珊，2018）。

第三次全国金融会议定调国开行商业化运作之后，国家对国开行的债信支持政策也随之出现了不确定性。表1总结了国开行债信政策变动的主要事件及时间，可见直至2015年5月21日，国开行债信支持政策一直处于不确定之中，而在此期间，中国农业发展银行与中国进出口银行发行依然享有风险权重为零的稳健可预期的债信支持政策。

表1 国开行债信支持政策变动事件

时间	事件
2007年1月20日	第三次全国金融工作会议召开，定调国开行将全面推行商业化运作
2008年12月16日	国家开发银行股份有限公司正式挂牌成立
2009年2月17日	国开行债信问题研讨会召开，银监会官员对国开行过渡期债信问题作了口头说明和解释，表示国开行过渡期所发债券的风险权重仍为零。
2009年5月4日	《中国银监会关于国家开发银行债信有关问题的批复》规定：在2010年年底之前发行的人民币债券风险权重确定为零，直至债券到期
2010—2012年	债信支持政策“一年一定”
2013年年底	银监会表示明确国开行2015年年底之前发行的金融债券风险权重为零，直至债券到期，并视同政策性金融债处理，2015年之后的债信将另行研究决定
2015年3月20日	国务院批复国开行深化改革方案，明确了国开行开发性金融的定位和相关政策支持、制度安排
2015年5月21日	银监会明确国开行的债信监管政策：银行业金融机构投资于国开行的金融债券视同对政策性银行债权，风险权重为零

资源来源：根据公开官方资料整理。

债信支持政策的不确定性何以影响国开行的债券融资呢？商业银行是国开债的最大潜在买方。商业银行投资债券是其资产端业务的一部分，商业银行会基于风险、收益等考量配置资产，这表现为商业银行可以在贷款和投资债券之间进行选择，也可以在不同债券之间进行选择。如果“商业银行对国开债的风险权重为0%”这一政策不再存在，

则商业银行需要根据目前持有的国开债计提资本金，也会改变商业银行的资本配置：一方面商业银行可能减少持有国开债，而增加对国债等其他债券的持有量；另一方面，商业银行甚至可能会减少投资债券而多发放贷款。无论哪种情况发生都会降低商业银行持有国开债的意愿。商业银行对投资期限更长的国开债会更为谨慎，因为债券期限越长，未来的不确定性会越大。例如，在全国金融工作会议宣布国开行商业化改制后，2007年1月30日，国开行在银行间市场招标发行当年第一期5年期200亿元固定利率金融债券，投标量仅比招标量多出0.1亿元，近乎流标，反映了投资者谨慎和观望的态度。基于上述分析，本文提出如下三个研究假说：

假说 1 国开行商业化改制导致的债信支持政策不确定性会导致国开债超额收益为负，即国开债的收益会低于其它享有稳健可预期的债信支持政策的政策性金融债的收益。

假说 2 国开行商业化改制导致的债信支持政策不确定性会提高国开行债券融资成本。

假说 3 国开行商业化改制导致的债信支持政策不确定性会缩短国开行债券融资期限。

三、研究设计

(一) 样本与数据

本文的初始样本为1999年1月1日至2015年5月21日国开行、中国农业发展银行和中国进出口银行三家银行在中国银行间债券市场上发行的所有金融债券。根据第三次全国金融工作会议的统一部署，国开行将率先全面推行商业化运作，而中国农业发展银行和中国进出口银行的债信政策不发生变化。因此，我们将国开行的债券设为处理组，而其他两家政策性银行的债券为对照组。在稳健性检验中，本文使用商业性金融债券作为对照组，结论依然成立。本文的债券交易数据来自RESSET数据库，其他数据来自Wind数据库与CSMAR数据，银行财务信息来自Wind数据库和银行年报。

(二) 研究设计

1. 事件研究法

本文首先使用债券交易的事件研究法评估政府债信支持政策不确定性的经济影响。第三次全国金融工作会议于2007年1月19—20日在北京召开，本文将2007年1月20日作为国开行债信政策不确定的开始($t=0$)。

在使用事件研究法估计债券的超额收益时，需要注意债券与股票的不同之处：首先，同一发行主体可能同时发行多只债券；其次，每一只债券的剩余期限均随时间不断减少，从而债券对风险敏感性是随时间不断变化的，因此无法使用静态的基准收益；最后，债券的交易频率不如股票，债券市场的流动性通常显著低于股票市场的流动性。基于上述债券市场的特点，本文借鉴Bessembinder et al. (2009)、Klein and Zur (2011)等文献的做法来估计债券的超额收益。本文将国开行债券事件窗口的超额收益定义为债券原始收益减去对照组债券原始收益，对照组债券为与国开行债券评级相同且剩余期限

最为接近的中国农业发展银行和中国进出口银行发行的债券。

本文使用公式(1)计算债券在事件窗口 $[-10, +1]$ 的短期债券收益(*Short-Run Bond Returns*)：

$$BR_i [-10, +1] = \frac{BP_{t+1} + C_c^{[-10, +1]} - BP_{t-10}}{BP_{t-10}}, \quad (1)$$

其中， BP_{t+1} 为 $t=0$ 之后第一个交易日的债券收盘价， $C_c^{[-10, +1]}$ 为 $[-10, +1]$ 间应付利息之和， BP_{t-10} 为事件窗口 $[-10, +1]$ 之中 $t=0$ 之前最早一个交易日的债券收盘价。

此外，本文也选取 $[-10, +10]$ 为事件窗口，计算相应的短期债券收益：

$$BR_i [-10, +10] = \frac{BP_{t+10} + C_c^{[-10, +10]} - BP_{t-10}}{BP_{t-10}}, \quad (2)$$

其中， BP_{t+10} 为事件窗口 $[-10, +10]$ 之中 $t=0$ 之后最后一个交易日的债券收盘价， $C_c^{[-10, +10]}$ 为 $[-10, +10]$ 间应付利息之和， BP_{t-10} 为事件窗口 $[-10, +10]$ 之中 $t=0$ 之前最早一个交易日的债券收盘价。由于债券的流动性低，在计算短期收益时本文剔除了 $(-30, +10)$ 间没有交易的债券。

为了验证事件窗口的债券短期收益是否会持续到未来，本文使用公式(3)计算债券的长期收益(*Long-Run Bond Returns*)：

$$BR_i [+1, +365] = \frac{BP_{t+365} + C_c^{[+1, +365]} - BP_{t+1}}{BP_{t+1}}, \quad (3)$$

其中， BP_{t+365} 为事件窗口 $[+1, +365]$ 之中最后一个交易日的债券收盘价， $C_c^{[+1, +365]}$ 为 $[+1, +365]$ 间应付利息之和， BP_{t+1} 为事件窗口 $[+1, +365]$ 之中最早一个交易日的债券收盘价。

事件窗口 $[-10, +10]$ 对应的债券长期收益为：

$$BR_i [+10, +365] = \frac{BP_{t+365} + C_c^{[+10, +365]} - BP_{t+10}}{BP_{t+10}}, \quad (4)$$

其中， BP_{t+365} 为事件窗口 $[+10, +365]$ 之中最后一个交易日的债券收盘价， $C_c^{[+10, +365]}$ 为 $[+10, +365]$ 间应付利息之和， BP_{t+10} 为事件窗口 $[+10, +365]$ 之中最早一个交易日的债券收盘价。

进一步，本文使用方程(5)检验债信支持政策不确定对国开行债券与其他债券收益的不同影响：

$$BR_i = \alpha + \beta CDB_i + \gamma Controls_i + \epsilon_i, \quad (5)$$

其中，因变量 BR_i 为短期和长期债券收益； CDB_i 为虚拟变量，如果债券发行主体是国开行则取值为1，否则为0； $Controls_i$ 为控制变量，包括债券剩余期限(*Maturity*)、债券募集资金规模(*Amount*)、票面利率(*Coupon Rate*)、债券回售条款(*Put*)、发行主体的资产规模(*Size*)等； ϵ_i 为误差项。为排除银行层面聚类效应可能对结果造成的偏误，对标准误差进行了银行层面的聚类调整。

2. 双重差分分析

本文分析国开行、中国农业发展银行及中国进出口银行在1999—2015年间发行的

735 只政策性金融债的债券融资成本。本文使用方程 (6) 的双重差分 (Difference-in-differences) 分析估计债信支持政策不确定性对债券融资成本和发行债券期限结构的影响:

$$\begin{aligned} Spread_{ijt} / \ln Term_{ijt} = & \alpha + \beta_1 CDB_{ijt} + \beta_2 Reform_{ijt} + \beta_3 CDB_{ijt} \times Reform_{ijt} \\ & + \gamma Controls_{ijt} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (6)$$

其中, i 代表债券发行主体, j 代表债券, t 代表时间, $Spread$ 为信用利差, 用以度量债券的融资成本, 定义为债券发行时的票面利率与同期国债票面利率之差。本文使用如下方式匹配同期的国债票面利率: 匹配本文样本的债券与国债发行间隔小于 30 天内期限最为接近的国债。由于我国国债发行频率较低, 且在 2013 年之前基本不发行短期国债, 本文把同期限定义为匹配的国债与政策性金融债的期限差异不超过 1 年。 $\ln Term$ 为发行债券期限结构相关变量, 本文使用发行债券的年限 ($\ln Term$) 和是否为期限在 1 年以上的中长期债券 (*Medium&Long*) 度量。 CDB_{ijt} 为虚拟变量, 如果债券发行主体是国开行则取值为 1, 否则为 0; $Reform_{ijt}$ 为虚拟变量, 2007 年 1 月 20 日之后取值为 1, 否则为 0。 $Controls_i$ 为债券特征的控制变量, 包括债券剩余期限 (*Maturity*)、债券募集资金规模 (*Amount*)、票面利率 (*Coupon Rate*)、浮动利率虚拟变量 (*Float*)、提前偿还条款 (*Call*)、债券回售条款 (*Put*)、发行主体的资产规模 (*Size*)、发行主体的资产负债率 (*Leverage*) 等, 此外模型中还控制了发行主体固定效应和发行年份固定效应。各变量的具体定义及描述性统计见附录表 A1。^①

四、实证结果与分析

(一) 事件研究法的实证结果

1. 描述性分析

表 2 报告了债信支持政策不确定性对国开债收益的影响, 当选取事件窗口为 $[-10, +1]$ 时, 国开债的短期原始收益为 0.02% , 且在统计意义上无异于 0, 而对照组债券的短期原始收益为 0.36% , 且在 1% 的水平上显著异于 0, 国开债的短期超额收益为 -0.46% , 且在 5% 的水平上显著异于 0。国开债的长期原始收益为 -2.03% , 且在 1% 的水平上异于 0, 对照组债券的原始长期收益为 -1.01% , 且在 1% 的水平上异于 0, 国开债的长期超额收益为 -1.26% , 且在 1% 的水平上显著异于 0。

当选取事件窗口为 $[-10, +10]$ 时, 国开债的短期原始收益为 0.16% , 且在统计意义上无异于 0, 而对照组债券的短期原始收益为 0.37% , 且在 1% 的水平上显著异于 0, 国开债的短期超额收益为 -0.35% , 且在 5% 的水平上显著异于 0。国开债的长期原始收益为 -1.90% , 且在 1% 的水平上异于 0, 对照组债券的原始长期收益为 -0.99% , 且在 1% 的水平上异于 0, 国开债债券的长期超额收益为 -1.21% , 且在 1% 的水平上显著异于 0。

^① 限于篇幅, 附录未在正文报告, 感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载。

表2 债券收益描述性统计

Panel A: [-10, +1] / [+1, +365]			
类别	国开行债券	对照组债券	超额收益
短期债券收益	0.02%	0.36%***	-0.46%**
长期债券收益	-2.03%***	-1.01%***	-1.26%***
N (国开债/对照组债券)	27/87	27/87	27/87
Panel B: [-10, +10] / [+10, +365]			
类别	国开行债券	对照组债券	超额收益
短期债券收益	0.16%	0.37%***	-0.35%**
长期债券收益	-1.90%***	-0.99%***	-1.21%***
N (国开债/对照组债券)	27/89	27/89	27/89

注:***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

2. 回归分析

表3 报告了将债券短期收益对债券特征及发行主体特征进行回归的结果。其中第(1)—(2)列为全样本的回归结果, 第(3)—(4)列为国开债和与之相匹配的对照组债券组成的样本^①。第(1)列的回归结果显示,CDB 前的系数为 -0.239, 且在 1% 的水平上显著, 这说明国开债在窗口期 [-10, +1] 获得的收益低于对照组债券 0.239 个百分点。第(2)列的回归结果显示,CDB 前的系数为 -0.308, 且在 1% 的水平上显著, 这说明国开债在窗口期 [-10, +10] 获得的收益低于对照组债券 0.308 个百分点。第(3)列使用匹配样本进行回归后,CDB 的系数增大到 -0.404, 且依然在 1% 的水平上显著。第(4)列使用匹配样本进行回归后,CDB 的系数增大到 -0.437, 且依然在 1% 的水平上显著。

表3 政府债信支持政策不确定性与债券短期收益

变量	因变量 = 债券短期收益			
	全部样本		匹配样本	
	[-10, +1]		[-10, +1]	
	(1)	(2)	(3)	(4)
CDB	-0.239*** (-24.01)	-0.308*** (-51.66)	-0.404*** (-11.50)	-0.437*** (-11.47)
Maturity	-0.074 (-2.18)	-0.042 (-1.70)	-0.079* (-3.07)	-0.047 (-2.46)
LnAmount	0.050 (0.46)	0.001 (1.01)	0.052 (0.51)	0.159 (1.06)
Coupon_Rate	0.091 (2.71)	0.061** (9.60)	0.101* (4.04)	0.057** (6.43)
Size	0.119*** (18.71)	0.178*** (40.55)	0.167** (6.32)	0.199** (9.33)

① 本文使用方程(6)中的控制变量对是否为国开债进行 probit 回归, 进而根据回归拟合值进行最近邻匹配, 得到对照组债券。

(续表)

变量	因变量 = 债券短期收益			
	全部样本		匹配样本	
	[−10, +1]		[−10, +10]	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constant	−2.335*	−3.213***	−3.119*	−4.133*
	(−3.80)	(−24.40)	(−3.55)	(−3.94)
N	55	55	46	46
R ²	0.054	0.027	0.062	0.032

注：括号内为 t 值，***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著，对标准误差进行了银行层面的聚类调整。

表 4 报告了将债券长期收益对债券特征及发行主体特征进行回归的结果。其中第(1)—(2)列为全样本的回归结果，第(3)—(4)列为国开债和与之相匹配的对照组债券组成的样本。第(1)列的回归结果显示，CDB 前的系数为 −1.488，且在 1% 的水平上显著，这说明国开债在窗口期 [+1, +365] 获得的收益低于对照组债券 1.488 个百分点。第(2)列的回归结果显示，CDB 前的系数为 −1.365，且在 1% 的水平上显著，这说明国开债在窗口期 [+10, +365] 获得的收益低于对照组债券 1.365 个百分点。第(3)列使用匹配样本进行回归后，CDB 的系数变为 −1.968，且依然在 5% 的水平上显著。第(4)列使用匹配样本进行回归后，CDB 的系数变为 −1.823，且依然在 5% 的水平上显著。上述结果说明，当第三次全国金融工作会议要求国开行“全面推行商业化运作”导致的市场对国开行可能失去政府债信支持的担忧使得国开债短期收益比对照组债券低 0.239% 至 0.437%，债券长期收益比对照组债券低 1.488%—1.968%。

表 4 政府债信支持政策不确定与债券长期收益

变量	因变量 = 债券长期收益			
	全部样本		匹配样本	
	[+1, +365]		[+10, +365]	
	(1)	(2)	(3)	(4)
CDB	−1.488***	−1.365***	−1.968**	−1.823**
	(−40.81)	(−34.84)	(−7.53)	(−6.83)
Maturity	−0.224***	−0.203**	−0.328***	−0.295***
	(−10.28)	(−9.49)	(−48.44)	(−36.35)
LnAmount	−0.607*	−0.654*	0.436	0.212
	(−3.57)	(−3.72)	(1.53)	(0.90)
Coupon_Rate	0.048	0.067	−0.062	−0.005
	(0.46)	(0.49)	(−0.49)	(−0.04)
Size	0.334***	0.304***	0.987***	0.975***
	(63.27)	(39.25)	(16.92)	(14.29)

(续表)

变量	因变量 = 债券长期收益			
	全部样本		匹配样本	
	[+1, +365]	[+10, +365]	[+1, +365]	[+10, +365]
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constant	-2.572*	-1.908*	-19.484**	-18.485**
	(-3.98)	(-2.98)	(-8.92)	(-8.35)
N	193	190	101	100
R ²	0.199	0.181	0.130	0.106

注：括号内为 t 值，***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著，对标准误差进行了银行层面的聚类调整。

(二) 双重差分分析的实证结果

1. 平行趋势检验

为保证双重差分方法的适用性，本文首先通过方程(7)对事前平行趋势进行检验：

$$y_{ijt} = \alpha + \mu_i + \tau_t + \sum_{k \neq -1} \lambda_k Reform_{ijt}^k + \gamma Controls_{ijt} + \epsilon_{i,t}, \quad (7)$$

其中， y_{ijt} 为债券的融资成本和期限变量， μ_i 为银行固定效应， τ_t 为时间固定效应， $Reform_{ijt}^k$ 为国开行商业化改制相对时间虚拟变量，例如 $Reform_{ijt}^1$ 为商业化改制之后 1 年定义为 1，否则为 0，以此类推。

该方程以改制之前的 1 期即 ($k = -1$) 为基期，本文将估计得到的 $Reform_{ijt}^k$ 前的系数 λ_k 绘制于图中得到，在改制之前的国开债的融资成本和期限并不存在显著的趋势，本文的双重差分设计满足平行趋势检验（见附录图 A1）。

2. 債信支持政策不确定性与融资成本

表 5 报告了債信支持政策不确定性对债券融资成本的双重差分回归结果。其中第(1)—(2)列未控制发行主体与发行年度的固定效应，第(1)列中未加入发行主体的特征， $CDB \times Reform$ 的系数为 0.450，且在 5% 的水平上显著，从经济意义而言，这相当于债券融资成本提高了 49.45% ($0.450/0.91$)^①。第(2)列中，加入了发行主体的规模 (Size) 和资产负债率 (Leverage) 等银行层面的控制变量， $CDB \times Reform$ 的系数变为 0.400，且在 5% 的水平上显著。第(3)—(4)列中控制发行年度的固定效应， CDB 前的系数依然为正，且均在 1% 的水平上显著。第(5)—(6)列同时控制了发行主体固定效应与发行年度固定效应，第(5)列当未加入发行主体控制变量时， $CDB \times Reform$ 的系数为 0.492，且在 1% 的水平上显著，从经济意义而言，相当于债券融资成本提高了 54.06% ($0.492/0.91$)。第(6)列当加入发行主体控制变量后， $CDB \times Reform$ 的系数为 0.504，相当于债券融资成本提高了 55.38% ($0.504/0.91$)。上述结果说明債信政策的不确定性使得国开行的债券融资成本提高了 49.45%—55.38%。

① 由于国开行改制前， $Spread$ 的平均值为 0.91。

表 5 债信支持政策不确定与债券融资成本

变量	因变量 = <i>Spread</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>CDB</i>	-0.380 (-2.26)	-0.186 (-0.82)	-0.429*** (-7.43)	-0.370* (-2.55)		
<i>Reform</i>	-0.672*** (-7.46)	-0.698*** (-7.50)				
<i>CDB</i> × <i>Reform</i>	0.450** (4.56)	0.400** (3.74)	0.478*** (6.66)	0.470*** (12.99)	0.492*** (7.51)	0.504*** (14.34)
<i>Maturity</i>	-0.024 (-1.66)	-0.022 (-1.52)	-0.027 (-2.07)	-0.026 (-2.02)	-0.023 (-1.58)	-0.022 (-1.48)
<i>LnAmount</i>	-6.657* (-3.16)	-3.285 (-0.97)	-6.409*** (-8.68)	-5.900 (-1.89)	-6.027*** (-6.47)	-7.618 (-1.27)
<i>Coupon Rate</i>	0.304*** (20.60)	0.293*** (18.66)	0.368*** (14.85)	0.368*** (15.53)	0.365*** (14.58)	0.364*** (13.39)
<i>Float</i>	-0.224*** (-6.33)	-0.220*** (-7.38)	-0.200*** (-9.36)	-0.197*** (-9.55)	-0.182*** (-7.58)	-0.180*** (-8.52)
<i>Size</i>		0.060 (1.40)		0.004 (0.03)		-0.138 (-0.36)
<i>Leverage</i>		4.069 (1.12)		1.053 (1.46)		1.082 (1.18)
Constant	0.390** (3.80)	-4.692 (-1.14)	-0.349*** (-7.21)	-1.460 (-0.57)	-0.575*** (-11.33)	1.089 (0.14)
发行年度	No	No	是	是	是	是
发行主体	No	No	No	No	是	是
N	735	735	735	735	735	735
R ²	0.135	0.142	0.243	0.243	0.244	0.245

注：括号内为 *t* 值，***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著，对标准误差进行了银行层面的聚类调整。

3. 债信支持政策不确定性与债券期限结构

表 6 报告了债信支持政策不确定性对国开债期限结构的影响。其中，第(1)—(2)列因变量为 *LnTerm*，第(1)列中未加入发行主体的特征，*CDB* × *Reform* 的系数为 -0.808，且在 1% 的水平上显著，从经济意义而言，相当于债券期限平均而言缩短了 59.94% (0.808/1.348)^①。第(2)列中，加入了发行主体的规模 (*Size*) 和资产负债率 (*Leverage*) 等控制变量，*CDB* × *Reform* 的系数变为 -0.899，且在 1% 的水平上显著，相当于债券期限平均而言缩短了 66.69% (0.899/1.348)。第(3)—(4)列因变量为 *Medium&Long*，第(3)列中未加入发行主体的特征，*CDB* × *Reform* 的系数为

① 国开行改制之前，*LnTerm* 的均值为 1.348。

-0.403，且在1%的水平上显著，这相当于国开行发行中长期债券的概率下降了40.3%。第(4)列中，加入了发行主体的规模(*Size*)和资产负债率(*Lev*)等控制变量，*CDB×Reform*的系数变为-0.422，且在1%的水平上显著，这相当于国开行发行中长期债券的概率下降了42.2%。

表6 债信支持政策不确定性与国开债期限结构

变量	因变量 = <i>LnTerm</i>		因变量 = <i>Medium&Long</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>CDB×Reform</i>	-0.808*** (-6.28)	-0.899*** (-6.88)	-0.403*** (-5.75)	-0.422*** (-5.86)
<i>LnAmount</i>	6.669** (2.11)	18.939*** (3.96)	4.149** (2.42)	6.321** (2.41)
<i>Coupon_Rate</i>	0.480*** (12.94)	0.481*** (13.06)	0.157*** (7.81)	0.159*** (7.86)
<i>Float</i>	0.197** (2.29)	0.204** (2.39)	0.122*** (2.60)	0.127*** (2.69)
<i>Size</i>		0.909*** (3.67)		0.135 (0.99)
<i>Leverage</i>		-1.626 (-0.98)		0.786 (0.86)
Constant	-0.254 (-1.61)	-16.415*** (-3.10)	0.328*** (3.82)	-3.059 (-1.05)
发行年度	是	是	是	是
发行主体	是	是	是	是
N	735	735	735	735
<i>R</i> ²	0.476	0.488	0.211	0.213

注：括号内为*t*值，***、**、*分别代表在1%、5%和10%的水平上显著，对标准误差进行了银行层面的聚类调整。

(三) 进一步分析

2015年3月20日国务院批复国开行深化改革方案，明确了国开行开发性金融的定位和相关政策支持、制度安排。同年5月21日银监会重新明确了国开行的债信监管政策，即银行业金融机构投资于国开行的金融债券视同对政策性银行债权，风险权重为零。我们预期当债信支持政策再次确定且明朗之后，国开债的融资成本与期限会与对照组债券趋于一致。为此，我们扩充了本文的研究样本至2019年，在方程(6)中新加入交乘项*CDB×After*，其中*After*为时间虚拟变量，如果年份大于2015则取值为1，否则为0。表7报告的回归结果显示，*CDB×Reform*前的系数与前文的符号一致且在统计上显著，*CDB×After*前的系数均不显著，这说明重新明确了债信支持政策后，国开债的发行成本与期限与对照组债券趋于一致。

表 7 债信支持政策再确认与国开债融资成本及期限结构

变量	<i>Spread</i>	<i>LnTerm</i>	<i>Medium&Long</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>CDB</i> × <i>Reform</i>	0.534** (5.21)	-0.988* (-2.70)	-0.430* (-3.15)
<i>CDB</i> × <i>After</i>	0.057 (0.66)	-0.077 (-0.66)	-0.002 (-0.03)
<i>LnAmount</i>	-6.739 (-1.85)	30.827*** (6.90)	8.710*** (16.92)
<i>Coupon_Rate</i>	0.302*** (36.78)	0.550*** (13.36)	0.201** (3.50)
<i>Float</i>	-0.141** (-4.24)	0.220 (1.84)	0.162* (2.79)
<i>Size</i>	-0.108 (-0.40)	1.253*** (12.31)	0.188** (5.30)
<i>Leverage</i>	0.545 (1.03)	0.322 (0.65)	1.082 (1.15)
Constant	1.135 (0.22)	-25.549*** (-14.33)	-4.588*** (-13.75)
发行年度	是	是	是
发行主体	是	是	是
N	919	919	919
<i>R</i> ²	0.221	0.492	0.239

注：括号内为 *t* 值，***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著，对标准误差进行了银行层面的聚类调整。

(四) 稳健性检验

1. 重新设置事件窗口

本文在估计债券的短期收益时重新选取 [-30, +1]、[-30, +30] 为事件窗口，附录表 A2 报告的结果显示，当事件窗口设定为 [-30, +1] 时，使用全样本时 *CDB* 前的系数为 -0.282，且在 1% 的水平上显著，当使用匹配样本时，*CDB* 前的系数为 -0.162，且在 10% 的水平上显著。当事件窗口设定为 [-30, +30] 时，使用全样本时 *CDB* 前的系数为 -0.345，且在 1% 的水平上显著，当使用匹配样本时，*CDB* 前的系数为 -0.396，且在 5% 的水平上显著。

附录表 A3 报告了窗口为 [+30, +365] 的债券长期收益回归结果。当使用全样本时，*CDB* 前的系数为 -1.387，且在 1% 的水平上显著；当使用匹配样本时，*CDB* 的系数为 -1.829，且在 5% 的水平上显著。

2. PSM-DID 分析

在检验债信支持政策不确定对债券融资成本时我们用倾向得分匹配 (Propensity Score Matching, PSM) 样本，具体地，根据债券的发行时间、债券评级及债券期限对 CDB 这一变量进行 Probit 回归，进而根据倾向得分获得与国开债相匹配的样本，附录表 A4 报告了使用 PSM 样本的回归结果，第 (1) 列当未加入发行主体层面的控制变量时， $CDB \times Reform$ 的系数为 0.362，且在 1% 的水平上显著；第 (2) 列当加入发行主体层面的控制变量时， $CDB \times Reform$ 的系数为 0.368，且在 1% 的水平上显著。

3. 改变对照组

正文中我们使用另外两家政策性银行发行的债券作为对照组，这里我们改用商业性金融债作为对照组。附录表 A5 报告了使用全部商业性金融债的对照组和经倾向得分匹配获得的对照组的回归结果。结果显示，政府债信支持政策不确定性显著降低了债券融资成本。

需要注意的是，本文的实证研究存在一定的局限。虽然中国农业发展银行、中国进出口银行与国开行同属中国三家公共性发展金融机构，也均以不追求利润最大化为目标，主要从事商业银行不愿意从事的领域，资产端均呈现期限长等特征，但是在发行债券的数量、频率及发行债券的期限依然有所差异，从这一角度而言本文的双重差分设计无法获得“完美”的对照组，本文的实证设计是在目前数据可得的条件下尽最大努力的尝试。

五、结论与政策建议

国开行主要通过开展中长期信贷业务，为国民经济重大中长期发展战略服务。其资产端主要是资金需求规模大、风险高和周期长的项目。但是国开行的资金来源并非依赖于政府财政转移支付，而是主要通过依托主权信用以市场化的方式发行债券筹资。政府的债信支持政策在助力国开行筹集到大额、长期和成本相对低的资金方面发挥了至关重要的作用。本文利用国开行商业化改制这一自然实验，使用债券市场微观数据，研究发现宣布国开行商业化改制的政策性冲击导致政府债信支持政策的不确定性使得国开债的债券短期收益与长期收益均显著低于中国进出口银行与中国农业发展银行的债券收益，这将会降低商业银行持有国开债的意愿。进一步分析发现，政府债信支持政策不确定使债券融资成本提高 50% 左右，发行的债券的平均期限缩短约 60%。国开行负债端融资成本的显著上升及债券期限的显著缩短将很有可能抑制国开行在资产端提供中长期贷款的能力，进而对其履行发展使命产生潜在的负面影响。关于国开行负债端何以影响到资产端的中长期信贷供给能力的具体量化分析超出了本文的研究范畴，值得在未来的研究中深入分析。

本文的启示在于，为了确保公共性发展金融机构从事规模大、周期长、正外部性强等商业性金融机构不愿从事的发展项目，政府需要为公共性发展金融机构提供债信支持，而且该债信支持政策需要稳定且明朗。否则，公共性发展金融机构无法单纯依靠自身力量为发展项目获取充足、长期且廉价的资金来源。但是需要点明的是，如果公共性发展金融机构开展了自营的、商业性的项目，政府不应当为此类商业性项目提供融资的债信支持。否则，公共性发展金融机构将对商业银行造成不公平竞争。因此，需要推进

公共性发展金融机构分类分账改革，政府可考虑由为“机构”提供担保转向为“项目”提供担保，这样既能确保公共性发展金融机构履行其发展使命，又避免其与商业性金融机构开展不正当竞争。

参 考 文 献

- [1] Acharya, V. V., and N. Mora, “A Crisis of Banks as Liquidity Providers”, *The Journal of Finance*, 2015, 70 (1), 1-43.
- [2] Allen, F., E. Carletti, and I. Goldstein, “Government Guarantees and Financial Stability”, *Journal of Economic Theory*, 2018, 177, 518-557.
- [3] Allen, F., E. Carletti, I. Goldstein, and A. Leonello, “Moral Hazard and Government Guarantees in the Banking Industry”, *Journal of Financial Regulation*, 2015, 1, 30-50.
- [4] Ashraf, B. N., and Y. Shen, “Economic Policy Uncertainty and Banks’ Loan Pricing”, *Journal of Financial Stability*, 2019, 44, 100695.
- [5] Baker, S., N. Bloom, and S. Davis, “Measuring Economic Policy Uncertainty”, *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131 (4), 1593-1636.
- [6] Beck, T., L. F. Klapper, and J. C. Mendoza, “The Typology of Partial Credit Guarantee Funds Around the World”, *Journal of Financial Stability*, 2010, 6 (1), 10-25.
- [7] Bessembinder, H., K. M. Kahle, and W. F. Maxwell et al., “Measuring Abnormal Bond Performance”, *Review of Financial Studies*, 2009, 22, 4219-4258.
- [8] Bhattacharya, U., P. Hsu, X. Tian, and Y. Xu. “What Affects Innovation More: Policy or Policy Uncertainty?”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2017, 52 (5), 1869-1901.
- [9] Black, J. R., D. Stock, and P. K. Yadav, “The Pricing of Different Dimensions of Liquidity: Evidence from Government Guaranteed Bonds”, *Journal of Banking and Finance*, 2016, 71, 119-132.
- [10] Bordo, M. D., J. V. Duca, and C. Koch, “Economic Policy Uncertainty and the Credit Channel: Aggregate and Bank Level US: Evidence Over Several Decades”, *Journal of Financial Stability*, 2016, 26, 90-106.
- [11] Brandao-Marques, L., R. Correa, and H. Sapirza, “Government Support, Regulation, and Risk Taking in the Banking Sector”, *Journal of Banking and Finance*, 2020, 112, 1-15.
- [12] 巴曙松等,《政策性银行商业化改革对债券市场的影响研究》。北京:经济科学出版社,2010年。
- [13] Chen, M., “State Actors, Market Games: Credit Guarantees and the Funding of China Development Bank”, *New Political Economy*, 2020, 25, 1-16.
- [14] Cheng, M., P. Guo, and J. Y. Jin et al., “Political Uncertainty and City Bank Lending in China: Evidence from City Government Official Changes”, *Emerging Markets Review*, 2021, 49, 100802.
- [15] Danisman, G. O., E. Demir, and P. Ozili, “Loan Loss Provisioning of US Banks: Economic Policy Uncertainty and Discretionary Behavior”, *International Review of Economics & Finance*, 2021 (71), 923-935.
- [16] Demirguc-Kunt, A., and E. Detragiache, “The Determinants of Banking Crises in Developing and Developed Countries”, Staff Papers (International Monetary Fund), 1998, 45 (1), 81-109.
- [17] Diamond, D. W., and P. H. Dybvig, “Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity”, *Journal of Political Economy*, 1983, 91 (3), 401-419.
- [18] 戴根有,“关于我国货币政策的理论与实践问题”,《金融研究》,2000年第9期,第1—12页。
- [19] Gropp, R., C. Gruendl, and A. Guettler, “The Impact of Public Guarantees on Bank Risk-taking: Evidence from A Natural Experiment”, *Review of Finance*, 2014, 18 (2), 457-488.
- [20] 国家开发银行与中国人民大学联合课题组,《开发性金融与中国债券市场创新》。北京:中国人民大学出版社,2007年。
- [21] Hu, B., A. Schelarek, J. Xu, and J. Yan, “Long-Term Finance Provision: National Development Banks VS. Commercial Banks”, *World Development*, 2022, 158, 105973.
- [22] Klein, A., and E. Zur, “The Impact of Hedge Fund Activism on the Target Firm’s Existing Bondholders”, *Review of Financial Studies*, 2011, 24, 1735-1771.
- [23] Luong, T. M., R. Pieters, and H. Scheule et al., “The Impact of Government Guarantees on Banks’ Wholesale

- Funding Costs and Lending Behavior: Evidence from A Natural Experiment”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 2020, 61, 101057.
- [24] Mäkinen, T., L. Sarno, and G. Zinna, “Risky Bank Guarantees”, *Journal of Financial Economics*, 2020, 136 (2), 490-522.
- [25] 申宇、任美旭、赵静梅,“经济政策不确定性与银行贷款损失准备计提”,《中国工业经济》,2020年第4期,第154—173页。
- [26] Schelarek, A., J. Xu, and J. Yan, “The Maturity Lengthening Role of National Development Banks”, *International Review of Finance*, 2022, 1-28.
- [27] Tran, D. V., M. K. Hassan, and A. W. Alam et al., “Economic Policy Uncertainty, Agency Problem, and Funding Structure: Evidence from US Banking Industry”, *Research in International Business and Finance*, 2021, 58, 101470.
- [28] 吴雨珊,《开发性金融创世纪》。北京:中信出版社,2020年。
- [29] Xu, J., R. Marodon, X. Ru., and X. Ren et al., “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.
- [30] 徐佳君,“政府与市场之间:新结构经济学视角下重思开发性金融机构的定位”,《开发性金融研究》,2017年第4期,第8—14页。
- [31] 徐佳君、王可第、茹新顺,《国别开发银行的资金来源》。北京:北京大学新结构经济学研究院公共性发展金融报告,2021年第3期。

How Bond Creditworthiness Policy Uncertainty Affects Bond Financing of Public Development Financial Institutions?

—Evidence from China Development Bank

WANG Kedi

(Beijing Institute of Technology)

XU Jiajun*

(Peking University)

Abstract: Using the commercialization of China Development Bank (CDB) as the quasi-natural experiment, we explore the role of government guarantees in bond financing of public development financial institutions and quantify the impacts of the policy uncertainty of the sovereign creditworthiness support upon the return, cost, and maturity of bonds issued by CDB. Analyzing a micro-level dataset of bond characteristics and prices in the interbank bond market, we find that the CDB bonds suffered from significant negative returns as a result of policy uncertainty. On average, the short abnormal bond returns of CDB bonds ranged between -0.437% and -0.239% and the long abnormal bond returns ranged between -1.968% and -1.488%. We further discover that the policy uncertainty of the sovereign creditworthiness support raised the cost of bond financing by about 50%, and shortened the average term of bond issuances by about 60%.

Keywords: bond financing; policy uncertainty; public development financial institutions

JEL Classification: G12, G21, G28

* Corresponding Author: Xu Jiajun, Institute of New Structural Economics, National School of Development, Peking University, Haidian District, Beijing 100871, China; Tel: 86-10-62756843; E-mail: jiajunxu@nsd.pku.edu.cn.