

《银行资本监管改革与地方政府债券融资成本》附录

附录 1 描述性统计

附表 1 描述性统计

变量名	N	Mean	Sd	Min	Max
<i>Spread</i>	2611	18.9939	7.3823	4.0300	36.9200
<i>Treat</i>	2611	0.4240	0.4943	0.0000	1.0000
<i>Post</i>	2611	0.4339	0.4957	0.0000	1.0000
<i>Qty</i>	2611	69.6295	71.0373	0.7500	347.4300
<i>Term</i>	2611	9.1731	6.6528	1.0000	30.0000
<i>TBR</i>	2611	22.9466	6.6637	6.1200	36.0900
<i>PerGDP</i>	2531	11.3209	0.3718	10.7137	12.2075
<i>GBR</i>	2531	0.0951	0.0244	0.0578	0.1760
<i>GFI</i>	2531	0.0591	0.0302	0.0091	0.1584
<i>TotalDebt</i>	2531	0.8194	0.3047	0.2445	1.5454
<i>FSSR</i>	2531	48.6760	16.7838	17.7300	86.2400
<i>Bank</i>	2531	15.8569	13.5461	0.0000	67.3603
<i>Regulation</i>	2531	217.9700	172.3035	6.0000	767.0000
<i>NPL City</i>	2531	2.3469	1.1440	0.8701	6.6500

附录 2 稳健性检验

（一）安慰剂检验

本文研究结论的一个潜在威胁在于，一般债券的发行成本长期低于专项债券，且其受外部宏观因素变动影响后更容易下行，这可能导致无论将时间虚拟变量 *Post* 设置在哪个时点，核心解释变量 *Treat*×*Post* 的系数始终显著为负数。为了排除这一干扰，本文参考王永钦和吴嫻（2019）的研究，分别选取 2023 年 2 月 1 日、2022 年 12 月 1 日、2022 年 6 月 1 日作为虚拟的政策冲击时点，进行安慰剂检验，表 2 第（1）—（3）列分别对应上述检验结果。由结果可知，核心解释变量 *Treat*×*Post* 的系数并不显著，这意味着一般债券的发行成本并不必然比专项债券的发行成本低，本文的基准检验结果并非偶然因素所驱动，增强了本文基准检验结果的可靠性。

附表 2 安慰剂检验

变量	(1) <i>Spread</i>	(2) <i>Spread</i>	(3) <i>Spread</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-1.2664 (-1.0626)	-1.1623 (-1.0138)	-0.0062 (-0.0073)
<i>Qty</i>	-0.0075** (-2.1021)	-0.0075** (-2.1061)	-0.0074** (-2.0928)
<i>Term</i>	0.1391* (1.7871)	0.1391* (1.7871)	0.1390* (1.7899)
<i>TBR</i>	-0.4606***	-0.4608***	-0.4630***

	(-5.0893)	(-5.0935)	(-5.1529)
Cons	28.9735***	28.9559***	28.7329***
	(14.7489)	(14.7715)	(14.6110)
省份一月度固定效应	Yes	Yes	Yes
省份一承销商一债券类型固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	2400	2400	2400
Adj. R ²	0.6093	0.6092	0.6087

注：*、**、***分别代表在 10%、5%、1%的显著性水平，括号内为双尾检验的 t 值，标准误差聚类到省份层面。下表同。

（二）排除其他财政政策的干扰

为了排除其他财政政策的干扰，我们系统整理了可能影响一般债和专项债定价的财政改革或举措，主要从省以下财政体制改革政策、划定重点化债省份政策、专项债券自发自还改革和再融资债券发行四个方面，排除其对基准检验结果的干扰。

第一，排除不同地区省以下财政体制改革的干扰。为推动省以下财政体制改革，2023 年 8 月 29 日，广东省人民政府办公厅关于印发广东省进一步推进省以下财政体制改革工作实施方案的通知；2023 年 12 月 25 日，贵州省人民政府关于进一步推进省以下财政体制改革工作的实施意见；2024 年 1 月 19 日，江西省人民政府办公厅印发关于进一步深化省以下财政体制改革实施方案的通知。这些地区省以下财政体制改革的冲击可能干扰本文的检验结果。为了排除该政策的干扰，本文在检验中加入了“财政改革”虚拟变量，例如，广东省债券为 2023 年 8 月 29 日以后发行，则“财政改革”取值为 1；贵州省债券为 2023 年 12 月 25 日以后发行，则“财政改革”取值为 1；江西省债券为 2024 年 1 月 19 日以后发行，则“财政改革”取值为 1，其他情况则取值为 0，本文也在检验中控制了地区层面的特征。表 3 的第（1）列展示了对应的检验结果，由结果可知，核心解释变量 $Treat \times Post$ 的系数仍然在 1% 的水平上显著为负，基准检验的结果仍然稳健。

第二，排除划定重点化债省份政策的干扰。为了化解地方政府隐性债务风险，2023 年 9 月，国务院下发《关于金融机构支持融资平台化解债务风险的通知》（国办发〔2023〕35 号），明确提出了 12 个化债重点省份，包括天津、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、广西、重庆、贵州、云南、甘肃、青海、宁夏等地区。该政策强调重点关注这些省份的地方融资平台导致的隐性债务风险，将化解债务的资源集中于这些重点省份。一般债券是地方政府重要的显性债务融资工具，划定重点化债省份的政策也可能影响一般债券的发行。为了排除该政策的干扰，本文在检验中加入了“重点化债”虚拟变量，若天津、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、广西、重庆、贵州、云南、甘肃、青海、宁夏 12 省在 2023 年 9 月以后发行的债券，“重点化债”取值为 1，否则为 0。表 3 的第（2）列展示了对应的检验结果，由结果可知，核心解释变量 $Treat \times Post$ 的系数仍然在 1% 的水平上显著为负，基准检验的结果仍然稳健。

第三，排除专项债券发行自审自发改革的干扰。为了充分调动地方政府积极性，提升项目储备和债券发行使用效率，支持经济大省发挥挑大梁作用，国务院办公厅发布了《关于优化完善地方政府专项债券管理机制的意见》（国办发〔2024〕52 号），明确将实施专项债券自审自发的试点改革，试点地区包括北京、上海、江苏、浙江、安徽、福建、山东、湖南、广东、四川、河北（雄安）等地区。该政策实施后，试点地区的项目清单只需经省级政府审核批准，即可迅速发行专项债券。专项债券审核权限的下放可能影响专项债券的发行定价，从而干扰本文的基准检验结果。为了排除该政策的干扰，本文设置了“自审自发”虚拟变量，对 2024 年 12 月 22 日以后北京、上海、江苏、浙江、安徽、福建、山东、湖南、广东、四川、河北（雄安）等地区发行的专项债券，“自审自发”取值为 1，否则为

0。表 3 的第（3）列展示了对应的检验结果，由结果可知，核心解释变量 $Treat \times Post$ 的系数仍然在 5% 的水平上显著为负，基准检验的结果仍然稳健。

第四，排除特殊再融资债券发行的干扰。2023 年四季度至 2024 年间，全国范围内用于置换债务的特殊再融资债券大规模发行，这种供给端的变化可能会改变地方债市场的供需结构，并影响银行体系的流动性分配。考虑到特殊再融资债券发行的可能干扰，本文控制了与债务置换规模可能相关的地区特征，如显性债务规模/GDP、隐性债务规模/GDP、总债务规模/GDP。同时，我们也计算了省份层面再融资债券发行规模的自然对数，以控制特殊再融资债券发行的干扰。控制这些特征后，核心解释变量 $Treat \times Post$ 的系数仍然显著，如表 3 的第（4）列所示，本文基准检验的结果仍然稳健。

附表 3 排除其他财政改革政策的干扰

变量	(1) <i>Spread</i>	(2) <i>Spread</i>	(3) <i>Spread</i>	(4) <i>Spread</i>
$Treat \times Post$	-1.5715*** (-2.9214)	-1.5407*** (-2.8847)	-1.3882** (-2.5272)	-1.5917*** (-3.0486)
财政改革	-7.5201*** (-5.9170)	-7.2306*** (-5.3785)	-7.1835*** (-5.3706)	-7.4079*** (-5.9102)
重点化债		0.8796 (0.5939)	0.8799 (0.5941)	1.2065 (0.8070)
自审自发			2.2070*** (3.1861)	2.2133*** (3.1778)
特殊再融资债券发行				-0.3122* (-1.7265)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
期初地区控制变量—年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
月度固定效应	Yes	Yes	No	Yes
省份—承销商—债券类型固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	2510	2510	2510	2510
<i>Adj. R</i> ²	0.5847	0.5847	0.5851	0.5860

注：当控制“省份—月度”固定效应时，宏观层面的相关变量被固定效应吸收。为了观察地区层面的这些变量对本文被解释变量的影响，部分检验中控制“期初地区控制变量—年度固定效应”“月度固定效应”和“省份—承销商—债券类型”固定效应。

（三）排除偿债资金来源波动的替代性解释

一般债券与专项债券在发行定价中均通过荷兰式公开招标发行，但在偿债资金来源上存在差异。理论上讲，一般债券以一般公共预算收入还本付息，专项债券以政府性基金收入或专项收入还本付息。由于政策冲击前后这一差异不变，双重差分法的使用并没有要求实验组和控制组的其他特征完全相同，而是要求满足事前共同时间趋势，因此本文仍然可以使用双重差分法进行检验。但是，在特定场景下偿债资金的变动可能对本文的识别构成潜在威胁：如果“资本新规”实施前后，地方政府一般公共预算收入出现系统性改善，或政府性基金收入出现系统性恶化，那么一般债券信用风险的相对下降或专项债券信用风险的相对上升，本身就可能导致二者发行利差收窄。若上述情况存在，本文所观测到的 $Treat \times Post$ 系数为负，可能并非“资本新规”所致，而是偿债能力相对变化驱动的结果。

为排除这一替代性解释，本文从政策实施前后各省份一般公共预算收入和政府性基金收

入的变动幅度出发，分别构造了两类衡量财政收入变化剧烈程度的虚拟变量公共预算收入变化 *High-GBRG* 和政府性基金收入变化 *High-GFIG*，进行交互项检验。具体而言，我们分别计算各省份在政策冲击前后一般公共预算收入与政府性基金收入的同比变动幅度，将变动幅度较大的省份取值为 1，变动幅度较小的省份取值为 0。将上述虚拟变量分别与 *Treat*×*Post* 交互构造三重交互项，加入基准模型进行检验。其基本逻辑在于：若偿债资金来源的相对变化是驱动本文基准结果的原因，那么上述三重交互项的系数应显著——即在收入变动剧烈的省份，影响应该更为明显。

表 4 展示了排除替代性解释的检验结果。由表 4 可知，三重交互项的系数均不显著，这表明无论是以一般公共预算收入变动还是政府性基金收入变动作为衡量标准，基准结果均未受到偿债资金来源相对变化的显著干扰。该结果进一步支持了本文的核心结论，即“资本新规”对一般债券融资成本的降低作用，并非由财政收入同期波动所驱动，而是源于资本监管改革对银行资产配置激励的实质性改变。

附表 4 排除偿债资金来源波动的替代性解释

变量	(1) <i>Spread</i>	(2) <i>Spread</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>High-GBRG</i>	0.1635 (0.1239)	
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>High-GFIG</i>		0.6699 (0.5692)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-2.1448*** (-3.2915)	-2.4060*** (-3.5598)
控制变量	Yes	Yes
省份一月度固定效应	Yes	Yes
省份一承销商一债券类型固定效应	Yes	Yes
样本量	2400	2400
<i>Adj. R</i> ²	0.6101	0.6101

（四）更换样本区间

从逻辑上讲，如果“资本新规”降低一般债券融资成本的结论是稳健的，那么这一降本效应应当来源于政策冲击本身对银行资产配置激励的实质性改变，而非取决于某一特定时间段的样本构成。换言之，在保持政策冲击时点不变的前提下，调整实证研究的样本区间进行检验，本文的核心结论仍然成立。为验证这一点，本文分别将样本起始时间调整至 2021 年 6 月、2022 年 1 月和 2022 年 6 月，重新进行双重差分估计，表 5 第（1）至（3）列报告了相应的估计结果。由检验结果可知，无论以何种起始时间截取样本，核心解释变量 *Treat*×*Post* 的系数均保持显著为负。这表明，“资本新规”降低一般债券融资成本效应并非由特定样本窗口所驱动。

附表 5 更换样本区间

变量	(1) <i>Spread</i>	(2) <i>Spread</i>	(3) <i>Spread</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-2.0855*** (-3.6982)	-2.1910*** (-3.8872)	-1.9673*** (-3.4283)
控制变量	Yes	Yes	Yes
省份一月度固定效应	Yes	Yes	Yes

省份—承销商—债券类型固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	2206	1990	1855
<i>Adj. R</i> ²	0.5826	0.5417	0.5433

（五）PSM-DID 检验

从双重差分方法的原理来看，双重差分的使用并不要求在政策冲击前实验组和控制组的特征不存在差异，而是要求两者的差异具有共同时间趋势（即平行趋势要求），但实验组和控制组之间的差异的确可能干扰本文的识别。为了控制实验组债券和控制组债券其他特征的系统性差异带来的干扰，我们补充了倾向得分匹配-双重差分检验（PSM-DID），即使使用特征更为相似的样本进行检验，进一步验证本文基准检验结果的稳健性。表 6 展示了 PSM-DID 的结果，由检验结果可知，核心解释变量 $Treat \times Post$ 的系数均保持显著为负。这表明在排除两类债券其他方面系统性差异的影响后，本文的基准检验结果仍然稳健。

附表 6 PSM-DID 检验

变量	(1) <i>Spread</i>	(2) <i>Spread</i>	(3) <i>Spread</i>	(4) <i>Spread</i>	(5) <i>Spread</i>
$Treat \times Post$	-1.8162*** (-3.4925)	-2.2329*** (-3.9163)	-1.4111** (-2.4765)	-1.0888* (-1.9978)	-1.5652** (-2.6915)
债券特征控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区特征控制变量	No	Yes	Yes	No	No
期初地区控制变量—年度固定效应	No	No	No	Yes	No
月度固定效应	No	No	Yes	Yes	No
省份—月度固定效应	No	No	No	No	Yes
省份—承销商—债券类型固定效应	No	No	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2340	2273	2252	2252	2091
<i>Adj. R</i> ²	0.1980	0.2953	0.6588	0.6616	0.6911

（六）其他稳健性检验

为进一步验证基准结论的可靠性，本文从固定效应设定、聚类层级和变量度量三个维度进行了一系列稳健性检验，具体如下：

第一，改变固定效应的设定。本文的基准回归中控制了省份—月度层面的固定效应，以吸收省份层面随月度变化的因素。为了佐证检验结果的稳健性，本文使用省份—季度固定效应再次进行检验，对应的检验结果如表 7 第（1）列所示，由检验结果可知：核心解释变量 $Treat \times Post$ 的系数仍在 1% 水平上显著为负。

第二，调整标准误的聚类层级。本文的基准回归将标准误聚类到省份层面，以处理同一省份内不同债券发行之间的相关性。事实上，考虑到误差项可能还在更细化的维度上存在关联：例如，同一债券类型（一般债或专项债）在同一省份内可能面临共同的定价因素冲击，而同一承销商承销的多只债券之间也可能因承销商的行为模式而存在相关性。为此，本文分别将标准误聚类到“省份—承销商”“省份—债券类型”层面，允许误差项在上述更精细的维度内相关，对应的检验结果如表 7 第（2）、（3）列所示。由检验结果可知，无论采用何种聚类方式，核心解释变量 $Treat \times Post$ 的系数始终保持显著为负。

第三，更换被解释变量的度量方式。本文的基准回归参考现有文献以发行利差衡量融资成本（Gao and Lee, 2019；张琦和杨悦，2023），但为进一步考察“资本新规”对一级市场投标行为的综合影响，本文进一步使用其他指标检验“资本新规”对地方债发行的影响。具

体地：一是考察一级市场中标利率（*Rate*）。作为荷兰式招标中最终确定的发行利率，中标利率能够衡量地方政府的实际利息成本，也是反映承销商报价行为结果的核心变量；二是考察全场认购倍数（*TBR*），即全部投标金额与发行规模的比值。在荷兰式招标中，虽然边际中标利率之外的投标报价可能存在策略性虚报，导致全场认购倍数可能“虚高”，但该指标仍能从侧面反映一级市场对债券的整体认购热情。本文预期，政策冲击可能导致一级市场中标利率下降，还可能提高全场认购倍数。表 7 的第（4）、（5）列分别展示了中标利率、全场倍数的检验结果，由结果可知：“资本新规”导致一般债券的中标利率显著下降，也提高了一般债的全场认购倍数。

附表 7 其他稳健性检验

变量	(1) <i>Spread</i>	(2) <i>Spread</i>	(3) <i>Spread</i>	(4) <i>Rate</i>	(5) <i>TBR</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-1.6379*** (-2.7670)	-1.6379** (-2.5858)	-1.6379*** (-2.6662)	-1.5753*** (-3.1135)	0.5729** (2.2058)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份—季度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份—承销商—债券类型固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	2558	2558	2558	2558	2558
<i>Adj. R</i> ²	0.5765	0.5767	0.5767	0.9906	0.9036

注：第（2）列的标准误聚类到省份—承销商层面，第（3）列的标准误聚类到省份—债券类型层面，其余标准误聚类到省份层面。

（七）事件研究法

事件研究法的基本思路是：第一，以政策冲击发生前的一段时期作为估计窗，建立信用利差与相关因素之间的估计关系。第二，将政策冲击后的一段时期作为事件窗，计算实际信用利差与模型预测值之间的差额，即“超额信用利差”。第三，检验显著性。若“资本新规”确实压降了一般债券的融资成本，则事件窗内的债券超额信用利差应显著为负。

具体地，本文以“资本新规”的实施时点（2023 年 11 月 1 日）作为事件日，分别选取多组不同的估计窗与事件窗组合，以检验结论对窗口设定的敏感性。具体而言，本文以月度为时间间隔，分别采用[-12,6]、[-12,12]、[-24,6]和[-24,12]四种窗口期，逐一计算一般债券在各事件窗内的累计超额信用利差。表 8 报告了上述四组窗口设定下的估计结果。可以发现，无论采用何种窗口组合，一般债券在“资本新规”实施后的累计超额信用利差均在 1%的水平上显著为负，且不同设定下的结果高度一致。“资本新规”降低一般债券融资成本的效应并非由特定窗口所驱动，从而进一步支持了本文的核心结论。值得说明的是，本部分的事件研究法度量的是一般债券融资成本的绝对变化，DID 度量的是一般债券融资成本相对专项债的边际变化，事件研究法的估计系数远大于 DID 的估计系数，其背后的原因是同期专项债融资成本的降低稀释了 DID 模型的估计结果，但两种方法的估计均证明了“资本新规”降低一般债券融资成本的作用。本文样本内一般债券的平均利息成本为 2.64%。按照表 8 不同窗口期下融资成本的平均下降幅度来测算，一般债券的融资成本降低 0.5978%，这一降低幅度约占样本平均利息成本 2.64%的 22.64%。

附表 8 事件研究法分析

窗口期选择	Mean	T-value	样本量
[-12,6]	-73.5435	-7.3693***	97
[-12,12]	-102.3218	-15.5529***	227

[-24,6]	-25.6637	-6.5979***	97
[-24,12]	-37.6063	-14.5241***	227

注：[-12,6]的含义是估计窗为冲击前 12 个月，事件窗为冲击后 6 个月，其他以此类推。

本文还根据一般债券的发行期限长短、债券发行规模大小、地区财政压力高低进行分组，以检验不同细分类型下的超额信用利差是否显著为负和政策影响程度的差异。表 9 的 Panel A、Panel B 和 Panel C 展示了对应的分析结果。由结果可知，在不同窗口的组合中，无论期限长短、发行规模大小和财政压力高低，由于风险权重的下降对不同特征的一般债券均适用，一般债券在“资本新规”实施后的累计超额信用利差均在 1%的水平上显著为负。但从政策影响的差异性来看，在发行期限较长、发行规模较大和地区财政压力较大的情况下，“资本新规”实施后一般债券融资成本的降低幅度更大。

附表 9 细分债券特征下的影响差异分析

Panel A 不同发行期限下的超额信用利差				
	发行期限短		发行期限长	
	Mean	T-value	Mean	T-value
[-12,6]	-48.1166	-4.2698***	-125.1919	-7.5636***
[-12,12]	-73.7654	-8.8644***	-142.7261	-15.4831***
[-24,6]	-15.5936	-3.5686***	-46.1187	-7.1325***
[-24,12]	-24.2368	-7.8307***	-56.5226	-15.3621***
Panel B 不同发行规模下的超额信用利差				
	发行规模小		发行规模大	
	Mean	T-value	Mean	T-value
[-12,6]	-65.9536	-5.1375***	-84.8310	-5.3381***
[-12,12]	-92.3637	-10.9371***	-117.7625	-11.3898***
[-24,6]	-22.3528	-4.4575***	-30.5876	-4.9684***
[-24,12]	-32.9457	-9.9555***	-44.8327	-11.0366***
Panel C 不同财政压力下的超额信用利差				
	财政压力低		财政压力高	
	Mean	T-value	Mean	T-value
[-12,6]	-68.8848	-5.0538***	-78.4995	-5.3240***
[-12,12]	-97.4996	-11.0965***	-108.6694	-10.9352***
[-24,6]	-23.0089	-4.3019***	-28.4880	-5.0040***
[-24,12]	-36.3831	-10.6254***	-39.2164	-9.8761***

附录 3 拓展分析

（一）地方债中标利率对市场基准利率的敏感性分析

本文预期，“资本新规”有利于提高货币政策利率向一般债券发行利率传导的效率。这是因为，从理论上讲，货币政策往往需要通过金融机构的资金配置向融资端传导。从“资本新规”的风险权重调整来看，降低风险权重有利于激励银行将更多资金投向一般债券。进一步地，银行资金投向的调整将提高一般债券发行利率对货币政策利率的敏感性，从而提高货币政策传导效率。货币政策传导效率的提高有利于加强财政政策与货币政策的协同，增强宏

观政策的调控质效。

为了检验“资本新规”实施后，一般债券中标利率对货币政策利率的敏感性是否提高，我们使用 7 天期存款类机构质押式回购利率（*DR007*）和隔夜存款类机构质押式回购利率（*DR001*）衡量货币政策利率，使用货币政策利率与 *Treat*×*Post* 的交互项作为核心解释变量。如果货币政策传导效率提高，我们预期核心解释变量的系数将显著为正。表 10 展示了货币政策传导效率提高的检验结果，第（1）列中核心解释变量 *Treat*×*Post*×*DR007* 的系数在 5% 的水平上显著为正，第（2）列中核心解释变量 *Treat*×*Post*×*DR001* 的系数在 10% 的水平上显著为正，这意味着一般债券发行利率对货币政策利率的敏感性提高。

附表 10 中标利率的敏感性分析

被解释变量：地方债发行利率	(1)	(2)
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>DR007</i>	0.0958** (2.3473)	
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>DR001</i>		0.0842* (1.9298)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.1641** (-2.3060)	-0.1315* (-1.8613)
<i>Qty</i>	0.0002*** (2.8616)	0.0002*** (2.8301)
<i>Term</i>	0.0234*** (15.0836)	0.0234*** (15.1252)
<i>TBR</i>	-0.0039 (-1.5424)	-0.0039 (-1.5515)
<i>Cons</i>	2.3055*** (34.8885)	2.3063*** (34.9955)
债券品种固定效应	控制	控制
省份一月度固定效应	控制	控制
承销商一月度固定效应	控制	控制
样本量	2542	2542
<i>Adj.R2</i>	0.9001	0.9002

（二）“资本新规”对银行信贷决策的影响

“资本新规”的重要作用路径在于通过调整银行投资不同资产的风险权重，影响银行的资本充足率，从而改变银行的资金投向决策。基于此，“资本新规”还可能影响不同资本充足率的银行的信贷投放决策。对于“资本新规”这一重要改革，其如何影响银行的贷款决策也是一个重要的研究问题。为了研究“资本新规”对银行信贷的影响，我们使用 2022—2024 年地方性商业银行的季度数据作为样本，按照不同银行事前的资本充足率的高低进行分组，将资本充足率较低的银行作为实验组（*L-CAR* 取值为 1），将资本充足率较高的银行作为控制组（*L-CAR* 取值为 0），并以银行的贷款规模与总资产的比值衡量银行贷款，研究“资本新规”实施对银行信贷投放究竟是产生抑制效应还是促进效应。

表 11 展示了“资本新规”实施对银行贷款的影响，其中第（1）列为全样本的检验，第（2）、（3）列为按照银行所在地区一般债券规模中位数进行分组的检验。由检验结果可知，

“资本新规”发布后，资本充足率较低的银行的贷款规模显著增加，这意味着“资本新规”在整体上释放了银行资本空间，促进了银行信贷的投放。银行信贷增加的效应在存量一般债规模较大的地区越明显，这可能说明银行对一般债投资意愿的增强并未明显占用银行的信贷资源。

附表 11 “资本新规”实施对银行贷款发放的影响

被解释变量：	(1)	(2)	(3)
银行贷款	全样本	一般债券较多省份	一般债券较少省份
$L-CAR \times Post$	0.0083*** (3.0483)	0.0093*** (2.8062)	0.0052 (0.8121)
控制变量	Yes	Yes	Yes
银行固定效应	Yes	Yes	Yes
季度固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	1928	1456	472
$Adj.R^2$	0.9437	0.9435	0.9480

注：表 11 控制了银行的存款规模、不良贷款率、拨备覆盖率、地区 GDP 增长率、第三产业在 GDP 中的比重、地区大行分支机构占比、地区贷款余额与 GDP 的比值和地区财政压力等指标。