

《开“前门”是否有助堵“后门”？》附录

附录 1 变量描述性统计

附表 1 主要变量描述统计

变量名称	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
地级市层面					
<i>dimpdebt</i>	1352	0.0368	0.0540	-0.1873	0.3365
<i>dspedebt</i>	1352	0.0322	0.0307	-0.0232	0.3686
<i>dlgfv_bond</i>	1352	0.0053	0.0352	-0.1837	0.1655
<i>GDPrate2016</i> （2016年，%）	266	7.0886	3.5653	-12.300	13.300
<i>third2016</i> （2016年）	266	0.4347	0.0871	0.0502	0.8643
<i>perland2016</i> （2016年，万元）	266	0.1691	0.2546	0.0064	2.5225
融资平台公司层面					
<i>dIBD_firm</i>	10617	0.0043	0.0122	-0.1164	0.3291
<i>has_sbond</i>	10617	0.1566	0.3635	0.0000	1.0000
<i>sbond_amt</i>	10617	0.0001	0.0003	0.0000	0.0027
<i>assetrate</i> （首次发债年份，%）	1938	0.3122	1.1464	-0.7554	34.0765
<i>ROA</i> （首次发债年份，%）	1938	2.6577	3.3066	-23.8800	22.2000
<i>asslia</i> （首次发债年份，%）	1938	51.0027	15.6630	0.3500	99.5700
城投债券层面					
<i>spread</i> （%）	24177	2.1430	1.3235	0.0103	5.3359
<i>period</i> （年）	24177	3.2518	2.2454	0.0830	15.000
<i>rate</i>	24177	10.7922	0.8073	8.0000	12.000
<i>guarantee</i>	24177	0.1802	0.3844	0.0000	1.0000

附录 2 稳健性检验

附表 2 稳健性检验 1（2SLS）

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>dnetimpdebt</i>	<i>dlgfv_bond</i>	<i>dnetdebt</i>		<i>dimpdebt</i>	
处理方式	更换被解释变量			更换聚类方式	控制省特征*年	2019-2022 年
<i>dspedebt</i>	-0.7191** (-2.1477)	-0.1410 (-0.7034)	-0.5805* (-1.6771)	-0.7215** (-2.0488)	-0.7849** (-1.9961)	-0.8283* (-1.7552)
<i>citycontrol_year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	No	Yes
<i>procontrol_year</i>	No	No	No	No	Yes	No
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	1352	1352	1352	1352	1352	1042

注：所有回归均为工具变量回归。***、**和*分别表示回归系数在 1%、5%和 10%水平显著；括号内为 *t* 值。下表同。

附表 3 稳健性检验 2 (2SLS)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>dimpdebt_wind</i>	<i>dimpdebt1</i>	<i>dimpdebt2</i>	<i>dimpdebt3</i>	<i>dimpdebt</i>
处理方式	更换被解释变量			控制债务置换	
<i>dspdebt</i>	-0.8885* (-1.6606)	-0.7988** (-2.0253)	-0.6909* (-1.9032)	-0.7612* (-1.8866)	-0.7220** (-2.1173)
<i>citycontrol_year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>swap_amt</i>	No	No	No	No	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	1254	1352	1352	1352	1352

注：*dimpdebt1* 为城投有息债务增量扣除高 ROA 平台债务占 2016 年 GDP 比重，*dimpdebt2* 为城投有息债务增量扣除市场化经营主体债务占 2016 年 GDP 比重，*dimpdebt3* 为城投有息债务增量扣除高经营性业务平台债务占 2016 年 GDP 比重。

附录 3 工具变量的外生性检验

(一) 平衡性检验

根据 Borusyak et al. (2022)，只要偏移 (shift) 满足外生性条件，那么使用 Bartik 工具变量进行两阶段最小二乘回归得到的估计量就满足一致性。偏移 (shift) 的外生性条件是指对各个地级市来说，省级层面不同投向领域的专项债新增额度几乎是随机分布的 (as good as randomly assigned)。如果省级层面专项债在特定投向上分配额度的增加本身就受到具有特定潜在特征城市的影响，且这些特征直接影响了隐性债务举借，那么上述外生性假设就可能被违反。为了考察这一假设是否成立，本文参考 Borusyak et al. (2022) 的建议，对省份-投向层面的偏移是否与份额 (share) 加权后的一系列城市层面初始特征相关进行了检验。

具体而言，借鉴 Goldsmith-Pinkham et al. (2020)，本文将工具变量的构造方式设定为：

$$iv_{cpt} = \sum_i s_{ic} g_{ipt} \quad (A1)$$

$$\text{其中, } s_{ic} = \frac{\text{2016 年各市分投向国企投资额}_{icp}}{\text{城市 2016 年 GDP}_c}, \quad g_{ipt} = \frac{\text{全省分投向专项债券发行额}_{ipt}}{\text{2016 年本省分投向国企投资额}_{ip}}$$

Borusyak et al. (2022) 指出，这一工具变量的外生性要求如下：

$$\sum_p \sum_i s_{ip} g_{ipt} \phi_{ip} \xrightarrow{p} 0 \quad (A2)$$

式中 $s_{ip} = E_{c \in p}(s_{ci})$ 为各投向领域 i 国企投资额占 2016 年 GDP 的比重在省份 p 内的地级市均值， $\phi_{ip} = E_{c \in p}(s_{ci} \epsilon_c) / E_{c \in p}(s_{ci})$ ，其中分子表示以份额 s_{ci} 为权重的省份内城市层面初始特征 ϵ_c 的加权平均。式 (A2) 表明，在样本量足够大的情况下，如果省级层面分投向的专项债额度冲击 (shift) 对于各地级市而言是准随机分布 (as good as random) 的，那么在使用 s_{ci} 加权后， g_{ipt} 和 ϕ_{ip} 应该不相关。为了检验这一条件是否满足，本文参考 Borusyak et al. (2022) 的建议，使用 g_{ipt} 作为回归方程的被解释变量， ϕ_{ip} 和年份固定效应为解释变量，以 s_{ip} 为权重进行回归，标准误聚类在省份*投向 (*pro#touxiang*) 层面。关于城市特征的选取，本文考虑了包括 2016 年城市的人均 GDP (*phi_kp_pergdp*)、人均财政收入 (*phi_kp_perfis*)、人均税收收入 (*phi_kp_pertax*)、金融机构贷款余额/GDP (*phi_kp_loangdp*)、地方债务规模/GDP (*phi_kp_debtgdp*) 等关键特征，其中地方债务规模使用 2016 年地方政府显性债务与融资平台有息债务之和衡量。平衡检验的结果如附表 4 所示，Panel A 的每一行表示单独使用该变量代表 ϵ_c 进行回归，Panel B 汇报了将所有前定变量同时放入回归模型的结果。所有的系数均不显著，表明在本文的设定下，省份分领域的专项债额度冲击通过了平衡性检验，支持了工具变量的外生性假设。

附表 4 平衡性检验

	(1)	(2)
前定的城市社会经济特征	系数	t 值
Panel A 单独检验		
<i>phi_kp_pergdp</i> （2016 年）	-28.6531	(-1.3122)
<i>phi_kp_perfis</i> （2016 年）	-45.7026	(-0.4225)
<i>phi_kp_pertax</i> （2016 年）	-121.4892	(-0.8808)
<i>phi_kp_debtgdp</i> （2016 年）	-243.5695	(-1.2195)
<i>phi_kp_loangdp</i> （2016 年）	-57.0734	(-1.1137)
专项债投向-省份-年份样本量	1440	
Panel B 联合检验		
$\chi^2=7.6617$ （p 值=0.1804）		
专项债投向-省份-年份样本量	1440	

(二) 事前趋势检验

为了进一步排除某些不可观测变量的遗漏导致地方政府专项债发行和隐性债务举借存在共同趋势这一因素对本文结果的影响，如果前文的发现是由这些共同趋势导致的，那么 t 期专项债务净融资额变化 ($dspedebt$) 与 $t-1$ 期隐性债务举借变化 ($ldimpdebt$) 之间应该仍然存在着负向关系。在附表 5 中本文考察了 t 期专项债务净融资额变化对 $t-1$ 期隐性债务举借的影响。列 (1) 和 (2) 为工具变量回归，列 (3) 和 (4) 为直接使用 $t-1$ 期隐性举债规模对 t 期工具变量回归的结果。所有 4 列回归中的系数均不显著，表明工具变量和城投有息债务增量之间并不存在不可观测变量导致的事前共同趋势。

附表 5 事前趋势检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	IV		OLS-RF	
	<i>ldimpdebt</i> (<i>t</i> -1 期)			
<i>dspedebt</i> (<i>t</i> 期)	-0.2088 (-0.5775)	-0.1293 (-0.3700)		
<i>iv</i> (<i>t</i> 期)			-0.1848 (-0.5798)	-0.1127 (-0.3710)
<i>citycontrol_year</i>	No	Yes	No	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	1335	1335	1335	1335
KP-F值	18.049	18.454		

(三) “不完全份额”问题

Borasyak et al. (2022)指出，“不完全份额” (incomplete share) 问题可能会影响 Bartik 工具变量的有效性。为了排除这一问题对本文结果的影响，本文根据 Borasyak et al. (2022)的建议，尝试在回归中加入地级市 2016 年国企投资占 GDP 份额与年份固定效应的交乘项 (s_c) 以对其进行控制，结果如附表 6 所示。在列 (1) 和 (2) 中，用于与年份固定效应交乘的 2016 年地级市国企投资占 GDP 份额采用其原始的连续取值；在列 (3) 和 (4) 中，地级市

2016 年国企投资占 GDP 份额则采取高低二分组变量的形式。所有 4 列回归中新增专项债务占 2016 年 GDP 比重 (*dspedebt*) 的系数相比正文基准回归相差不大, 且至少在 10% 的显著性水平上为负, 表明不完全份额问题对本文结果的影响不大。

附表 6 不完全份额 (incomplete share) 问题

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	IV <i>dimpdebt</i>			
<i>dspedebt</i>	-0.7328** (-2.0085)	-0.7362** (-2.1152)	-0.7505** (-2.0443)	-0.7215** (-2.1261)
<i>s_c</i>	连续	连续	离散	离散
<i>citycontrol_year</i>	No	Yes	No	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	1352	1352	1352	1352
KP-F 值	17.283	18.519	17.130	18.729

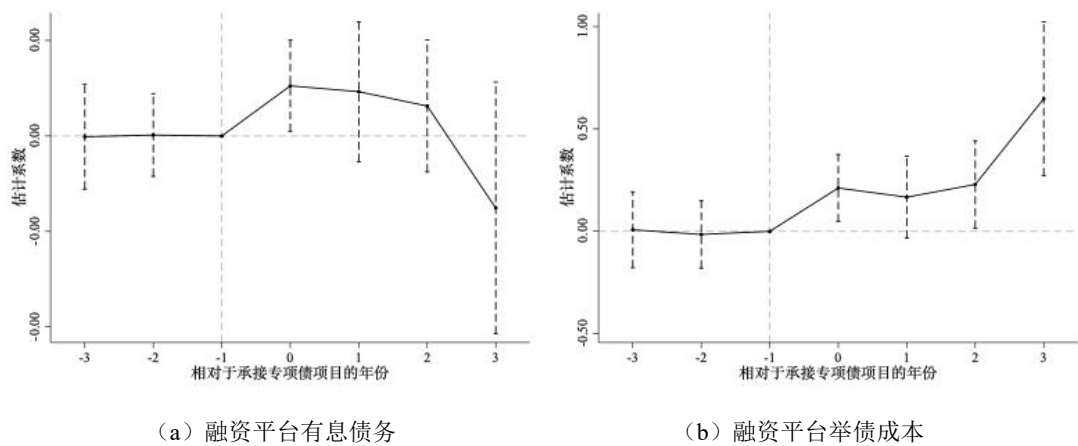
附录 4 PSM 匹配效果分析与平行趋势检验

附表 7 PSM: 融资平台承接专项债项目对自身有息债务规模的影响

变量	(1)	(2)
	<i>dIBD_firm</i>	
<i>has_sbond</i>	0.0009** (1.9617)	0.0010** (2.0153)
<i>firmcontrol_year</i>	No	Yes
公司固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
样本量	9995	9995

附表 8 PSM: 融资平台承担专项债项目对举债成本的影响

变量	(1)	(2)
	<i>spread</i>	
<i>has_sbond</i>	0.1960*** (2.7166)	0.1724** (2.4134)
公司固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
<i>bondcontrol_year</i>	No	Yes
样本量	23807	23807

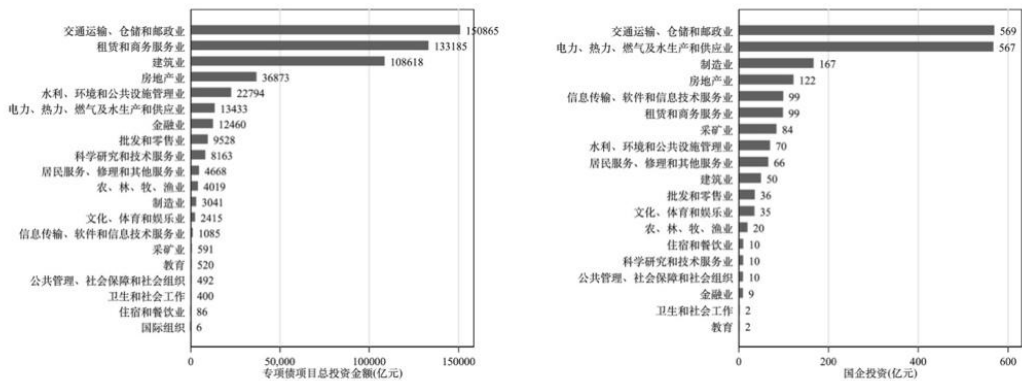


附图 1 平行趋势检验

附录 5 其他附录图表

附表 9 项目使用专项债情况		
年份	项目计划使用专项债额度（亿元）	专项债资金占项目总投资比重
2019 年	38951.51	35.4242%
2020 年	77217.94	36.0378%
2021 年	51738.11	37.8760%
2022 年	67574.81	39.9801%
2023 年	70641.57	41.4145%

注：数据来源于企业预警通数据库。



附图 2 专项债项目投资金额行业门类分布 附图 3 2016 年地方国企投资额行业门类分布

注：专项债项目投资金额来自企业预警通数据库，依据项目承接主体所属的行业计算各行业门类的加总投资额。地方国企投资额来自全国税收调查数据。

参考文献

[1] Borusyak, K., P. Hull and X. Jaravel, 2022, “Quasi-experimental Shift-share Research Designs”, *Review of Economic Studies* ,89(1), pp.181~213.

[2] Goldsmith-Pinkham, P., I. Sorkin, and H. Swift, 2020, “Bartik Instruments: What, When, Why, and How”, *American Economic Review*, 110(8), pp.2586~2624.