

新型货币政策与地方经济增长:隐性债务渠道

康书隆 董剑峰

(东北财经大学金融学院,辽宁 大连 116025)



内容提要:地方政府的财政刺激政策积累了大量的隐性债务,释放被隐性债务占用的信贷资源,有助于缓解企业融资约束与提振地方经济。本文借助2018年6月央行扩大中期借贷便利(MLF)担保品范围的准自然实验,采用双重差分法识别抵押品扩容政策对地方经济增长的影响效应与作用机制。研究发现:将符合规定的城投债纳入抵押品范围能够显著促进地方的经济增长,该结论不受变量设定和干扰性因素等影响,并通过了平行趋势与安慰剂检验。进一步研究表明,抵押品扩容通过释放隐性债务占用的信贷资源,能够显著提高地方金融机构的信贷投放能力,促进企业的投融资,提高企业劳动力雇佣数量和员工薪酬,并有助于扩大内需,改善居民的就业、收入和消费。本文的启示在于,抵押品框架下的新型货币政策可以通过地方隐性债务渠道,促进货币政策与财政政策的协调配合,发挥促进经济增长与稳定就业的作用。

关键词:隐性债务 抵押品扩容 新型货币政策 经济增长

中图分类号:F812.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2023)06—0044—18

一、引言

2022年5月的国务院常务会议提出以就业优先为导向的财政与货币政策,通过多种政策工具稳住经济大盘,以保基本民生、稳增长、促消费。面对当前复杂的经济形势,应促进财政与货币政策的协调配合,即在使用财政政策扩大需求的同时,避免对中小企业的投资形成挤出效应。近年来,地方政府通过多种渠道融资,尤其是通过地方政府融资平台举债投资刺激经济增长,积累了大量的隐性债务,面临巨大的偿还压力和流动性风险(邱志刚等,2022)^[1]。截至2020年,城投债的存量余额达到11.06万亿元,约占同期国内生产总值(GDP)的11%^①,是地方政府隐性债务的重要组成部分(徐军伟等,2020)^[2]。与此同时,由于中国信贷市场存在较高的地域分割特性(Huang等,2020)^[3],地方金融机构配置信贷资源时受地方政府影响(钱先航等,2011)^[4],往往大量持有城投债(兰小欢,2021)^[5],城商行逐渐取代国开行成为融资平台公司最主要的贷款来源^②。虽然地方政府通过平台公司举债投资,能够刺激总需求,缓解地方经济下行压力,但地方政府隐性债务对地方金融机构信贷资源的占用,也会挤出地方企业的投融资(Huang等,2020^[3];余海跃和康书隆,

收稿日期:2022-06-28

作者简介:康书隆,男,教授,博士生导师,经济学博士,研究领域为商业银行与货币政策、养老金经济学、住房公积金制度,电子邮箱:shulongkang@dufe.edu.cn;董剑峰,男,博士研究生,研究领域为商业银行与货币政策,电子邮箱:jianfengdong_dufe@163.com。**通讯作者:**康书隆。

^①2020年全年,城投债发行规模高达4.37万亿元,相比于2019年同比增长24%,创下历史新高。数据均来源于万得数据库。

^②2010年,在地方融资平台的所有贷款中,城商行的借款高达2.2万亿元,超过国开行的2万亿元、四大行的2万亿元以及其他股份制银行和农村合作金融机构的1万亿元贷款(党均章和王庆华,2010)^[6]。

2020^[7]),从而降低地方金融资源配置效率与削弱经济增长的动能。因此,考察货币政策工具能否通过释放城投债所占用的信贷资源,提高地方金融机构信贷投放能力、缓解企业融资约束、扩大内需及稳定就业,对当前经济形势下货币政策的制定具有重要的参考价值。

自 2013 年起,中国人民银行陆续创设了常备借贷便利(SLF)、抵押补充贷款(PSL)和中期借贷便利(MLF)等抵押品框架下的新型货币政策工具,允许商业银行向央行提供高信用评级的债券类资产和优质信贷资产以获取流动性支持。更进一步地,2018 年 6 月 1 日,中国人民银行决定扩大中期借贷便利(MLF)担保品的范围,当天银行间市场满足条件的 AA 和 AA + 级公司信用类债券余额超过 12000 亿元,其中城投债超过 11000 亿元,占比 90% 以上^①。图 1 中的实线展示了政策实施日各省份符合条件的城投债占 AA 和 AA + 级公司信用类债券余额的比例,各省份平均占比约为 90%,且多个省份的占比接近于 100%,这表明,央行政策的实施主要作用于各地 AA 和 AA + 等级的城投债。与此同时,城投债本身属于融资平台公司带息债务的一部分^②,两者具有高度一致的变化趋势。图 1 虚线显示,城投债和地方政府隐性债务高度相关,平均相关性高达 0.94,多个省份的相关性接近于 1,这表明城投债负担较重的省份,地方政府总体的隐性债务负担也更重,城投债的变化对地方政府隐性债务的变化具有高度代表性。此外,抵押品范围的扩大不仅会降低城投债的信用利差,也会降低对应平台公司银行贷款的风险溢价,从而提高持有这些资产的地方金融机构的净值和信贷投放能力。因此,抵押品范围的扩大对地方金融机构流动性的影响,不仅限于其持有的城投债,还会作用于融资平台公司的其他带息债务,对释放地方政府隐性债务占用的信贷资源具有非常重要的作用。

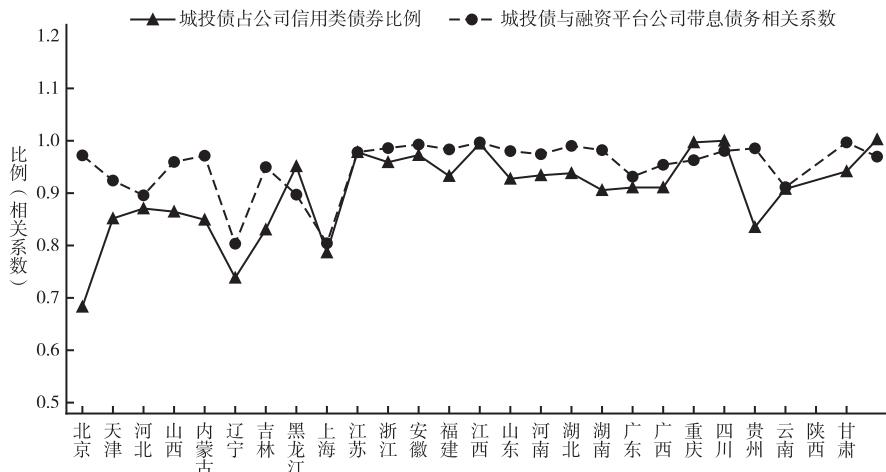


图 1 分省份 AA 和 AA + 级城投债相关指标统计

注:实线是 2018 年 6 月 1 日各省份城投债占公司信用类债券的比例;虚线是 2006—2018 年各省份城投债和平台公司带息债务的相关系数

虽然抵押品扩容政策会降低合格担保品债券的信用利差(王永钦和吴娴,2019^[8];黄振和郭晔,2021^[9]),然而,从信用利差下降到实体经济增长之间的传导渠道与政策效果还有待进一步考察。特别地,央行扩大 MLF 担保品范围的政策释放了地方金融机构被城投债占用的流动性,有助

① 相关数据均来源于万得金融数据库,通过手工整理和计算得到。

② 本文使用融资平台公司带息债务余额来指代地方政府隐性债务,但值得注意的是,融资平台公司带息债务只是地方政府隐性债务的主要组成部分,但不是全部,原因在于:一方面,受数据本身的限制,本文的融资平台公司仅为发过债的公司,没有发过债的公司在万得数据库中没有详细的数据;另一方面,一些借助事业单位渠道产生的隐性债务难以被观测到(徐军伟等,2020)^[2]。本文旨在说明,在城投债和地方政府隐性债务高度相关的前提下,新型货币政策对地方金融机构的影响不仅限于其持有的城投债,还会作用于融资平台公司的其他带息债务,因此,计算地方政府隐性债务的准确规模超出了本文的研究范畴。

于地方企业获取银行信贷资金。政策实施涉及融资平台公司、地方金融机构以及实体企业之间的互动,对产出的影响与作用机制更为复杂。为了揭示政策的效果与机制,有必要对如下问题展开深入研究:抵押品框架下新型货币政策的实施,是否能够通过减轻地方隐性债务负担,提高地方金融机构的信贷投放能力、实体企业的投融资水平以及增加企业的劳动力雇佣数量和员工薪酬,从而对经济增长起到拉动作用?这种由信贷扩张推动的经济增长质量如何?是否有助于改善民生,促进居民的就业、收入和消费?厘清这些问题对揭示新型货币政策如何通过缓解地方金融机构流动性压力,推动地方经济增长的作用机制与政策效果具有重要的理论与现实意义。

鉴于此,本文借助2018年6月1日中国人民银行在银行间市场扩大MLF担保品范围的准自然实验,从地方政府隐性债务负担的视角出发,将城市中城投债负担最高的三分之一和最低的三分之一分别视为实验组和控制组,运用双重差分法识别了基于抵押品框架的新型货币政策的实施对经济增长的政策效果和作用机制。研究发现:央行扩大MLF担保品范围显著促进了高隐性债务负担城市人均GDP的增长。作用机制上,政策实施显著增加了地方金融机构的信贷投放,提升了当地企业投融资水平、劳动力雇佣数量和员工薪酬,从而推动了经济增长。进一步研究显示,政策的实施还显著促进了居民就业、收入和消费。

与以往研究相比,本文的贡献在于:第一,本文从新型货币政策的角度,丰富和深化了对地方政府隐性债务的研究。面对地方政府隐性债务积累导致的巨大偿还压力和流动性风险,国内学者主要从管理增量债务(王国刚,2012^[10];宋立,2004^[11])和债务置换(梁琪和郝毅,2019^[12];邱志刚等,2022^[13])等角度分析如何化解债务风险,但是鲜有文献分析如何减轻存量隐性债务对金融机构流动性的占用。本文则利用央行扩大MLF担保品范围政策这一准自然实验,考察新型货币政策工具是否有助于缓解隐性债务对地方金融机构流动性的占用,减轻公共部门对私人部门经济活动的挤出效应,促进经济增长。第二,现有文献多基于传统的总量型货币政策分析货币政策对市场的影响,有关新型货币政策的政策效果和作用机制的研究较少(王永钦和吴娴,2019^[8];郭晔和房芳,2021^[13])。一方面,从信用利差下降到实体经济增长之间的传导渠道与政策效果还有待进一步考察;另一方面,本文创新性地利用城市间债务负担差异构造双重差分,发现新型货币政策的实施通过释放高隐性债务城市地方金融机构的流动性,提升银行信贷投放和企业投融资水平,并传导至宏观经济层面,作用于居民就业收入和消费,从而影响货币政策最终目标(经济增长)。因此,本文对于如何运用基于抵押品框架的新型货币政策促进银行信贷投放和经济增长具有一定的参考意义。第三,基于抵押品框架的新型货币政策并非临时的救济工具,而是新常态下实施货币政策调控的常规模式(邓伟等,2021)^[14],因此,可以考虑将提升地方隐性债务的流动性与货币政策进一步结合,从而降低处理地方债过程中的经济波动。

二、理论分析与研究假设

1994年的分税制改革使得财权上移而事权下移,减少了地方政府可支配的财政资源,但却没有改变地方政府以经济建设为中心的目标(兰小欢,2021)^[5]。由于官员晋升激励(曹婧等,2019)^[15]、经济增长压力(Wu等,2021)^[16]以及财政预算软约束等(王永钦等,2016)^[17],地方政府具有强烈的举债动机。然而,2015年以前,受限于《预算法》和《贷款通则》的相关规定,地方政府难以直接发行债券和向银行借款,因此,地方政府纷纷成立了融资平台公司,使用土地出让金作为担保和偿债来源发行城投债^①(张莉等,2018)^[18]或通过土地抵押向银行借款(郑思齐等,2014)^[19]。一方面,晋升锦标赛的激励和财政资源的不足,使得地方政府更倾向于干预辖区内金融

^① 2015年修订的新《预算法》,也仅仅允许省、自治区、直辖市等省一级政府在国务院确定的限额内,通过发行地方政府债券举债,相比于省级政府发债受到诸如用途、规模的限制,市一级政府还没有发债的权限,通过平台公司举债仍是地方政府的最优解。

机构的信贷资源配置,为融资平台公司融资提供资金(钱先航等,2011)^[4];另一方面,中国信贷市场存在较高的地域分割特性(Huang 等,2020)^[3],资金流动不受区域间资本回报率的差异影响,信贷资源难以跨区域调配,地方金融资源往往被地方政府视为“第二财政”(刘乐峰和吴晓斌,2022)^[20]。因此,地方金融机构更多地持有本地的合格抵押品债券,尤其是融资平台公司发行的城投债。

2018 年 6 月 1 日,中国人民银行将 AA 和 AA + 级公司信用类债券纳入中期借贷便利(MLF)担保品范围。由图 1 可知,政策主要作用于各地 AA 和 AA + 等级的城投债(总的债券余额超过 12000 亿元,其中城投债超过 11000 亿元,占比 90% 以上)。与此同时,中国的债券市场缺乏流动性,2020 年成交量为 23.30 万亿元,仅为美国公司债的 23.79%(郑怡君等,2022)^[21]。特别地,就城投债的流动性而言,王永钦等(2016)^[17]使用 2007 年 1 月—2014 年 12 月处于上市状态的 2724 只城投债研究后表明,城投债交易活跃度较差,样本期内,大部分城投债的交易比较稀疏,很多债券甚至一个月都没有交易,债券的季度平均交易天数约为 14.3 天。由此可见,央行扩大 MLF 担保品范围之前,地方金融机构的流动性较难变现,具有较高的流动性风险。央行扩大 MLF 担保品范围后,地方金融机构被隐性债务占用的流动性得到了释放。一方面,金融机构能够直接使用符合条件的城投债作为抵押品向央行融资获得流动性;另一方面,城投债被纳入抵押品范围,会降低债券的信用利差(王永钦和吴娴,2019^[8];黄振和郭晔,2021^[9]),提高银行持有资产的价格,并通过银行净值渠道刺激银行信贷投放(Grosse-Rueschkamp 等,2019)^[22]。

具体而言,央行扩大 MLF 担保品范围会对实体经济产生如下积极的影响:

第一,地方银行的信贷资源有限,扩大担保品范围有利于扩大市场信贷规模。抵押品扩容前,地方政府隐性债务对地方金融机构信贷资源的占用,挤出了地方企业的投融资(Huang 等,2020^[3];余海跃和康书隆,2020^[7];田国强和赵旭霞,2019^[23]),影响了资源配置效率和货币政策传导效果。央行将 AA + 和 AA 级城投债纳入担保品范围后,释放了地方银行被隐性债务占用的流动性,降低了融资平台公司与实体企业在借贷资金需求上的竞争,从而缓解了公共部门对私人部门经济活动的挤出效应,增加当地企业从银行获取贷款的可能性,促进企业投融资。此外,当银行流动性改善时,那些曾经较难获得融资机会的企业得到信贷资金的可能性会显著增加,从而提高企业投融资水平。Grosse-Rueschkamp 等(2019)^[22]的研究表明,央行实施新型货币政策释放银行流动性后,通过资本结构渠道改善了私营企业的融资约束。他们发现,欧洲央行购买合格企业发行的债券(CSPP)降低了合格企业(高质量上市公司)在债券市场的融资成本,合格企业进而使用债券替换银行贷款,释放了银行被合格企业占用的流动性,减少了银行资本约束,从而促进非合格企业(主要是私营企业)投融资的增加。

第二,央行扩大 MLF 担保品范围后,商业银行能够使用抵押品资产向央行抵押获取低成本的担保融资,从而得以为客户提供较低利息的贷款。如果贷款利率低于实体经济的利润率,将会促进实体经济的融资需求,从而提高实体企业的投融资水平。Benetton 和 Fantino(2018)^[24]采用倍差法识别发现欧洲央行的定向长期再融资操作影响了意大利企业的信贷成本,受影响的银行在政策实施前后对企业的贷款利差减少了 20 个基点(小公司的贷款利差降低了约 60 个基点,受到的影响更大)。虽然,获得流动性的商业银行更倾向于为国企和地方融资平台等客户提供贷款和融资,但仍有部分资金能够通过“涓滴效应”流向实体企业(赵建等,2019)^[25]。

第三,地方银行信贷投放能力增强缓解企业融资约束后,还可以促进企业增加劳动力雇佣和提高员工薪酬,从而间接改善居民的消费能力,进一步拉动经济增长。一方面,企业融资约束降低了企业投资的能力,导致企业的生产规模和效率无法达到最优水平,限制了企业对劳动力的需求。罗来军等(2016)^[26]研究发现,融资困难的企业更有可能缩减投资与经营规模、放弃业务和降低职工待遇,从而压缩开支。因此,企业融资约束的缓解能够促进企业扩大生产规模、雇佣更多的劳动力,提高劳动力市场的需求,从而增加就业机会。另一方面,企业融资约束也限制了企业提高员工薪酬

的能力,使得员工的工资水平无法得到提高,进而限制了员工的消费能力。铁瑛和刘啟仁(2021)^[27]通过研究银行管制放松与人力资本升级,检验了企业融资约束机制。他们发现,融资约束的缓解能够提升企业支付技能溢价的能力和人力资本投资水平。此外,企业融资约束缓解对工资的提升实际作用到了普通员工,而非仅仅是企业利润提升后的“管理层掠夺”。

综上所述,央行扩大MLF担保品范围,将城投债纳入央行抵押品后,释放了地方银行被占用的信贷资源,增加了其对地方实体企业的信贷投放,企业可以更容易地获得融资来扩大业务规模、提高生产效率,促进企业投资。同时,企业融资的改善也有助于提高劳动力雇佣和员工薪酬水平,从而改善居民的收入水平和消费能力。由于企业投资和居民消费是拉动经济增长的重要因素,因此,政策的实施对于促进经济增长具有积极的作用。由此,本文提出如下研究假设:

H_1 :央行扩大MLF担保品范围,将城投债纳入央行抵押品,能够促进地方经济增长。

H_2 :央行扩大MLF担保品范围,通过增加地方金融机构信贷投放,提高企业的投融资、劳动力雇佣和员工薪酬,促进地方经济增长。

本研究的整体框架如图2所示:

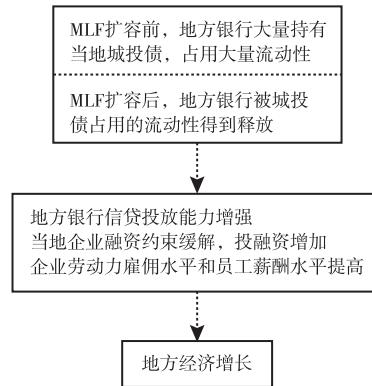


图2 MLF抵押品扩容促进经济增长的作用机制

三、研究设计

2013年以来,中国人民银行创设常备借贷便利(SLF)、抵押补充贷款(PSL)和中期借贷便利(MLF)等基于抵押品框架的新型货币政策工具进行政策调控,为市场提供流动性。如表1所示,本文根据央行网站的资料整理了政策发展和抵押品范围变化情况。2018年6月1日央行扩大了MLF担保品范围,在原有的可接受AAA级公司信用类债券的基础上,将AA和AA+级公司信用类债券纳入担保品范围^①,且该政策不采取新老划断原则,所有银行间市场上流通且符合条件的债券均可用作担保品(王永钦和吴娴,2019)^[8],这为本文的研究提供了难得的准自然实验。与此同时,地方债务的规模具有明显的地区差异(毛捷和黄春元,2018)^[28],便于从区域债务分布的差异性角度切入构造实验组和控制组,运用双重差分的方法考察政策的影响。因此,本文借鉴钱雪松和方胜(2017)^[29]以及Fang等(2014)^[30]设置实验组和控制组的方法,对样本城市进行分组^②:第一,计算

^① 本文进一步通过Wind数据库搜集2018年6月1日有记录的所有银行间市场发行的城投债数据,并根据发行时债券评级对所有债券进行描述性统计,结果表明,AA和AA+级城投债无论是数量还是债券余额均显著高于AAA级债券。城投债的评级并没有集中于AAA级的事实说明,2018年的扩容政策对城投债有较大影响。

^② 需要特别指出的是,本文实验组和控制组的划分,依赖于当地的金融机构更可能持有本地合格抵押品债券的前提条件。虽然受数据所限,难以获得具体的债券持有人的信息,但是,一方面,晋升锦标赛的激励和融资来源的受限,使得地方政府只能通过干预地方金融机构的信贷资源配置,为融资平台公司融资提供资金;另一方面,由于金融市场存在地域分割,上述问题被进一步放大,因此,必然会导致当地金融机构更多地持有本地的合格抵押品债券,尤其是融资平台公司发行的城投债。

出各城市政策实施当天在银行间市场交易的 AA 和 AA + 级公司信用类债券余额(符合标准的债券);第二,使用该余额与各城市 2017 年 GDP 的比值计算出符合标准的债券占 GDP 的比例;第三,以该比例的 33% 和 67% 分位数作为临界值,将城市分为三组,占比最高的三分之一视为实验组,最低的三分之一为控制组。

表 1

央行新型货币政策

工具名称	政策发展	时间	针对对象	抵押品范围变化
常备借贷便利	创设 SLF	2013 年 1 月	政策性银行和全国性商业银行	高等级债券资产及优质信贷资产等
抵押补充贷款	创设 PSL	2014 年 4 月	政策性银行	高等级债券资产和优质信贷资产
中期借贷便利	创设 MLF	2014 年 9 月	符合宏观审慎管理要求的商业银行、政策性银行	国债、央行票据、政策性金融债、高等级信用债等优质债券
	抵押品扩容	2018 年 6 月		在原有基础上,纳入不低于 AA 级的小微、绿色和“三农”金融债,AA +、AA 级公司信用类债券、优质的小微企业贷款和绿色贷款

资料来源:中国人民银行官网

这样的设定使得地方金融机构信贷资金的释放在两组城市之间呈现差异性,对于实验组而言,在央行扩大 MLF 担保品范围之前,当地金融机构的信贷资金被城投债占用得越多,政策出台后,金融机构受政策影响,释放的信贷头寸越多,增加信贷投放、促进地方经济增长的可能性越大,这种分组方式的设计也为下文使用双重差分模型进行实证分析创造了条件。此外,一方面,由于城投债被纳入抵押品会降低其信用利差,因此,也会降低对应平台公司银行贷款的风险溢价,从而提高持有这些资产的地方金融机构的净值及信贷投放能力;另一方面,城投债和地方政府隐性负债高度相关,相关性高达 0.94^①,城投债的分布能较为准确地反映地方政府隐性债务的分布情况。为此,本文的研究设计还有助于考察释放金融机构被整体地方政府隐性债务占用的流动性,对缓解企业融资约束,推动地方经济增长所发挥的作用。

1. 回归模型设定

基于上述分析,本文构建如下模型检验抵押品框架下新型货币政策如何影响地区经济增长:

$$\ln Pergdp_{c,t} = \alpha + \beta High_c \times Post_t + \eta Control_{c,t-1} + \gamma_c + \theta_t + \varepsilon_{c,t} \quad (1)$$

其中,下标 c 表示城市, t 表示年份;被解释变量定义为人均 GDP 的对数值($\ln Pergdp$),以此来衡量新型货币政策对地区经济发展的作用(毛捷和曹婧,2021)^[31]; $High$ 为分组变量,实验组取 1,控制组取 0; $Post$ 为央行是否出台政策的虚拟变量,对于 2018—2020 年的样本, $Post$ 取 1,否则取 0。 $Control_{c,t-1}$ 为城市层面滞后一期的控制变量,借鉴部分文献的研究(郭峰和熊瑞祥,2018^[32];毛捷和黄春元,2018^[28]),本文在回归中加入如下控制变量:(1)城市人口密度,用市区人口和面积的比重表示,反映人口集聚对经济增长的影响,记为 $Popden$;(2)中等学校在校学生数,用中等职业技术学校在校学生数和城市年平均人口数的比重表示,反映城市对人力资本的投资,记为 $Student$;(3)财政压力,用地方财政一般预算支出和 GDP 的比重表示,记为 $Govexp$;(4)产业结构,用第二产业增加值与 GDP 的比重表示,记为 $SGDP$;(5)就业比例,用从业人员数与总人口之比表示,记为 EMP 。 γ_c 和 θ_t 分别为城市固定效应和年份固定效应,用于控制不可观测的城市特征和宏观经济特征对地方

① 根据图 1 计算的各省份城投债与融资平台公司带息债务的相关系数的平均值。

经济增长的影响。另外,为了控制自相关问题,本文所有估计系数的标准误均为城市层面的聚类稳健标准误。本文着重关心系数 β ,代表了新型货币政策的实施对实验组城市经济增长的平均影响。

2. 数据说明

本文使用的公司信用类债券的相关数据来自万得(Wind)数据库;上市公司的财务数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)数据库和国泰安(CSMAR)数据库;城市层面的宏观数据来源于历年《中国城市统计年鉴》;融资平台公司有息债务数据来源于徐军伟等(2020)^[2]构建的新口径融资平台债务数据库。2014年央行创设了抵押补充贷款和中期借贷便利,而2020年以后的新冠疫情对中国宏观经济和金融市场造成了巨大冲击,为避免上述事件对本文实证结果可能的干扰,本文选择2015—2020年作为样本区间。此外,本文在机制分析部分使用上市公司数据前,进行了如下筛选和处理以增加数据的代表性:(1)剔除了样本期内可能处于异常状态的企业,如ST和^{*}ST股票;(2)剔除金融行业的企业;(3)剔除了B股;(4)为了消除异常值的影响,本文对所有连续变量进行前后1%缩尾处理。

表2为主要变量的描述性统计。人均GDP(*lnPergdp*)的最小值和最大值分别为9.6209和11.9136,金融机构贷款(*lnLoan*)的最小和最大值分别为14.2037和19.4659,地区就业水平(*lnEMP*)的最小值和最大值分别为2.0899和6.3004,这表明不同城市在经济增长、金融发展水平和就业方面存在一定程度的异质性。企业层面变量的描述性统计表明,样本公司之间存在较大的异质性特征。银行借款(*Loan_Ratio*)的均值为0.2053,标准差为0.1269,长期银行借款(*Lloan_Ratio*)的均值为0.0917,标准差为0.0979,固定资产投资*Fix_Inv*的均值为0.028,标准差为0.0346,说明我国企业的投融资水平存在较大差异。此外,这些指标的最小值和最大值也相差较大,进一步反映了不同企业间的差异性。其他相关变量特征值如表2所示。

表2 描述性统计

变量		均值	中位数	标准差	最小值	最大值	观测值
主要被解释变量	人均GDP	<i>lnPergdp</i>	10.8952	10.8403	0.5148	9.6209	11.9136
	金融机构贷款	<i>lnLoan</i>	16.8858	16.6266	1.12	14.2037	19.4659
	地区就业水平	<i>lnEMP</i>	3.7988	3.7165	0.8472	2.0899	6.3004
	居民收入	<i>lnwage</i>	11.0776	11.1075	0.1842	10.7162	11.2831
	居民消费	<i>ln_CS</i>	9.9677	9.8724	0.6565	7.7647	11.1609
	银行借款	<i>Loan_Ratio</i>	0.2053	0.1898	0.1269	0.0062	0.609
	长期银行借款	<i>Lloan_Ratio</i>	0.0917	0.0579	0.0979	0	0.4785
	固定资产投资	<i>Fix_Inv</i>	0.028	0.0154	0.0346	0	0.1866
	员工雇佣数量增长率	<i>Emp_ratio</i>	11.7997	11.7509	0.4638	10.7214	13.0647
	年度人均员工薪酬	<i>lnperWage</i>	0.0479	0.0219	0.158	-0.2293	0.4282
核心解释变量	该地区是否为实验组	<i>High</i>	0.4965	0	0.5002	0	1
	该年份是否出台政策	<i>Post</i>	0.5005	1	0.5003	0	1
	该地区该年份是否接受处理	<i>High × Post</i>	0.2487	0	0.4325	0	1
城市控制变量	城市人口密度	<i>Popden</i>	5.918	6.0755	0.8646	2.8977	7.6158
	中等学校在校学生数	<i>Student</i>	0.0098	0.0089	0.0055	0.0018	0.0396
	财政压力	<i>Govexp</i>	0.2004	0.174	0.0986	0.0439	0.6384
	产业结构	<i>SGDP</i>	0.4479	0.459	0.1	0.199	0.755
	就业比例	<i>EMP</i>	0.1439	0.0994	0.1214	0.0316	0.7014

四、实证检验和分析

为考察新型货币政策如何通过释放地方隐性债务占用的信贷资源影响地方经济增长,本文进行了如下实证检验:第一,使用双重差分识别央行扩大 MLF 担保品范围的政策对地方经济增长的影响;第二,采用平行趋势检验、PSM-DID 和安慰剂检验等展开模型的有效性分析;第三,分别进行了替换核心解释变量、被解释变量以及剔除特殊年份等稳健性检验。

1. 基础模型回归结果

表 3 列示了基准模型回归的结果,可以看出,政策的实施对地方经济增长有明显的促进作用,以第(2)列为例,相对于低隐性债务负担的城市,央行扩大 MLF 担保品范围使得高隐性债务负担城市的人均 GDP 显著提高约 7%。这表明,央行将城投债纳入抵押品范围会通过释放地方金融机构的流动性,推动高隐性债务负担城市经济更快地增长,假设 H_1 得到验证。由于扩大抵押品范围政策囊括了全部 AA 级和 AA + 级债券,并非针对特定城市融资平台公司的债券,因此,抵押品扩大政策与地方债务负担的差异无关,即处理能够很好地满足外生性条件。此外,本文还参考郭峰和熊瑞祥(2018)^[32] 以及毛捷和黄春元(2018)^[28] 的研究,控制了其他影响城市经济增长的因素,并在此基础上,进一步添加了城市固定效应和年份固定效应,以控制不可观测的城市特征和宏观经济特征对地方经济增长的影响。为了进一步确保识别的有效性,本文接下来还进行了平行趋势检验、PSM-DID 回归和安慰剂检验等,结果表明,本文的识别策略是可靠的,结论稳健有效。

表 3

基准模型回归结果

变量	<i>lnPergdp</i>	
	(1)	(2)
<i>High</i> × <i>Post</i>	0.1008 *** (0.0348)	0.0695 *** (0.0218)
<i>High</i>	-0.0368 (0.0260)	
<i>Post</i>	0.2422 *** (0.0250)	
<i>Popden</i>	-0.0770 *** (0.0124)	0.1179 (0.1679)
<i>Sudent</i>	5.1592 *** (1.8106)	0.9531 (2.2734)
<i>Govexp</i>	-2.3879 *** (0.1181)	-0.5855 *** (0.1014)
<i>SGDP</i>	0.4469 *** (0.0991)	0.3976 *** (0.1341)
<i>EMP</i>	2.5590 *** (0.0792)	0.7246 ** (0.2869)
常数项	11.0828 *** (0.1031)	10.0044 *** (1.0240)
城市/年份固定效应	否	是
样本量	923	923
R ²	0.7384	0.9678

注:***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著;括号中是城市层面的聚类稳健标准误,下同

进一步地,本文分析控制变量的影响效应。表3第(2)列显示,财政压力(*Govexp*)对经济增长有显著的负向影响,较大的财政压力意味着地方政府在经济运行中需要将更多财政资源用于还债、支付利息等财政支出,从而减少在基础设施建设、教育、医疗等领域的支出。这些领域的投资通常对经济增长有积极影响。产业结构(*SGDP*)的估计系数显著为正,第二产业通常包括制造业、建筑业等与实体经济相关的行业。第二产业的增加值在GDP中所占比重越高,表明实体经济良好,有助于促进就业增长、提高劳动生产率,并推动其他相关行业的发展,从而促进经济增长。就业比例(*EMP*)对经济增长有显著的正向影响,从业人数占总人口比例的增加意味着更多的人参与到经济活动中,就业机会的增加有助于提高居民收入水平,刺激消费需求,从而促进经济增长。整体而言,本文引入的控制变量能够较好地解释地方经济增长。

2. 双重差分的有效性分析

(1) 平行趋势检验。为了进行平行趋势检验,并考察央行扩大MLF担保品范围对人均GDP的动态影响,本文基于2015—2020年的样本,参考钱雪松和方胜(2021)^[33]的做法,构造时间虚拟变量*Before_2*、*Before_1*、*After_0*、*After_1*和*After_2*,分别在2016年、2017年、2018年、2019年和2020年取1,其他年份取0(2015年为基准组)。加入上述时间虚拟变量与*High*的交互项,并且在公式(1)中替换核心解释变量,检验结果如表4第(1)列所示,政策实施前系数均不显著,但在政策实施后的系数都显著为正。检验结果表明:在政策实施前,高隐性债务负担和低隐性债务负担城市的人均GDP没有系统性差异,满足平行趋势假设,央行扩大MLF担保品范围后,显著推动高隐性债务负担城市经济更快地增长,且随着时间的推移,效果逐渐增强。

(2) PSM-DID。使用双重差分法估计政策冲击效果的前提是实验组和控制组的选择是随机的。然而,城市的隐性债务负担与地区的经济特征相关,例如财政收入不足的地方,更容易通过平台公司融资,弥补地方财政资金的不足。因此,根据债务负担高低进行分组可能并不随机,样本的经济特征可能存在系统性的差异。为了解决样本分组的非随机性^①,本文使用倾向得分匹配法,从低隐性债务负担的城市中筛选出各方面与高隐性债务负担城市相似的城市进行匹配。具体而言,本文采用卡尺内的k近邻匹配方法进行样本匹配(卡尺距离为0.01),按照1:4的比例从控制组中找出与实验组特征相近的样本^②,以最小化估计的均方误差,在第一阶段是否是高隐性债务负担城市的估计中,本文加入了公式(1)中的控制变量,配对样本的平衡性检验结果显示^③,协变量在匹配之后的实验组和控制组之间不存在显著差异,这说明倾向得分匹配后各变量的分布更加平衡。本文基于倾向得分匹配后的样本,对公式(1)重新进行实证检验,表4第(2)列展示了回归结果,实证结果表明,考虑了样本选择偏差后,双重差分结果与匹配前相比估计系数和显著性水平基本保持不变,说明基准模型的估计结果是稳健的。

^① 一些不可观测的遗漏变量导致本文仍然面临处理组和控制组划分的内生性问题,仅使用PSM方法进行分析还不足以令人信服。因此本文还进行了以下工作:^①控制城市和年份固定效应,减轻遗漏变量导致的内生性问题;^②通过构建反事实的方法进行安慰剂检验以排除不可观测因素的影响;^③使用Logit模型检验处理组城市的选择标准,保证处理组和控制组的选取与地方经济发展状况(经济增长)无关,排除了循环回归的可能性;^④利用Heckman两步法修正处理组和控制组存在自我选择的选择性偏差问题。上述结果表明,基准模型的估计结果是稳健的(后两项工作限于篇幅未列示,相关结果备索),因此,即使无法完全排除内生性问题,本文的因果关系基本成立。

^② 值得注意的是,控制组样本被匹配的次数越多,参与回归时越应该被重视,针对这一问题,本文进一步采取1:1无放回匹配以及加权核匹配的方法进行倾向得分匹配,前者处理组和控制组样本最多被匹配一次,后者将样本权重代入回归方程以充分考虑某个观测值是否成功匹配以及匹配的重要性程度。限于篇幅未列示结果,但即使考虑了控制组样本匹配次数的问题,双重差分的结果与匹配前相比估计系数、显著性水平基本保持不变,说明本文的结论稳健有效。

^③ 限于篇幅未列示,相关结果备索。

表 4

有效性分析

变量	平行趋势检验		PSM-DID		安慰剂检验	
	<i>InPergdp</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)		
<i>High × Post</i>		0.0626 *** (0.0233)	0.0165 (0.0131)	0.0093 (0.0108)		
<i>High × Before_2</i>	0.0136 (0.0144)					
<i>High × Before_1</i>	0.0276 (0.0184)					
<i>High × After_0</i>	0.0544 *** (0.0202)					
<i>High × After_1</i>	0.0671 ** (0.0335)					
<i>High × After_2</i>	0.1241 *** (0.0334)					
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	923	798	449	449		
R ²	0.9682	0.9628	0.9925	0.9925		

(3) 安慰剂检验。为了进一步验证共同趋势假设,并排除与处理相关的不可观测因素影响识别结果的可能,本文接下来通过构建反事实的方法进行安慰剂检验。本文首先参考刘啟仁和赵灿(2020)^[34]的研究,把样本期设定在政策发生前的2015—2017年,考察在该样本期内任意设置政策实施的年份,是否会造成实验组和控制组城市经济增长之间的显著差异。具体而言,将政策冲击时间分别设定为2016年和2017年,代入公式(1)替换Post进行回归,估计结果列示在表4第(3)和第(4)列中。结果显示,所有交互项的估计系数均不显著,表明在没有政策干预时,实验组和控制组的经济增长满足共同趋势假设,进一步保证了识别结果的有效性。

此外,本文还将样本随机分入实验组和控制组,并假定实验组在2018年受到了政策冲击,进而估计虚拟政策的效果(王剑程等,2020)^[35]。本文将上述过程重复了500次进行回归分析,并在图3展示了500次随机生成实验组的估计系数核密度以及对应p值的分布。由图3可知,回归系数的均值接近于0,且绝大部分p值大于0.1。此外,图3竖线代表的基准模型中的估计系数在安慰剂检验的结果中属于明显的异常值。基于随机分组的安慰剂检验排除了与处理相关的不可观测因素造成内生性的可能,进一步支持了识别结果的有效性。

3. 稳健性检验

(1) 变换核心解释变量。前文基准模型中使用符合标准的债券占GDP比例的33%和67%分位数作为临界值对城市进行分组,为了避免特定分组方式对结果造成影响,本文进一步采用以下几种分组方式进行回归分析:第一,直接定义符合标准的债券占GDP的比例为处理变量(*High1 × Post*)。第二,选取符合标准的债券占GDP比例的中位数作为分组标准,将占比高的二分之一作为实验组,其余记为控制组(*High2 × Post*)。第三,定义各城市符合标准的债券余额的对数为处理变

量 ($High3 \times Post$)。表 5 的第(1)~(3)列列示了上述回归的结果。结果表明,改变核心解释变量的定义方法并没有改变基准回归的结论,结果依然稳健。

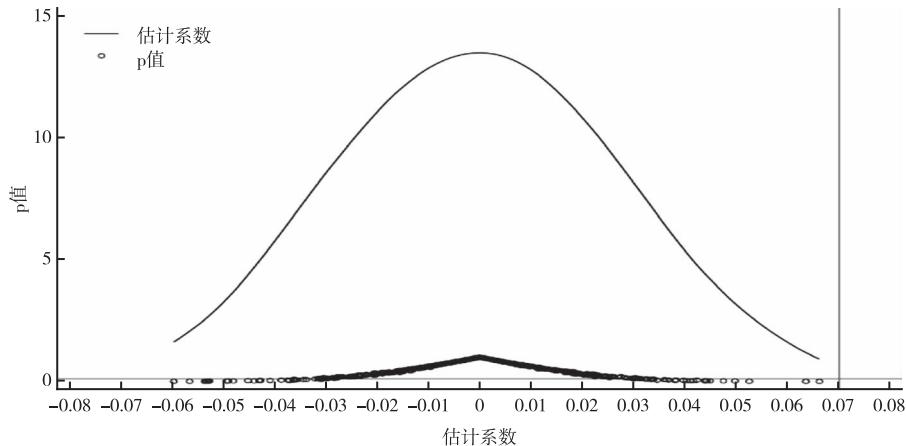


图 3 安慰剂检验

(2) 变换被解释变量。本文在基准模型回归中使用人均 GDP 的对数值来衡量经济增长,除此之外,国内生产总值(GDP)也是经济增长的重要衡量指标。鉴于此,本文使用 GDP 的对数值衡量经济增长,检验基准模型结果的稳健性。此外,由于人均 GDP 是以货币名义价值统计的变量,本文利用居民消费者价格指数(以 1978 年为基年)将其换算为实际价值,剔除物价因素的影响。表 5 第(4)和第(5)列显示,变换被解释变量即使用 GDP 的对数值($\ln GDP$)和剔除物价因素影响后的人均 GDP($\ln Pergdp1$)进行回归,计量结果与基本模型的结果无明显差异,本文基本结论依然稳健。

(3) 剔除特殊年份。由于研究样本时间跨度中包含 2015 年,而 2015 年发生的股市异常波动可能会对实证结果造成影响,导致回归结果产生偏误,因此,本文将 2015 的数据剔除后重新回归。回归结果如表 5 第(6)列所示,核心解释变量与基准模型回归结果的方向及显著性水平相同,这说明,剔除了可能影响本文结果的特殊年份后,本文的结论依然成立。

表 5 稳健性分析

变量	变换核心解释变量			变换被解释变量		剔除特殊年份
	$\ln Pergdp$	$\ln Pergdp$	$\ln Pergdp$	$\ln GDP$	$\ln Pergdp1$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$High \times Post$				0.1001 *** (0.0287)	0.0658 *** (0.0217)	0.0577 *** (0.0201)
$High1 \times Post$	0.4612 *** (0.1707)					
$High2 \times Post$		0.0603 *** (0.0174)				
$High3 \times Post$			0.0138 ** (0.0064)			
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1394	1394	1164	971	923	758
R ²	0.9645	0.9649	0.9709	0.9604	0.9677	0.9717

五、作用机制

虽然前文已经证实央行扩大 MLF 担保品范围的政策能够促进地区经济增长,但是,该政策通过何种机制发挥作用仍有待进一步研究。第一,抵押品范围的扩大能够释放地方金融机构的流动性:一方面,金融机构能够使用这些债券作为抵押品向央行融资获得流动性;另一方面,担保债券信用利差的下降,不但会提高担保债券的价格,也会降低对应融资平台公司贷款的风险溢价,从而提高持有这些资产的银行的净值和信贷投放能力。地方金融机构流动性压力缓解后,能更好地为地方经济发展提供信贷资源,促进地区经济增长。第二,银行流动性的改善,会降低地方隐性债务对企业投融资的挤出效应,强化对实体经济的支持力度,从而有助于地方经济增长。第三,企业融资约束缓解后,会通过增加劳动力雇佣和员工薪酬提高自身的长期竞争力,从而有助于提高居民收入,间接改善居民消费能力,进一步发挥内需对经济增长的拉动作用。

1. 抵押品扩容对地方金融机构贷款的影响

为了验证政策的实施会增加地方金融机构信贷投放的猜想,本文构建金融机构贷款指标,定义为城市年末金融机构各项贷款余额的对数($\ln\text{Loan}$),对该指标上下 1% 缩尾并代入公式(1)进行回归。表 6 第(1)和第(2)列为相关的回归结果,两列的系数均显著为正,说明抵押品框架下新型货币政策的实施显著促进了地方金融机构贷款的增加,初步验证了假设 H_2 的内容,且信贷扩张的程度与基准回归中人均 GDP 增长的幅度基本一致,这也进一步说明了本文结论的合理性。

表 6 抵押品扩容对地方金融机构贷款的回归结果

变量	$\ln\text{Loan}$	
	(1)	(2)
$High \times Post$	0.0564 ** (0.0244)	0.0674 *** (0.0241)
控制变量	不控制	控制
城市/年份固定效应	是	是
样本量	987	971
R^2	0.9900	0.9903

2. 抵押品扩容对当地企业投融资的影响

为检验该渠道是否发挥作用,本文选用 2015—2020 年间上市公司季度的财务数据,并构建以下模型(2)研究抵押品扩容政策对企业银行借款和投资的影响。

$$y_{i,c,t} = \alpha + \beta High_c \times Post_t + \eta X_{i,c,t-1} + \lambda Z_{c,T} + \delta_c + \gamma_i + \theta_t + \varepsilon_{i,c,t} \quad (2)$$

其中,下标 c 表示城市, i 表示企业, t 表示季度,对于 2018 年第二季度以后的样本, $Post$ 取 1, 否则取 0。参考以往文献的研究,被解释变量 $y_{i,c,t}$ 按照如下方式设置:本文参考李仲飞等(2019)^[36] 和陆正飞和杨德明(2011)^[37] 的研究,构建银行借款指标,定义为“(短期借款 + 长期借款 + 一年内到期的长期借款)/总资产”($Loan_Ratio$);为区分信贷融资期限的差异,本文进一步生成长期银行借款指标,定义为“(长期借款 + 一年内到期的长期借款)/总资产”($Llong_Ratio$);本文构建固定资产投资指标,采用购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金之和(Fix_Inv)来表示,并使用总资产进行标准化(Gulen 和 Ion, 2016^[38]; 刘贯春等, 2020^[39]); $X_{i,c,t-1}$ 为滞后一期的企业层面的控制变量,包括企业总资产的对数($Size$)、企业固定资产与总资产的比值($Tangible$)、企业的总资产报酬率(ROA)、企业的账面市值比(BM)、企业的留存收益和总资产的比值(RE)、企业经营活动产生的现金流量与总资产的比值($Cashflow$)以及企业的杠杆率(LEV); $Z_{c,T}$ 为城市层面年度的宏观变

量,包括金融机构贷款余额与 GDP 之比(*Loan*)和金融机构的平均存贷比(金融机构贷款余额与存款余额之比,*LTD*)。

对上述指标进行上下缩尾 1% 后代入公式(2)进行回归,估计结果列示在表 7 第(1)~(3)列中,结果显示,政策的实施显著提高了处理组城市企业的银行借款和投资^①,且主要作用于企业的长期借款,进一步验证了假设 H₂。由于 MLF 政策工具的期限大多为一年,因此商业银行向央行借入长期资金后,也会增加长期资产的配置以平衡商业银行的资产负债表,这也与郭晔和房芳(2021)^[13]的结论相一致。结果表明,央行扩大 MLF 担保品范围的政策,不仅释放了金融机构的流动性,还将金融资源传导到了实体经济,产生了外溢效应。囿于数据的限制,本文选用的是上市公司样本,而这些企业本身拥有较多的融资渠道,受新型货币政策的影响较小。基于抵押品的货币政策是一种结构性的、灵活的货币政策,并且货币政策目标具有定向性特征,更倾向于引导地方金融机构支持小微企业和民营企业(王永钦和吴娴,2019)^[8]。因此,有理由相信抵押品范围的扩大对主要依靠当地金融机构的非上市公司投融资的提升作用会更大。

表 7 抵押品扩容对当地企业投融资的回归结果

变量	<i>Loan_Ratio</i>	<i>Lloan_Ratio</i>	<i>Fix_Inv</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>High × Post</i>	0.0119 ** (0.0058)	0.0127 ** (0.0060)	0.0026 * (0.0015)
<i>Size</i>	-0.0032 (0.0051)	0.0119 ** (0.0047)	-0.0016 (0.0012)
<i>Tangible</i>	0.0766 *** (0.0224)	0.0217 (0.0324)	-0.0435 *** (0.0064)
<i>ROA</i>	-0.2819 *** (0.0480)	-0.0854 ** (0.0366)	0.0319 *** (0.0074)
<i>BM</i>	0.0158 * (0.0091)	0.0091 (0.0076)	-0.0134 *** (0.0020)
<i>RE</i>	0.0526 ** (0.0247)	0.0154 (0.0203)	0.0153 *** (0.0036)
<i>Cashflow</i>	-0.1637 *** (0.0209)	-0.0524 *** (0.0166)	-0.0017 (0.0037)
<i>LEV</i>	0.4057 *** (0.0183)	0.1879 *** (0.0160)	0.0131 *** (0.0037)
<i>Loan</i>	-0.0092 (0.0075)	-0.0059 (0.0061)	0.0013 (0.0015)
<i>LTD</i>	0.0347 (0.0242)	-0.0025 (0.0209)	-0.0082 (0.0052)
常数项	0.0367 (0.1148)	-0.2725 ** (0.1075)	0.0740 *** (0.0269)
城市/企业/季度固定效应	是	是	是
样本量	10530	11492	44716
R ²	0.8626	0.8483	0.5902

① 此外,为了进一步减少样本的损失,尝试在计算 *Loan_Ratio* 和 *Lloan_Ratio* 时剔除“一年内到期的长期借款”,结果显示,在回归样本增加的同时,无论是回归系数大小、方向还是显著性都基本保持不变,本文的结论未发生改变。限于篇幅未列示,相关结果备索。

3. 抵押品扩容对当地企业劳动力雇佣及薪酬的影响

为验证该渠道,本文进一步从 2015—2020 年上市公司年报中获取数据,并分别参考潘凌云和董竹(2021)^[40]以及徐高彦等(2018)^[41]的研究,定义企业年度员工雇佣数量增长率指标(*Emp_ratio*)和企业年度人均员工薪酬指标(*lnperWage*)作为被解释变量,以衡量企业劳动雇佣和职工薪酬情况。相关检验结果列示在表 8 第(1)~(4)列中,估计结果表明,抵押品扩容显著增加了当地企业的劳动力雇佣数量和员工薪酬,至此,假设 H₂ 的内容完全得到验证。员工就业水平的提高和工资收入的增长,有助于间接改善居民消费能力,进一步提振总需求,拉动经济增长。

表 8 抵押品扩容对当地企业劳动力雇佣及薪酬的回归结果

变量	<i>Emp_ratio</i>		<i>lnperWage</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
High × Post	0.0159 * (0.0087)	0.0157 * (0.0084)	0.0316 ** (0.0136)	0.0290 ** (0.0129)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制
城市/企业/年度固定效应	是	是	是	是
样本量	11943	11075	12964	11998
R ²	0.3104	0.3561	0.8919	0.9007

六、关于经济增长的进一步分析

虽然新型货币政策能够通过释放地方金融机构的流动性,增加地方金融机构的信贷供给,降低地方隐性债务对企业投融资的挤出效应,从而推动地方经济增长,但如果由金融机构信贷扩张推动的经济增长,仅仅是由于固定资产投资增加所致,缺少对城镇居民就业和消费水平提升的实质性贡献,这将会降低新型货币政策对经济增长的作用效果。虽然,本文在之前的微观企业层面的讨论中,已经证明抵押品扩容政策的实施有助于提高当地企业的劳动力雇佣水平和员工薪酬,但是,一方面,政策的实施是否能够传导到宏观经济层面仍有待研究;另一方面,工资性收入增长是促消费的重要基础和前提,稳就业和增收入有助于提振居民消费信心,改善民生。为此,在本部分的分析中,本文将进一步考察新型货币政策对宏观层面居民就业、收入和消费的影响,以期更为全面地评估新型货币政策对推动经济增长所发挥的作用。

1. 居民就业

充分就业是央行货币政策宏观调控最为重要的目标之一,实现经济增长与扩大就业的良性互动是保证经济高质量发展的关键。由上文可知,抵押品框架下新型货币政策的实施提高了实体企业投融资和劳动力雇佣水平,因此,有助于提升地区就业水平。与此同时,制造业作为实体经济的最有力支撑,也一直是央行货币政策支持的重点,央行发布的《2019 年第二季度中国货币政策执行报告》中就指出,要创新完善货币政策工具,引导金融机构加大对制造业、民营企业的中长期融资。为了考察抵押品框架下新型货币政策实施是否提高了地区就业水平,尤其是制造业就业水平,本文参考董艳梅和朱英明(2016)^[42]构建地区就业水平指标,采用期末从业人数的对数(*lnEMP*)来表示,并进一步用 *lnPRI*、*lnSEC* 和 *lnTER* 表示第一产业、第二产业和第三产业的从业人数的对数,以衡量新型货币政策对不同产业就业水平影响的异质性,将上述变量作为被解释变量代入公式(1)中进行估计^①,估计结果列示在表 9 第(1)~(4)列中。结果显示,与低隐性债务的城市相比,新型

① 为防止共线性,回归时省略了就业比例(*EMP*)这一控制变量。

货币政策的实施显著提高了高隐性债务城市的总体就业水平,就业水平在政策实施后增长了约7%。考虑到就业结构,政策的实施主要带动了第二产业劳动力就业的增加,但对第一和第三产业就业的带动作用相对有限。这也说明,央行发挥了货币政策的结构引导作用,将信贷资源配置到经济社会发展的重点领域。

表 9

抵押品扩容对居民就业的回归结果

变量	<i>lnEMP</i>	<i>lnPRI</i>	<i>lnSEC</i>	<i>lnTER</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>High × Post</i>	0.0691 *** (0.0225)	0.0522 (0.1216)	0.1159 *** (0.0350)	0.0206 (0.0196)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市/年份固定效应	是	是	是	是
样本量	972	964	975	975
R ²	0.9870	0.8757	0.9805	0.9881

2. 居民收入和消费

消费是保证经济平稳运行的“压舱石”,而收入是决定消费最主要的因素。抵押品框架下新型货币政策的实施有助于释放地方金融机构被占用的信贷资源,缓解地方企业的融资约束,促进企业投融资,并增加就业。就业水平的提升一方面有助于增加居民的工资收入;另一方面,有利于提升居民对未来稳定收入的预期,从而提振居民消费信心,带动居民消费水平提高。为了考察新型货币政策的实施是否会增加居民收入和消费,本文分别构建居民收入指标,定义为“职工平均工资的对数”(*lnwage*)和居民消费指标(崔广亮和高铁梅,2020)^[43],定义为“人均社会消费品零售总额的对数”(*ln_CS*),并且代入公式(1)中进行回归,回归结果列示在表 10 第(1)~(4)列中。结果显示,核心解释变量的估计系数显著为正,相对于低隐性债务负担城市,抵押品扩容后,高隐性债务负担城市的居民平均工资和消费分别提升了约3%和14%,说明新型货币政策的实施,在当前地方政府隐性债务负担较为严重的背景下,促进了居民收入和消费的增加,为经济进一步增长提供了更加持续和稳定的动力。

表 10 抵押品扩容对居民收入和消费的回归结果

变量	<i>lnwage</i>		<i>ln_CS</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>High × Post</i>	0.0370 ** (0.0145)	0.0270 * (0.0148)	0.1112 *** (0.0346)	0.1424 *** (0.0314)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制
城市/年份固定效应	是	是	是	是
样本量	981	966	981	965
R ²	0.8687	0.8755	0.9325	0.9409

七、结论与启示

考察新型货币政策能否通过释放地方政府隐性债务占用的信贷资源,扩张信贷、促进实体经济发展,从而推动地方经济增长具有重要的研究价值。本文借助2018年6月1日中国人民银行扩大MLF担保品范围的准自然实验,基于地方政府隐性债务负担的视角,使用双重差分法识别了抵押品框架下新型货币政策的实施对地方经济增长的影响与作用机制。研究发现:央行扩大MLF担保

品范围显著促进了高隐性债务负担城市人均 GDP 的增长。作用机制上,政策实施不仅促进了地方金融机构的信贷投放,还提升了处理组城市企业的长期银行借款以及企业投融资,增加了企业的劳动力雇佣和员工薪酬,从而推动了经济增长。进一步研究显示,政策的实施还显著促进了居民就业,且主要带动了第二产业劳动力就业的增加,从而增加了居民收入和消费,为经济进一步增长提供了更加持续和稳定的动力。

本文对于我国新型货币政策的实施有如下启示作用:第一,将 AA 和 AA + 级公司信用债纳入 MLF 担保品范围有助于缓解地方金融机构的流动性约束,增加银行的信贷投放,促进地方经济增长。因此,基于抵押品框架的新型货币政策要想发挥更大作用,需要进一步增加地方金融机构的流动性。就地方政府债券而言:一方面,2021 年银行间债券市场中,商业银行是最主要的持有人,占比约 87%^①;另一方面,2021 年 2 月中央经济工作会议提出超前基建以来,各地方政府高度重视财政政策并通过发行专项债券为基建项目提供资金,以带动基建投资和经济增长。因此,在风险可控的前提下,若央行能适度提高专项债的抵押率,或为商业银行使用专项债抵押融资提供更好的政策支持,这样既有利于保证基建项目必要的资金需求,也有利于降低地方政府的融资成本,同时还能通过“替代效应”缩减用于借新还旧和补充流动性的城投债的发行(邱志刚等,2022)^[1],从而在为重大战略项目提供必要资金的同时,遏制隐性债务的增加,推动经济高质量发展。货币政策与财政政策协调配合,能更好地激发市场增长动能,从而实现稳增长和保就业的目标。第二,我国基于抵押品框架的新型货币政策并非临时的救济工具,而是新常态下实施货币政策调控的常规模式(邓伟等,2021)^[14],因此,可以考虑将提升地方隐性债务的流动性与货币政策进一步结合,从而降低处理地方债过程中的经济波动。地方隐性债务流动性的提高既有利于改善地方金融机构的资产负债表,减少与抵押品资产相关的流动性风险,同时也缓解了地方融资平台借新还旧的偿债压力,有利于平台公司盘活资产,实现市场化转型,用时间换空间,更好地打赢防范化解隐性债务风险的攻坚战。

参考文献

- [1] 邱志刚,王子悦,王卓.地方政府债务置换与新增隐性债务——基于城投债发行规模与定价的分析[J].北京:中国工业经济,2022,(4):42-60.
- [2] 徐军伟,毛捷,管星华.地方政府隐性债务再认识——基于融资平台公司的精准界定和金融势能的视角[J].北京:管理世界,2020,(9):37-59.
- [3] Huang, Y., M. Pagano, and U. Panizza. Local Crowding-Out in China[J]. The Journal of Finance, 2020, (6):2855 - 2898.
- [4] 钱先航,曹廷求,李维安.晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为[J].北京:经济研究,2011,(12):72-85.
- [5] 兰小欢.置身事内——中国政府与经济发展[M].上海人民出版社,2021.
- [6] 党均章,王庆华.地方政府融资平台贷款风险分析与思考[J].太原:银行家,2010,(4):11-16,6.
- [7] 余海跃,康书隆.地方政府债务扩张、企业融资成本与投资挤出效应[J].北京:世界经济,2020,(7):49-72.
- [8] 王永钦,吴娴.中国创新型货币政策如何发挥作用:抵押品渠道[J].北京:经济研究,2019,(12):86-101.
- [9] 黄振,郭晔.央行担保品框架、债券信用利差与企业融资成本[J].北京:经济研究,2021,(1):105-121.
- [10] 王国刚.关于“地方政府融资平台债务”的冷思考[J].北京:财贸经济,2012,(9):14-21.
- [11] 宋立.市政收益债券:解决地方政府债务问题的重要途径[J].北京:管理世界,2004,(2):27-34.
- [12] 梁琪,郝毅.地方政府债务置换与宏观经济风险缓释研究[J].北京:经济研究,2019,(4):18-32.
- [13] 郭晔,房芳.新型货币政策担保品框架的绿色效应[J].北京:金融研究,2021,(1):91-110.
- [14] 邓伟,宋敏,陈雄兵.借贷便利影响了商业银行贷款期限结构吗[J].北京:财贸经济,2021,(9):83-96.
- [15] 曹婧,毛捷,薛熠.城投债为何持续增长:基于新口径的实证分析[J].北京:财贸经济,2019,(5):5-22.
- [16] Wu, H., J. Yang, and Q. Yang. The Pressure of Economic Growth and the Issuance of Urban Investment Bonds: Based on Panel

^① 数据来源于中债登。

Data from 2005 to 2011 in China [J]. Journal of Asian Economics, 2021, 76, (101341).

[17] 王永钦,陈映辉,杜巨澜.软预算约束与中国地方政府债务违约风险:来自金融市场的证据[J].北京:经济研究,2016,(11):96-109.

[18] 张莉,年永威,刘京军.土地市场波动与地方债——以城投债为例[J].北京:经济学(季刊),2018,(3):1103-1126.

[19] 郑思齐,孙伟增,吴璟,武赟.“以地生财,以财养地”——中国特色城市建设投融资模式研究[J].北京:经济研究,2014,(8):14-27.

[20] 刘乐峥,吴晓斌.地方政府隐性债务与民营中小企业融资约束——基于金融分割的视角[J].北京:中央财经大学学报,2022,(5):3-16.

[21] 郑怡君,吴文锋,胡悦.中国信用债流动性及定价:来自国际比较的证据[J].北京:系统工程理论与实践,2022,(9):2304-2332.

[22] Grosse-Rueschkamp, B. , S. Steffen, and D. Streitz. A Capital Structure Channel of Monetary Policy [J]. Journal of Financial Economics, 2019, 133, (2):357-378.

[23] 田国强,赵旭霞.金融体系效率与地方政府债务的联动影响——民企融资难融资贵的一个双重分析视角[J].北京:经济研究,2019,(8):4-20.

[24] Benetton, M. , and D. Fantino. Competition and the Pass-Through of Unconventional Monetary Policy: Evidence from TLTROs[R]. Bank of Italy Temi di Discussione, 2018.

[25] 赵建,李奇霖,冯素玲.货币供给、流动性波动与系统性金融风险——微观行为、宏观结构与传导机理[J].北京:金融评论,2019,(6):15-35,120-121.

[26] 罗来军,蒋承,王亚章.融资歧视、市场扭曲与利润迷失——兼议虚拟经济对实体经济的影响[J].北京:经济研究,2016,(4):74-88.

[27] 铁瑛,刘啟仁.银行管制放松、融资约束与人力资本升级[J].北京:财贸经济,2021,(11):116-130.

[28] 毛捷,黄春元.地方债务、区域差异与经济增长——基于中国地级市数据的验证[J].北京:金融研究,2018,(5):1-19.

[29] 钱雪松,方胜.担保物权制度改革影响了民营企业负债融资吗?——来自中国《物权法》自然实验的经验证据[J].北京:经济研究,2017,(5):146-160.

[30] Fang, V. W. , X. Tian, and S. Tice. Does Stock Liquidity Enhance or Impede Firm Innovation? [J]. The Journal of Finance, 2014, 69, (5):2085-2125.

[31] 毛捷,曹婧.农村税费改革与地方政府筹资模式的转变[J].北京:经济研究,2021,(3):83-99.

[32] 郭峰,熊瑞祥.地方金融机构与地区经济增长——来自城商行设立的准自然实验[J].北京:经济学(季刊),2018,(1):221-246.

[33] 钱雪松,方胜.《物权法》出台、融资约束与民营企业投资效率——基于双重差分法的经验分析[J].北京:经济学(季刊),2021,(2):713-732.

[34] 刘啟仁,赵灿.税收政策激励与企业人力资本升级[J].北京:经济研究,2020,(4):70-85.

[35] 王剑程,李丁,马双.宽带建设对农户创业的影响研究——基于“宽带乡村”建设的准自然实验[J].北京:经济学(季刊),2020,(1):209-232.

[36] 李仲飞,于守金,曹夏平.产业信贷政策对于房地产企业债务的影响——基于银行业359号“限贷”文件的准自然实验分析[J].北京:经济学(季刊),2019,(4):1373-1396.

[37] 陆正飞,杨德明.商业信用:替代性融资,还是买方市场? [J].北京:管理世界,2011,(4):6-14,45.

[38] Gulen, H. , and M. Ion. Policy Uncertainty and Corporate Investment [J]. The Review of Financial Studies, 2016, 29, (3):523-564.

[39] 刘贯春,刘媛媛,张军.经济政策不确定性与中国上市公司的资产组合配置——兼论实体企业的“金融化”趋势[J].北京:经济学(季刊),2020,(5):65-86.

[40] 潘凌云,董竹.税收激励与企业劳动雇佣——来自薪酬抵税政策的“准自然实验”[J].北京:统计研究,2021,(7):100-111.

[41] 徐高彦,曹俊颖,陶颜,李佳馨.高管-员工薪酬差距、资产紧缩策略与危机企业反转[J].北京:会计研究,2018,(10):58-65.

[42] 董艳梅,朱英明.高铁建设能否重塑中国的经济空间布局——基于就业、工资和经济增长的区域异质性视角[J].北京:中国工业经济,2016,(10):92-108.

[43] 崔广亮,高铁梅.房地产投资、居民消费与城市经济增长[J].北京:系统工程理论与实践,2020,(7):1655-1670.

New Monetary Policy and Regional Economic Growth: Implicit Debt Channel

KANG Shu-long, DONG Jian-feng

(School of Finance, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian, Liaoning, 116025, China)

Abstract: In recent years, local governments have utilized various channels to finance their activities, particularly through Local Government Financing Vehicles (LGFVs), in order to stimulate economic growth through debt-financed investments. However, this approach has led to the accumulation of a substantial amount of implicit debt for these local governments, creating significant repayment pressure and liquidity risks. Simultaneously, due to the notable regional segmentation in China's credit market, local financial institutions are influenced by local governments when allocating credit resources. As a result, these institutions tend to hold a large number of municipal investment bonds, with city commercial banks gradually replacing policy banks as the primary source of loans for LGFVs. Although local government debt-financed investments through LGFVs can stimulate aggregate demand and alleviate downward pressure on the local economy, the occupation of credit resources by implicit local government debt can crowd out investment activities of local enterprises, thereby reducing the efficiency of credit resource allocation by local financial institutions and impeding economic growth momentum. Therefore, it is of significant relevance to examine whether monetary policy tools can release the credit resources occupied by municipal investment bonds, enhance the lending capacity of local financial institutions, alleviate financing constraints for enterprises, boost domestic demand, stabilize employment, and provide valuable insights into the formulation of monetary policy under the current economic situation.

This article utilizes the quasi-natural experiment of the expansion of the collateral range for the Medium-term Lending Facility (MLF) by the People's Bank of China on June 1, 2018. From the perspective of the implicit debt burden of local governments, this study employs a difference-in-differences methodology to identify the policy effects and mechanisms of the implementation of the new monetary policy under the collateral framework on the local economy. The research findings indicate that the expansion of the MLF collateral range by the central bank significantly promotes the growth of per capita GDP in cities with high implicit debt burdens. In terms of mechanisms, the policy implementation not only stimulates credit extension by local financial institutions but also enhances long-term bank borrowing and corporate investment and financing for firms in the treatment group cities. This leads to increased labor force employment and employee compensation, thereby driving economic growth. Further research reveals that the policy implementation also significantly promotes employment among residents, primarily driving the increase in labor force employment in the secondary sector. This, in turn, increases household income and consumption, providing a more sustainable and stable impetus for further economic growth.

This article provides insights into the implementation of China's new monetary policy. Firstly, including AA and AA + corporate bonds as collateral for Medium-term Lending Facility (MLF) can help alleviate the liquidity constraints faced by local financial institutions, increase bank credit issuance, and promote local economic growth. Therefore, to maximize the effectiveness of the new monetary policy based on the collateral framework, it is necessary to further enhance the liquidity of local financial institutions. Regarding local government bonds, under controllable risks, if the central bank can moderately raise the mortgage rate for special bonds or provide better policy support for commercial banks to use special bonds as collateral for financing, it would not only ensure the necessary funding for infrastructure projects but also reduce the financing costs of local governments. Additionally, it can also reduce the issuance of municipal investment bonds used for refinancing and liquidity replenishment through the "substitution effect", thereby providing essential funds for major strategic projects, curbing the growth of hidden debt, and promoting high-quality economic development. Secondly, China's new monetary policy based on the collateral framework is not a temporary relief measure but a regular mode of implementing monetary policy regulation under the new normal. Therefore, it is worth considering further integrating the enhancement of liquidity for implicit local government debt with monetary policy to reduce economic fluctuations during the process of addressing local debt.

Key Words: implicit debt; collateral expansion; new monetary policy; economic growth

JEL Classification: E52, E58, H74

DOI: 10.19616/j.cnki.bmjj.2023.06.003

(责任编辑:吴海军)