

中国地方财政支出乘数研究

刘 磊 王 辉

(中国社会科学院经济研究所,北京 100037;中国社会科学院大学经济学院,北京 102488)

摘要:本文基于2015年以来地方政府隐性债务置换政策,将高债务负担地区的财政压力缓解作为地方财政支出的工具变量,估算地方财政支出乘数。(1)双重差分模型检验发现,债务置换对高债务负担地区的财政支出和总产出均有正面影响。隐性债务置换有效缓解了高债务负担地区政府融资约束,并相对提高了地方财政支出。(2)将高债务负担城市组与政策实施的交互项作为地方财政支出的工具变量,估算地方财政乘数,结果显示,地方财政累计支出(2010—2021年历年支出的折现值累计,下同)每增加1%,地区累计总产出增加2.071%。(3)分组检验发现,经济繁荣和私人部门高杠杆率都会显著降低财政支出乘数,表明较高的地方财政支出乘数更有可能是通过需求侧发挥作用。

关键词:财政乘数;地方债务;债务置换;财政政策

JEL分类号:E62, G23, H63 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2025)03-0188-19

一、引言

财政乘数对宏观调控具有重要意义,乘数越大,积极财政政策的效果就越好。理论上,在李嘉图等价的假说下,财政支出是没有乘数效应的,政府债务扩张支出被私人抵消,不影响总产出。但大量经验事实说明,李嘉图等价并不成立。在传统凯恩斯模型中,私人部门根据“经验法则”决定其支出行为,政府支出上升提高了居民和企业的当期收入,也会带动私人支出的上升,使得财政乘数大于1。即便私人有理性预期,现实扭曲也使李嘉图等价不成立,财政乘数介于0到1之间。

财政支出乘数大小至今并未达成共识,需要科学地测算,但对财政乘数的准确测算较

收稿日期:2024-03-11

作者简介:刘 磊,经济学博士,副研究员,中国社会科学院经济研究所,E-mail:liu_lei@cass.org.cn.

王 辉(通讯作者),博士研究生,中国社会科学院大学经济学院,E-mail:wang_hui@ucass.edu.cn.

* 本文感谢国家社会科学基金一般项目(22BJL019)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

为困难。财政政策很少对宏观经济条件具有外生性特征。自发的财政支出可能在繁荣时期增加,而相机抉择的财政支出更有可能在有效需求不足时提高,政策具有极强的内生性。同时,信贷市场也是内生的,信贷需求和货币供应是同周期的,但货币当局可能以逆周期方式回应宏观经济条件。因此,将财政乘数的估计建立在与宏观经济条件无关的外生政策冲击上,是一项非常困难的任务。

中国于2015年开始实施新《预算法》,并由此开启了三轮地方政府隐性债务置换(分别是2015—2018年、2019年、2021年及之后)。债务置换是将业已存在的地方政府隐性债务置换为成本较低(普遍与主权债务享有相同的利率)的显性债务,可以部分缓解地方政府债务压力,这为我们估算财政支出乘数提供了难得的外生性政策冲击。对于债务负担较重的地方政府,债务置换可以帮助其缓解资金约束,提高财政支出空间。我们的识别策略是,债务置换对于低债务负担地方的财政收支并不会产生太大影响,但对于高债务负担地方政府的影响较大。具体来说,我们采用地级市数据,将隐性债务负担最轻的20%城市作为控制组,将隐性债务负担最重的20%城市作为处理组,构建双重差分模型。

首先,借此冲击,我们识别出债务压力缓解对财政支出和经济增长的影响。结果显示,债务置换后处理组的财政支出规模相比控制组提高了20.62%,地区总产出提高了40.64%。这一结论在一系列稳健性检验中皆成立。由此说明,债务压力缓解确实有利于提升地方政府的财政支出空间,进而通过乘数效应提升总产出。

其次,将双重差分回归中的交乘项看作地方政府财政支出空间相对提升的工具变量,本文进一步估算了地方财政支出乘数。结果显示,地方政府累计财政支出每增加1%,地区累计总产出会增加2.071%。

为了保证地方财政支出乘数的结论与全国整体财政支出乘数的估计值相统一,本文进行了溢出效应检验。结果显示,尽管地方财政支出增加对于其他地区的总产出有负面影响,但规模较小且不具有统计显著性。较为微弱的负面溢出效应说明本文所得出的地方财政乘数在全国整体的范围内也是成立的。¹

分组分析也得出几点重要结论。第一,不同的经济周期状态会影响财政乘数。当实际经济增速小于潜在增速时,财政乘数更高。这与宏观逆周期调节的要求是一致的,在有效需求不足时更应该采用更为扩张性的财政政策。第二,居民部门的高杠杆会显著抑制财政政策的效果,降低财政乘数。当私人部门债务过高时,其消费和投资支出的倾向都会下降,更愿意用收入来还本付息、降低债务,从而降低了财政政策的效果。第三,地区的初始人均公共资本存量对财政乘数并无显著影响,由此推断,我国财政乘数并不来自政府投资支出对供给侧的长期改善,而主要是从需求侧产生影响,即增加财政支出直接带动有效需求上升、提高私人部门收入。

本文的边际贡献:第一,通过选取适当的工具变量,估算出地方财政支出乘数。我们

¹ 尹恒和徐琰超(2011)讨论了地市级地区间基本建设支出存在溢出效应和竞争效应的机制,但并未讨论公共支出相互影响的经济效果。

认为,这一工具变量的选择更为外生,估算结果也更准确。第二,我们探讨了财政支出乘数的形成机制,认为其更有可能是从需求侧产生影响,通过政府支出增加私人部门收入而产生乘数作用。第三,本文有效识别出 2015 年开始的隐性债务置换对地方财政支出和地区总产出的因果效应。新《预算法》的实施以及 2015—2018 年间累计 12.2 万亿元的隐性债务置换,构成近年来最为关键的财政举措之一,对其政策效果的检验极为重要。第四,在政策层面上,本文结论为当前宏观调控政策和化债方案提供了有力的实证支持。2024 年中央经济工作会议提出要实施“更加积极的财政政策”和“适度宽松的货币政策”的逆周期调节和跨周期调节的政策。本文结论为这几条政策提供了更丰富的证据。

本文内容安排:第二部分简述化解地方政府隐性债务的制度背景;第三部分是文献综述并提出研究假设;第四部分提出本文的实证研究设计;第五部分重点讨论债务置换对地方财政支出及地区总产出的影响;第六部分估算地方政府财政乘数;第七部分为全文总结及相关政策建议。

二、制度背景

在 2009 年之前,我国从法律上禁止地方政府进行赤字融资,地方财政的资金来源只有一般公共预算收入(地方财政本级收入和中央财政转移支付收入)、政府性基金收入和国有企业上缴利润这几项。但在 1994 年分税制改革后,地方政府在获得更大经济发展事权的同时,并没有获得相应财权,中央调控能力更强,而地方政府财力受限。大多数地方政府为了争取更大程度的经济发展,普遍采用隐性债务方式获得资金。尤其是在 2008 年国际金融危机之后,地方政府隐性债务规模大幅上涨,风险快速积累。国家审计署于 2011 年和 2013 年两次对地方政府性债务进行审计。根据审计结果,2013 年 6 月末地方政府负有偿还责任、担保责任和救助责任的三类债务规模达到 17.9 万亿元,而当时地方政府显性债券规模仅为 1.17 万亿元,绝大部分比例的地方债务都是以非政府债券的“隐性债务”形式存在的。

随着中国经济从高速增长向高质量发展的转型,地方政府隐性债务风险越发被重视。“着力防控债务风险”成为 2014 年经济工作的六项主要任务之一。在这一背景下,2014 年《国务院关于加强地方政府性债务管理的意见》(43 号文)正式开启了地方政府债务治理过程。43 号文规定融资平台回归商业化运行,不能新增政府债务;地方政府被赋予适度的举债权,地方债是唯一的融资渠道;对存量债务进行甄别,其中政府负有偿还责任的债务将以新增地方债来置换;鼓励通过“政府与社会资本合作”(PPP)的形式促进社会资本参与基础设施建设。新《预算法》也于 2015 年正式实施,随后开启了将近 4 年的第一轮政府债务置换过程。根据财政部门官方口径,2014 年末我国非政府债券形式的地方政府债务余额有 14.2 万亿元,到 2018 年末降至 0.3 万亿元。除去自然到期的债务,4 年时间共置换掉约 12.2 万亿元的政府隐性债务。

三、文献综述与研究假设

(一)地方政府隐性债务与财政空间

不同于一般意义上的公共服务型政府,中国的地方政府承担了重要的经济发展职能和逆周期宏观调控职能(冀云阳等,2019)。但“分税制”改革以及对地方政府债务的约束限制了其资金来源,相应的财政压力导致地方融资平台及地方政府隐性债务的出现。

地方政府以隐性债务方式获取资金,最主要的渠道是地方政府融资平台(毛捷等,2019)。融资平台以城投公司的形式存在,其债务形式上是企业债务,但获得了地方政府的隐性担保(徐军伟等,2020)。这种隐性担保的模糊性既抬高了隐性债相对于政府显性信用的融资成本,也限制了部分地方政府的融资能力,尤其是在隐性债务负担较高的地区。尽管有研究认为隐性债务置换对宏观经济风险的缓释效果有限且不具长期性(梁琪和郝毅,2019),但毫无疑问的是,债务置换显著降低了地方政府融资成本。通过债务置换,地方政府获得额外的担保能力,并通过“隐性担保效应”提高了举债和财政支出空间(宋傅天和姚东旻,2021)。

(二)政府债务的宏观经济效应

政府债务与经济增长具有双向的因果效应。在理论机制上,分别以金融深化理论(McKinnon,2010)、债务通缩理论(Fisher,1933),资源配置扭曲假说(Borio et al.,2016)等为代表。经验分析方面,一些研究认为杠杆率越高,发生金融风险的可能性越大(Schularick and Taylor,2012);另一些研究认为高杠杆率会拉低经济增长(Mian et al.,2017)。国内部分学者也从不同角度论证了高杠杆率对经济的负面影响(刘晓光等,2018)。

对于2015—2018年的隐性债务化解(债务置换)过程,现有研究普遍集中于其对政府债务存量或债务增量的影响,而对于其宏观经济效应并没有给予足够的关注。化解隐性债务在本质上并没有增加或降低地方政府债务总量,而只是将过去的隐性担保转化为显性担保,也就是“开前门、堵后门”。有研究认为这一政策并没有完全起到“堵后门”的效果,新《预算法》实施后部分城投公司的债务扩张速度继续提高(宋傅天和姚东旻,2021)。但这种债务置换所带来的整体经济效果并没有被具体测算过。

(三)财政支出乘数

严格来说,财政乘数来自现实经济对李嘉图等价的偏离。在标准的实际经济周期模型下,消费决策取决于一个跨期预算约束。提高政府支出会降低长期可支配收入现值,产生一个负财富效应,降低当期消费;同时也会提高劳动供给,通过降低实际工资来增加就业和产出。最终的财政乘数大于1还是小于1,取决于实际经济参数(Baxter and King,1993)。而在凯恩斯的有效需求理论中,消费是当期可支配收入的函数,政府通过赤字融资增加支出并不改变当期居民收入,从而产生乘数效应。在一个按“经验法则”行事的消费者模型中,保持利率不变,财政乘数为 $1/(1 - MPC)$, MPC 为边际消费倾向。但实际乘

数会受到开放经济因素(边际进口倾向)和投资对政府支出反应的影响。如果保持货币供给不变,消费上升会导致利率上升,抑制投资水平;如果保持利率稳定,则消费上升不会对投资产生影响,这就会产生较大的乘数效应;投资加速器效应也会放大财政乘数。

在经验分析领域,对财政乘数的估算一般有四种主要方法,包括在 IS-LM 模型框架下先估计边际消费倾向进而测算财政支出乘数;利用 SVAR 模型识别出 GDP 对财政支出冲击的脉冲响应,进而测算出财政支出乘数的大小;利用 DSGE 模型在参数校准的基础上采用数值分析法进行求解并得到财政乘数;利用微观计量方法在反事实框架下识别经济变量之间的因果关系。对美国财政乘数的估算相对较多,普遍结论认为乘数在 1~2 之间(Nakamura and Steinsson,2014),也有一些偏小的估算结果(Ramey,2011)。其他国家财政乘数估算的文献相对较少,Acconcia et al. (2014) 估计意大利财政支出乘数为 1.5, Kraay(2012)利用 29 个低收入国家的数据进行估算得出的财政乘数为 0.5。

在对中国财政乘数的研究中,大部分文献都能够得出显著高于 1 的结论,但也普遍位于 1~2 之间(李明和李德刚,2018;Li 和 Zhou,2021)。也有部分文献得出了乘数低于 1 的结论(Guo et al. ,2016)。胡久凯等(2024)对评估中国财政乘数大小的文章进行了综述,据他们的统计,对中国财政乘数估算的最大值为 7.48。根据我们所掌握的文献,Su (2023)的估算结果为 11.8,是已有对中国财政乘数估算中的最大值。

(四)研究假设

隐性债务置换一方面降低了地方政府的融资成本及相应的还本付息负担,另一方面也获得了额外的担保能力并由此提升了政府举债空间。这两方面影响都会促进地方政府提高财政支出,并由乘数效应而提高地区总产出。据此,我们提出假设 1:隐性债务置换对高债务负担地区的地方政府财政支出和总产出都产生正面影响。

从凯恩斯有效需求角度出发,中国经济发展在大部分时期都面临着需求不足、实际产出低于潜在产出的问题。通过政府债务融资的方式扩大地方财政支出是积极财政政策的重要方式,有利于缩小需求缺口,拉动产出。在当前发展阶段,积极的财政政策会有效提高私人部门收入,并对私人部门支出产生挤入效应,从而带来长期大于 1 的财政支出乘数。基于此,我们提出假设 2:中国财政累计支出乘数高于 1。

四、研究设计

(一)识别策略

政府财政支出的变动会影响总产出,但反过来总产出的变化也会影响到财政支出,二者互为因果。以往文献普遍采用三种方式对这一关系进行识别。第一种方式是认为政策制定者需要一定的时间来决定、审批和实施相机抉择的财政政策,因此在季度数据的层面上假设财政支出并不受当期产出波动的影响(Miyamoto et al. ,2018)。第二种是将与总产出相关度最低的财政支出作为外生变量,普遍采用的是军事领域的支出(Barro,1981)。第三种是找到一个确定能够影响财政支出但与总产出无关的工具变量的识别方法(李明

和李德刚,2018;Su,2023)。

新《预算法》的实施和地方隐性债务置换为我们采用第三种识别方式提供了有利的条件。如前所述,债务置换后,隐性债务负担较重的地方政府获得了相对更充足的举债和财政支出空间;而政府隐性债务的来源有多种方面,与地区总产出的相关度并不高。本文的实证策略是把债务置换之前的地方政府隐性“债务负担”作为分组依据,以地级市为基础分为高债务负担组和低债务负担组,检验隐性债务置换政策对两个分组的财政支出和总产出影响的差异性。对于隐性债务负担越高的政府,债务置换对其政府债务压力的缓解程度也就越大,因而可以用各地级市债务负担高低的代理变量与政策发生时间的指示变量的交互项来表示债务置换对于地方财政支出空间的缓解程度。我们将这一交互项作为工具变量,测算地方财政支出的乘数效应。

具体而言,我们先计算2010年各地级市的债务负担指标,用该地级市“城投部门”债务规模与当地GDP之比来表示。参考已有文献普遍采用的方法,我们将城投公司汇总至地级市层面并视作“城投部门”,将已发行过债券的城投公司的短期、长期借款和债券的年末存量之和作为政府隐性债务规模的存量(毛捷等,2019;宋傅天和姚东旻,2021)。

我们将2010年债务负担最高的20%的城市作为处理组、债务负担最低的20%的城市作为控制组。选取2010年作为分组依据,一方面是希望避免2008年“四万亿”的影响,另一方面则是希望距离2015年的政策冲击时点较远,以保证外生性。这一分组年份的选择,与宋傅天和姚东旻(2021)一致。

(二)债务置换对财政支出及总产出的因果效应

为了考察债务置换对财政支出和总产出的影响,本文首先构建了双重差分模型:

$$\log(Y_{c,t}) = \beta \cdot treat_c \cdot post_t + X_{c,t} \cdot \Gamma + \gamma_p(c) + \lambda_t + \gamma_{p(c),t} + \varepsilon_{c,t} \quad (1)$$

其中, $Y_{c,t}$ 分别为 c 地级市 t 年的财政支出 ($G_{c,t}$) 和地区总产出 ($GDP_{c,t}$); $post_t$ 为年份虚拟变量,当年份大于等于2015年时取1,否则取0; $treat_c$ 为划分处理组与控制组的虚拟变量,债务负担重的地级市取1,债务负担轻的地级市取0; $X_{c,t}$ 为控制变量集合; $\gamma_p(c)$ 、 λ_t 、 $\gamma_{p(c),t}$ 分别为省份、年份和省份 \times 年份固定效应, $\varepsilon_{c,t}$ 为误差项。 β 是双重差分项的系数。如果债务置换可以提高存量债务负担较高地区的财政支出和总产出,则预期 β 将显著为正。为了纠正地级市层面的残差相关性,我们将采用地级市一级的聚类标准误对 β 的统计显著性进行判断。

确立双重差分法研究的有效性,政策效应需要通过平行趋势检验。按照上述思路,以财政支出和总产出的对数为因变量,以各年份虚拟变量和处理变量的交互项作为自变量进行回归。各个交互项的系数表示各年份组间差异的大小,估计方程为:

$$\log(Y_{c,t}) = \sum_{\tau \neq 2010} \beta_t \cdot 1_{t=\tau} \cdot treat_c + X_{c,t} \cdot \Gamma + \gamma_p(c) + \lambda_t + \gamma_{p(c),t} + \varepsilon_{c,t} \quad (2)$$

其中, $1_{t=\tau}$ 为年份指示变量,当 $t = \tau$ 时取1,否则取0;其余变量的定义与(1)式相同。 β_t 是平行趋势检验系数,表示当年的财政支出及总产出的组间差异与基准年份(2010年)之差。与(1)式相同,这里采用地级市一级的聚类标准误进行判断。

(三) 地方财政支出乘数的测算

关于财政支出乘数的测算主要有两种方式。一种是单期乘数法,将财政乘数定义为总产出反应的峰值与初始财政支出冲击之比(Blanchard and Perotti,2002)。另一种是累计乘数(Integral multiplier)法,认为乘数应该由总产出反应的累计值与财政支出冲击的累计值之比来反映(Ramey,2020)。累计乘数考虑了财政支出对GDP的累计影响,提供了更全面的视角。

本文采用累计乘数的测算方法,用各年总产出折现值加总与各年财政支出折现值加总之比来表示。与Ramey(2020)一致,我们将总产出和财政支出折现值加总定义为:

$$Y_c^t = \sum_{\tau=2010}^t Y_{c,\tau} \cdot \left(\frac{1}{1+r} \right)^{\tau-2010} \quad (3)$$

其中, $Y_{c,\tau}$ 与前文的定义相同,分别为 $G_{c,\tau}$ 和 $GDP_{c,\tau}$,表示 c 市 τ 年的财政支出和总产出;以 2010 年为基期, Y_c^t 分别为 G_c^t 和 GDP_c^t ,表示 c 市 2010 年至 t 年的财政支出和总产出折现值加总; r 为折现率,本文对财政支出和总产出均采用 10% 的折现率。

在(3)式算出 G_c^t 和 GDP_c^t 后,以 $treat_c$ post_c 为工具变量进行两阶段最小二乘法估计:

$$\log(GDP_c^t) = \varphi \cdot \log(G_c^t) + X_{c,t} \cdot \Gamma + \gamma_p(c) + \lambda_t + \gamma_{p(c),t} + \varepsilon_{c,t} \quad (4)$$

这里系数 φ 表示总产出对财政支出的弹性,即财政支出 1% 的变化对总产出变化率的影响。为了得到最终的累计财政乘数 M ,我们进一步需要将估计的弹性 $\hat{\varphi}$ 乘上总产出与财政支出累计折现值之比的均值:

$$M = \hat{\varphi} \cdot E \left[\frac{GDP_c^t}{G_c^t} \right] \quad (5)$$

(四) 数据与变量定义

本文采用 2010 年至 2021 年地级市层面的面板数据,数据来源于 CEIC 数据库、Wind 数据库和各年城市统计年鉴。为了准确估计出债务置换的政策效应和财政支出乘数,我们将可能影响财政支出规模和总产出的城市特性、经济特性等变量作为控制变量。¹

为了辅助说明双重差分的有效性,表 1 同时比较了债务置换之前(2010—2014 年)以及债务置换后(2016—2021 年)处理组和控制组几个关键变量的均值。变量反映了不同地区的经济发展水平、产业结构、财政状况及城市特征,这些差异可能会影响债务置换的效果。从事前来看,处理组和控制组在第一产业增加值、第二产业占比、财政收入与 GDP 之比、人均财政支出和建成区绿化覆盖率等变量上没有显著差异,只有处理组的人均 GDP 高于控制组。从事后来看,处理组的人均 GDP、第一产业增加值、第二产业占比、财政收入与 GDP 之比以及人均财政支出均显著高于控制组,只有建成区绿化覆盖率在两个组间没有显著差异。综合来看,两组在债务置换之前的差异性并不高,但是在债务置换后主要经济指标出现了较为明显的差异。

¹ 限于篇幅,变量定义及描述性统计无法在正文中呈现,留存备索。

表1 处理组和控制组组间变量差异

变量	债务置换前(2010年—2014年)			债务置换后(2016年—2021年)		
	(1) 控制组	(2) 处理组	(3) 组间差异	(4) 控制组	(5) 处理组	(6) 组间差异
<i>gdp_pc</i>	5.534	6.275	0.695 ***	5.914	6.757	0.688 ***
<i>gdp_1</i>	4.895	4.875	0.266	5.254	5.270	0.230 ***
<i>gdp_2_ratio</i>	47.864	49.061	0.856	37.685	39.307	2.133 **
<i>gov_income</i>	0.076	0.093	0.004	0.074	0.091	0.010 ***
<i>g_pc</i>	1.262	1.634	0.233	1.459	1.820	0.278 ***
<i>green_land</i>	37.421	40.149	1.927	40.48	41.98	0.821
观测值	255	255		306	306	

注: *、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

五、化解隐性债务的政策效应

(一) 债务置换对地方财政支出及地区总产出的影响

对(1)式双重差分的回归结果如表2所示。前两列为债务置换对财政支出的影响,后两列为对地区总产出的影响,表2中所有列的双重差分项回归系数均显著为正,表明债务置换过程对控制组和处理组产生了显著的差异化影响。在政府隐性债务置换后,相比于低债务负担的城市,高债务负担城市显著提升了财政支出规模和总产出水平。具体来说,债务置换后处理组的财政支出规模相比控制组显著提高了20.62%,产出水平显著提高了40.64%。表2的结果初步验证了本文提出的假设1,即债务置换过程对地方财政支出和总产出都带来正面效果。

表2 债务置换对地方政府支出和总产出的效应

变量	$\log(G_{c,t})$		$\log(GDP_{c,t})$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>treat × post</i>	0.511 *** [0.124]	0.206 ** [0.082]	0.838 *** [0.165]	0.406 *** [0.084]
控制变量	NO	YES	NO	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
省份 × 年份固定效应	NO	YES	NO	YES
调整后 R^2	0.630	0.858	0.586	0.880
聚类层次	地级市	地级市	地级市	地级市
观测值	1197	857	1224	857

注:括号内为在地级市层面上的聚类标准误,*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著,下表同。

(二) 平行趋势检验

从前述的表 1 可以看出,在债务置换前,处理组和控制组之间在大部分变量上都没有显著差异。这里,我们更为严格地对二者的政策交叉项系数进行平行趋势检验。图 1 为对(2)式进行回归所得到的政策交叉项系数及其 95% 置信区间。在债务置换前,处理组和控制组之间的财政支出和地区总产出并没有显著差异。而在债务置换后的前两年中,高债务负担城市的财政支出规模显著高于低债务负担组,债务置换对财政支出的政策效果非常明显。在 3 期、4 期、5 期的财政支出效果虽然为正,但显著性较低,直到第 6 期的系数估计值重新变得显著,这与我国三轮债务置换进程及力度是相符的。第一轮债务置换过程发生在 2015—2018 年,共化解了 12.2 万亿元隐性债务,其中超过 10 万亿元的债务化解都发生在 2016 年和 2017 年,也就是图 1 中的 $t+1$ 期和 $t+2$ 期。第二轮债务置换发生在 2019 年,范围和幅度都较小,只是对 7 个区县试点发行了 1600 亿元的置换债券,对应于图中的 $t+4$ 期。第三轮化债过程发生在受疫情冲击后的 2021 年及之后,2020 年 12 月至 2021 年 9 月用于建制县区隐性债务风险化解试点的特殊再融资投资债券共发行了 6138 亿元,2021 年 10 月至 2022 年 6 月用于建立“全域无隐性债务试点”所发行的特殊再融资投资债券规模为 5042 亿元。2021 年对应于图中的 $t+6$ 期。由此可见,地方政府隐性债务置换对于当期地方财政支出的正面影响是非常显著的。而债务置换对于地区总产出的影响始终是正面且显著的。根据我们的假设,化债过程直接影响财政支出,进而通过乘数效应影响总产出,且财政支出对总产出既有当期的影响,也存在滞后期影响。

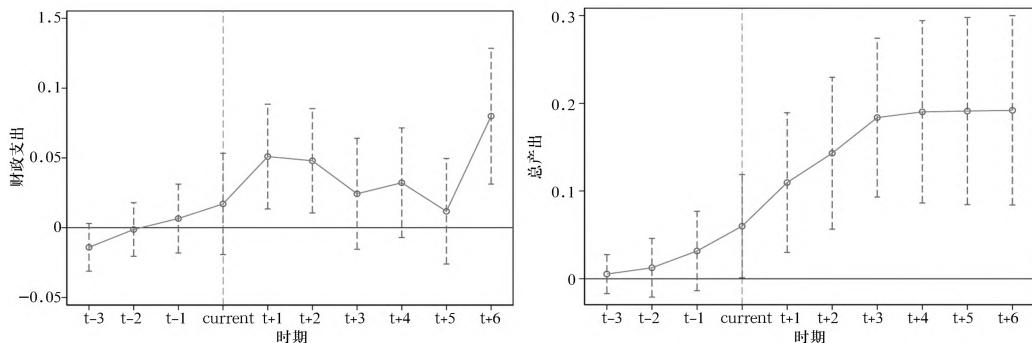


图 1 平行趋势检验:债务置换的政策效应

注:图中 current 年份为 2015 年。

六、地方财政乘数

(一) 地方政府财政支出乘数

表 3 是用两阶段最小二乘法对(4)式的回归结果。在控制了一系列固定效应和控制变量后, φ 的估计值为 2.071。根据估计结果,在其他条件不变的情况下,财政支出累计折现值每增加 1%,当地总产出累计折现值的增幅约为 2.071%。为了还原财政支出乘数,

本文依据(5)式,将回归所得弹性系数与样本中地方总产出与财政支出均值之比(均值为6.541)相乘进行换算。以加入控制变量与固定效应后的第(4)列回归结果为基准,测算得到地方财政支出的长期累计乘数为13.55(2.071×6.541)¹。

这一结果验证了本文假设2的成立,即中国地方财政支出乘数远大于1。这一较高的财政乘数与近年来中国经济的现实状况相吻合。中国自2006年以来,核心CPI长期低位运行,多数时间在1%左右徘徊,表明实际产出持续低于潜在产出,私人部门有效需求不足。因此,财政支出对经济活动的需求侧拉动作用被显著放大。

表3 财政乘数弹性:工具变量法估计结果

变量	log(GDP_c^t)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
log(G_c^t)	1.110 *** [0.038]	1.627 *** [0.145]	1.586 *** [0.147]	2.071 *** [0.653]
控制变量	NO	NO	NO	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	NO	YES	YES	YES
省份×年份固定效应	NO	NO	YES	YES
调整后 R^2	0.903	0.805	0.782	0.730
聚类层次	地级市	地级市	地级市	地级市
观测值	1212	1212	1116	857
一阶段F统计量	468.122	103.343	128.446	16.424

上述结果的可信性,取决于相关性和外生性条件,即“债务置换”这一政策对财政支出产生影响,且仅通过影响财政支出来影响总产出,与未被回归方程控制的误差项无关。相关性的检验基于我们双重差分的回归结果,如果新《预算法》实施后不同债务水平组的财政支出表现出显著差异,那么说明政策实施后高债务负担组($treat \times post = 1$)的财政支出与其他情况下($treat \times post = 0$)的财政支出存在显著差异。也就是说工具变量与财政支出之间存在显著的关联,相关性成立。

而外生性假设一般情况下是不能证实的。本文假设债务置换对当地总产出具有外生性,主要是基于以下两点考虑。首先是考虑到2015年开始的债务置换,最直接受到影响的就是地方财政收入和支出,而对地区经济其他方面的影响往往是间接的。毫无疑问,与地方政府债务负担最为直接相关的就是财政支出,债务压力缓解既降低了财政还本付息

¹ 较高的财政支出乘数与政府投资回报率偏低并不矛盾。财政乘数主要反映在李嘉图等价失效的条件下,财政支出对总产出的拉动效应,而政府投资回报率衡量的是政府资本的财务收益。在极端的情况下,即使政府投资回报率为零,其建设过程仍会增加政府支出,通过居民边际消费倾向来增加就业和收入,刺激经济增长,表现出较高的财政乘数。在一个简化的凯恩斯模型中,财政乘数仅是边际消费倾向的函数,而与政府投资回报率无关。

的负担,也增加了从法定渠道进行举债的能力,这都有利于提高财政空间。其次,在实证检验中一般可以将事前平行趋势作为双重差分“严格外生性”的证据,因为很少存在满足事前平行趋势但违背外生性的情况(Liu et al., 2022)。本文图1显示了债务置换前处理组和控制组之间存在平行趋势,地方政府债务负担的高低并不会对地区总产出造成影响,说明各指标的差异没有受到其他随时间变化的因素的显著干扰。由此我们可以认为债务置换对不同地方政府债务负担的缓解,即本文的双重差分变量,对于地区总产出的外生性假设是基本合理的。

在开放经济模型中,由于不可贸易部门更依赖于当地需求,提高当地的总需求对不可贸易部门的拉动作用应高于可贸易部门。这里我们尝试从数据上验证二者在产出的财政支出弹性上的差别。以第三产业代表不可贸易部门,以第二产业中的工业部门代表可贸易部门,分别估计二者产出对财政支出的弹性,结果如表4所示。两个部门的估计系数均显著为正,但不可贸易部门的估计弹性系数显著高于可贸易部门。这暗示了我国地方政府财政支出乘数主要是需求侧在发生作用,后文的分组检验部分将进一步验证这一猜测。

表4 分产业回归结果

变量	(1)	(2)
	不可贸易部门	可贸易部门
$\log(G_c^t)$	3.171 *** [1.111]	1.668 ** [0.744]
调整后 R^2	0.414	0.759
观测值	776	759

注:回归加入了控制变量(限于篇幅,相应结果留存备索),并控制了省份、年份固定效应,且标准误均聚类到地级市,下表同。

(二) 稳健性检验

本文对回归结果进行了多项稳健性检验,包括更换处理组和控制组划分的年份(由2010年更改为2011年)、调整分组的窗口宽度(放宽比例至40%)、将分组变量改为连续变量、更换累计财政支出和总产出的折现率(分别替换为5%和20%),结果均稳健。

此外,构建Bartik工具变量(即移动份额工具变量,Goldsmith-Pinkham et al., 2020)进行检验。本文将政府财政支出分项视作不同行业,具体来说,将财政支出分为社会保障支出、医疗卫生与计划生育支出、教育支出和科学支出四项。将每个城市2010年的四项财政支出份额与所有城市这项支出总和增速的乘积进行加总,构建出工具变量。这项工具变量与政府财政支出的相关性是明显存在的,外生性也较为直观:工具变量仅仅通过初始状态的份额与外生的全国增长率内积得到,在控制地区、时间固定效应后,与其他影响本地区总产出的残差项无关。利用该工具变量,重新对(4)式进行两阶段最小二乘法回归。回归得到的弹性系数略小于表2的结果,但均支持地方政府财政支出乘数远大于1的结论,也均支持本文的假设2。

(三)分组分析

在不同经济状态下,地方财政支出乘数存在差异,诸多因素如经济发展阶段、初始人均资本水平等,都会影响财政乘数的大小。本文从经济周期、居民杠杆率与初始人均资本三角度展开分组分析。

首先,经济周期中的繁荣和衰退对财政乘数可能会产生影响。从理论上说,财政乘数能够起作用的基点在于宏观的总供给与总需求之间必须存在缺口。当经济实现充分就业后,扩张性的财政政策对总产出便不应该再有显著效果。在经济衰退周期中,总需求不足,供大于求。如果财政当局能够适当地通过扩大财政支出弥补总需求缺口,则私人部门的需求也会恢复,产生更大的财政乘数。

其次,居民债务水平也会影响到财政扩张的政策效果。居民债务不仅影响金融、经济周期,也影响财政政策效果。一方面,根据传统新古典理论,对私人部门债务限制较低的条件下李嘉图等价更有可能成立,从而降低财政乘数;另一方面,根据金融周期理论和资产负债表衰退假说,随着私人部门债务水平的提高,其受外部冲击的影响更大,也越有可能陷入资产负债表修复的状态,即主动降低消费和投资支出来修复自身资产负债表,这时财政政策的有效性也相应减弱。以上两种效应均预测更高的居民部门杠杆率对应着更低的财政支出乘数。

最后,地区初始资本存量影响财政政策供给侧效果。政府基建投资从供需两侧影响经济,若仅需求侧作用,资本存量对财政乘数无显著影响(Ramey,2020);标准新古典增长模型认为,初始公共资本存量越低,公共投资产出效应越大,发展中国家可能有更大财政乘数(Izquierdo et al.,2019)。若财政乘数源于供给侧,人均基础设施低地区应有更大长期财政乘数。

本文以产出缺口、居民杠杆率和初始人均基础设施规模作为分组指标。用产出缺口来表示经济在周期中处于繁荣或衰退阶段,采用BP滤波法计算产出缺口,产出缺口前10%的样本,Boom为1,产出缺口后10%的样本,Boom为0。用2010年的居民消费贷款余额与当地GDP之比(居民杠杆率)表示当地私人部门债务水平,位于居民杠杆率最高的10个省份的城市,Lev为1,位于最低的10个省份的城市,Lev为0。用每个城市2013年的人均公共基础设施存量规模表示人均资本存量。前50%的地级市Capit为1,后50%的地级市Capit为0。将这三个指标与政府财政支出累计折现值对数的交乘项分别加入到对(4)式的回归中,结果如表5所示。

表5 分组分析结果

变量	$\log(GDP'_c)$		
	(1)	(2)	(3)
$\log(G'_c)$	1.324 *** (0.128)	3.441 *** (0.336)	1.618 *** (0.120)
$\log(G'_c) \times Boom$	-0.093 ** (0.032)		

续表

变量	$\log(GDP_c^t)$		
	(1)	(2)	(3)
<i>Boom</i>	0.000 (0.000)		
$\log(G_c^t) \times Lev$		-2.175 *** (0.340)	
<i>Lev</i>		0.000 (0.000)	
$\log(G_c^t) \times Capit$			-0.017 (0.041)
<i>Capit</i>			0.278 (0.452)
调整后 R^2	0.873	0.893	0.839
观测值	119	480	1104

从表 5 可以看出,首先,财政支出与经济繁荣周期的交互项系数为负,且在 5% 水平上显著,意味着繁荣期的财政支出乘数小于衰退期,也就是说经济增长小于潜在增速时的财政乘数更高。这表明中国财政支出乘数具有较为明显的逆周期特性,这一结论与前文的理论分析相一致,即在有效需求不足时政府采用扩张性财政政策来弥补总需求缺口有利于产生更大的财政乘数。

其次,居民杠杆率的交互项系数也显著为负,且在 1% 水平上显著,这说明居民的高杠杆率会显著抑制财政政策的作用,降低财政支出乘数。这一结果与李嘉图等价效应或资产负债表衰退假说所导致的财政政策有效性减弱的理论分析结论是相一致的。根据李嘉图等价,财政支出提高会通过当前或未来的税收渠道而降低居民支出,从而削弱财政乘数。但如果私人部门存在债务约束,则更有可能体现出较高的财政乘数。而私人债务水平可以看作是对一个地区债务可得性的代理变量,因此私人债务越高,李嘉图等价就越有可能成立,财政乘数就越低。而根据资产负债表衰退假说,当私人部门债务水平超过一定界限,其行为会从过去的收益最大化转为规避负债、降低资产负债率的目标。因此过高的私人债务率可能会引致居民主动的资产负债表修复,从而降低财政支出乘数。这两种效应与本文检验结果是一致的。

最后,初始人均资本的交互项系数为负,但并不显著。这说明中国较高的财政乘数并不来自财政投资支出对供给侧的改善,而主要是传统凯恩斯模型中的需求侧拉动。具体来说,政府部门作为经济主体之一,其支出首先在当期会推动总需求的增加,在需求侧发生作用。而由于中国的财政支出中(尤其是通过地方政府借债所形成的财政支出中)有很大一部分是投资性支出,导致全社会资本存量上升,从而在未来从供给侧发生作用。如果这个供给侧作用明显,则我们预期初始人均资本较低的地区,其资本的边际贡献更高,应该会表现出更大的累积财政乘数。然而这与本文的实证结果不一致,我们发现交互项

虽然为负,但并不显著。因此我们认为在本文所研究的时期内,财政乘数效应主要来自需求侧的拉动作用。

(四)溢出效应分析

虽然由表3得出地方财政支出乘数较高,但地方与全国财政支出乘数有别。根据Nakamura and Steinsson(2014)的说法,财政乘数可以分为“开放经济相对乘数”与“封闭经济总体乘数”,前者即本文所测,指地方财政支出的变化对当地的产出影响,后者指国家封闭状态下整体财政支出对总产出影响。从理论上看,地方政府财政支出估算的两类乘数不同(Ramey,2011),“相对乘数”不考虑地方财政支出变化对他地的溢出效应,但是这一溢出效应在多个方面都可能会存在:如地方财政支出因中央转移支付增加,会使他地支出减少;一地投资增加会使经济体利率、价格上升,拖累他地经济。

以上因素或导致地方财政支出乘数大于全国总体乘数,类似蒙代尔—弗莱明模型中固定汇率下政府支出乘数大于浮动汇率下情况(张开和龚六堂,2018)。为使基于地方政府债务融资的地方财政乘数适用于全国总体财政政策效果,需考察地方财政支出溢出效应,仅当负面溢出效应小且不显著时,本文结论才适用于全国总体宏观调控政策。

借鉴Dupor and Guerrero(2017)的方法,我们在对财政乘数的估算中,将其他相关联地区的财政支出对本地总产出的影响也考虑进来,即加入其他相关联地区财政支出的溢出效应。结果显示相关联城市财政支出对当地总产出都存在负面影响,但影响幅度非常小且不存在统计上的显著性。这一结论与Li and Zhou(2021)较为相似,即中国地方政府的财政支出变化基本不会对其他地区产生影响。这一结果确保了本文基本结论的成立:即使从全国角度来说财政支出乘数可能会略小于地方乘数,但由于地区间负面的溢出效应较弱,总体乘数仍然是较大的。

七、总结与政策启示

本文以新《预算法》实施和地方政府隐性债务置换对不同债务负担水平城市的财政支出影响差异为逻辑起点,通过工具变量法测算了地方财政支出的乘数效应。首先,通过双重差分模型和平行趋势检验,我们发现对高债务负担城市的债务置换会显著提高该市的财政支出和地方总产出。这意味着债务置换过程降低地方政府融资成本,并为地方政府提供了额外的担保能力,从而提升其财政支出空间。其次,通过将双重差分模型中的交互项作为地方财政支出的工具变量,我们估算的地方财政支出累计乘数远大于1,且财政支出在其他地区产出的负面溢出效应较弱。最后,分组检验发现当经济处于衰退周期,或者说实际产出位于潜在产出之下时,财政乘数更大;当私人部门债务负担更重时,财政乘数更小;而初始人均公共基础设施资本存量对财政乘数的影响并不显著。

本文的结论对于未来一段时期中国宏观调控政策的选择,具有重要的政策启示。首先,应采用更为积极的财政政策立场。我们所测算出较大的财政支出乘数,充分说明中国经济长期运行于潜在产出之下,存在有效需求不足的问题。中国自2006年以来的核心

CPI 指数增速极少超过 2%，大部分时间都在 1% 左右运行，这也是中国长期存在有效需求不足的重要证据。在私人部门有效需求不足的条件下，财政当局应主动补足需求的缺口，通过更为积极的财政政策将经济拉回潜在产出的位置。这要求打破所谓 3% 的财政赤字率限制，积极采取逆周期调节手段。

其次，通过债务置换降低地方政府隐性债务负担。对于隐性债务负担较重的地方政府，债务置换有效扩大了政府支出空间，并提高总产出。但当前部分地区的地方政府隐性债务仍事实上存在，且由于限制了地方政府融资而降低了 GDP 增速。隐性债务的存在既提高了地方政府融资负担，也加大了金融风险隐患。在未来一段时期，应在严格限制新增隐性债务的条件下继续加大隐性债务置换力度，通过再融资债券等方式将隐性债务清零。

再次，应更多地从中央财政角度积极发力。地方政府本不应承担宏观调控职能，其当前债务需要用未来的财政收入来偿还，很难实现逆周期调节。但对具有货币主权的中央政府来说，其以本币计价的债务并不必然需要通过未来财政收入来偿还，甚至于在长期内并不需要偿还。二战后美国、英国、日本等发达国家的政府部门杠杆率（政府债务与名义 GDP 之比）具有长期上升的趋势，也就是说这些国家的广义政府债务规模是在不断上升的，且上升速度超过了名义 GDP 的上升速度。大部分国家的中央政府债务成为了其本国货币发行基础，并被中央银行所持有，也并不存在违约风险。中国自 2009 年以来，采用了地方政府债务刺激，虽然能够有效拉动经济增长，但相应的副作用是地方政府债务负担日趋沉重且债务风险加大。未来应更多采取中央加杠杆的形式来实施逆周期的财政政策，保持较低的政府债务成本并提高政府支出空间。

最后，应继续坚持结构性去杠杆进程。结构性去杠杆的核心要求是在保持宏观杠杆率水平基本稳定（即总债务增速与潜在名义 GDP 增速基本一致）的情况下，有针对性地降低某些部门的债务。本文的分组检验发现，过高的私人债务水平会降低财政政策效果。政策引导降低某些部门的债务负担，是提升财政政策效果的重要举措。

参 考 文 献

- [1] 胡久凯、王艺明和罗德庆,2024,《中国财政支出乘数有多大？——基于荟萃回归分析方法》,《财政科学》第 3 期,第 44~56 页。
- [2] 冀云阳、付文林和束磊,2019,《地区竞争、支出责任下移与地方政府债务扩张》,《金融研究》第 1 期,第 128~147 页。
- [3] 梁琪和郝毅,2019,《地方政府债务置换与宏观经济风险缓释研究》,《经济研究》第 4 期,第 18~32 页。
- [4] 李明和李德刚,2018,《中国地方政府财政支出乘数再评估》,《管理世界》第 2 期,第 49~58 页。
- [5] 刘晓光、刘元春和王健,2018,《杠杆率、经济增长与衰退》,《中国社会科学》第 6 期,第 50~70+205 页。
- [6] 毛捷、刘潘和吕冰洋,2019,《地方公共债务增长的制度基础——兼顾财政和金融的视角》,《中国社会科学》第 9 期,第 45~67+205 页。
- [7] 宋傅天和姚东旻,2021,《“城投部门”议价能力与地方政府债务扩张》,《管理世界》第 12 期,第 92~110 页。
- [8] 徐军伟、毛捷和管星华,2020,《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》,《管理世界》第 9 期,第 37~59 页。
- [9] 尹恒、徐琰超,2011,《地市级地区间基本建设公共支出的相互影响》,《经济研究》第 7 期,第 55~64 页。

[10] 张开和龚六堂,2018,《开放经济下的财政支出乘数研究——基于包含投入产出结构 DSGE 模型的分析》,《管理世界》第 6 期,第 24 ~ 40 + 187 页。

[11] Acconcia, A. , Corsetti, G. and Simonelli, S. , 2014, “Mafia and Public Spending: Evidence on the Fiscal Multiplier from a Quasi – experiment,” *American Economic Review*, 104(7) , pp. 2185 ~ 2209.

[12] Barro, R. J. , 1981, “Output Effects of Government Purchases,” *Journal of Political Economy*, 89 , pp. 1086 ~ 1121.

[13] Baxter, M. and King, R. , 1993, “Fiscal Policy in General Equilibrium,” *American Economic Review*, 83 , pp. 315 ~ 334.

[14] Blanchard, O. and Perotti, R. , 2002, “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output,” *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4) , pp. 1329 ~ 1368.

[15] Borio, C. , Kharroubi, E. , Upper, C. and Zampolli, F. , 2016, “Labour Reallocation and Productivity Dynamics: Financial Causes, Real Consequences,” BIS Working Papers, No. 534.

[16] Dupor, B. and Guerrero, R. , 2017, “Local and Aggregate Fiscal Policy Multipliers,” *Journal of Monetary Economics*, 92 , pp. 16 ~ 30.

[17] Fisher, I. , 1933, “The Debt – deflation Theory of Great Depressions,” *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1(4) , pp. 337 ~ 357.

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

[19] Guo, Q. , Liu, C. and Ma, G. , 2016, “How Large Is the Local Fiscal Multiplier? Evidence From Chinese Counties,” *Journal of Comparative Economics*, 44 , pp. 343 ~ 352.

[20] Izquierdo, M. A. , Lama, M. R. , Medina, J. P. , Puig, J. , Riera – Crichton, D. , Vegh, C. , & Vuletin, G. J. , 2019, “Is the Public Investment Multiplier Higher in Developing Countries? An Empirical Exploration,” IMF Working Paper, No. 2019/289.

[21] Kraay, A. , 2012, “How Large Is the Government Spending Multiplier? Evidence From World Bank Lending,” *The Quarterly Journal of Economics*, 127(2) , pp. 829 ~ 887.

[22] Li, R. and Zhou, Y. , 2021, “Estimating Local Fiscal Multipliers Using Political Connections,” *China Economic Review*, 66.

[23] Liu, L. C. , Wang, Y. and Xu, Y. Q. , 2022, “A Practical Guide to Counterfactual Estimators for Causal Inference with Time – Series Cross – Sectional Data,” *American Journal of Political Science*, 68(1) , pp. 160 ~ 176.

[24] McKinnon, R. I. , 2010, “Money and Capital in Economic Development,” *Brookings Institution Press*.

[25] Mian, A. , Sufi, A. and Verner, E. , 2017, “Household Debt and Business Cycles Worldwide,” *The Quarterly Journal of Economics*, 132(4) , pp. 1755 ~ 1817.

[26] Miyamoto, W. , Nguyen, T. L. and Sergeyev, D. , 2018, “Government Spending Multipliers under the Zero Lower Bound: Evidence from Japan,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 10(3) , pp. 247 ~ 277.

[27] Nakamura, E. and Steinsson, J. , 2014, “Fiscal Stimulus in a Monetary Union: Evidence from US Regions,” *American Economic Review*, 104(3) , pp. 753 ~ 92.

[28] Owyang, M. , Ramey, V. and Zubairy, S. , 2013, “Are Government Spending Multipliers Greater during Periods of Slack? Evidence from 20th Century Historical Data,” NBER Working Paper, No. 18769.

[29] Ramey, V. A. , 2020, “The Macroeconomic Consequences of Infrastructure Investment,” NBER Working Paper, No. 27625.

[30] Ramey, V. A. , 2011, “Can Government Purchases Stimulate the Economy? ,” *Journal of Economic Literature*, 49(3) , pp. 673 ~ 685.

[31] Schularick, M. and Taylor, A. M. , 2012, “Credit Booms gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870 – 2008,” *American Economic Review*, 102(2) , pp. 1029 ~ 1061.

[32] Su, Yang, , 2023, "Local Government Financial Constraint and Spending Multiplier in China", *The University of ChicagoProQuest Dissertations & Theses*, 30485960.

Estimation of Local Fiscal Expenditure Multipliers in China

LIU Lei WANG Hui

(Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences;
School of Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences)

Summary: The Chinese government has consistently played a proactive role in economic development. Over the past two decades, local governments have promoted substantial infrastructure investments, primarily through land-based finance and off-balance-sheet debt instruments. Notably, the "4-trillion yuan" stimulus package launched in 2009 aimed to boost economic growth through counter-cyclical measures. While these policies significantly enhanced short-term economic performance, they also led to the accumulation of local government debt burden. As the Chinese economy entered a period of deep structural adjustment, traditional growth drivers gradually weakened, and risks associated with local government debt became increasingly prominent, making implicit local government debt a critical issue in policy regulation.

In recent years, China has further intensified and refined its fiscal policy tools. In October 2023, the government issued an additional one trillion yuan in sovereign bonds and raised the fiscal deficit ratio. Throughout 2024, multiple rounds of additional bond issuances and debt restructuring policies have been introduced, aiming to stimulate economic recovery through expanded fiscal expenditure. However, whether the rapid increase in government debt can effectively drive economic growth, and to what extent it can do so, remains an open question. Addressing these issues fundamentally requires a scientific estimation of the fiscal expenditure multiplier. The higher the fiscal multiplier, the more significant the impact of expansionary fiscal policy, and the greater the potential to ease pressures on the economic recovery.

Against this backdrop, China began implementing a local government implicit debt swap program in 2015. The core objective of this policy is to alleviate local governments' debt burdens and improve the efficiency of fund utilization by replacing inefficient and high-cost implicit debt with more transparent financing mechanisms. However, the actual economic effects of this policy have not been fully assessed. Existing studies show significant divergence in fiscal multiplier estimates and generally lack effective control for policy endogeneity. To fill this gap, this paper focuses on the following core research questions: Has the local government debt swap significantly promoted local economic growth? How should the fiscal expenditure multiplier be accurately estimated, and does its magnitude exhibit heterogeneity under different economic conditions? What are the underlying mechanisms through which local fiscal expenditure influences growth? Does the implicit debt swap generate spillover effects that impact coordinated regional development?

This study combines theoretical analysis with empirical investigation. On the theoretical side, it first provides a comprehensive review of classical studies on fiscal multipliers. It then links the local government implicit debt swap policy with local fiscal expenditure, exploring its potential impacts on fiscal spending and

economic growth from the perspectives of debt structure optimization and improved fund utilization efficiency. On the empirical side, leveraging the exogenous nature of the debt swap policy, this paper utilizes a panel dataset at the prefectural level and employs a difference – in – differences (DID) model to identify the policy effects, supplemented by instrumental variable (IV) methods to estimate the fiscal expenditure multiplier more precisely. To ensure the robustness of the results, multiple heterogeneity tests and robustness checks are conducted, including subgroup analyses based on economic cycles, household leverage levels, and initial regional capital stocks.

The main data sources include the CEIC database, the Wind database, and annual City Statistical Yearbooks, covering the period from 2010 to 2021. This study first quantifies the implementation scope and intensity of the implicit debt swap policy and then estimates its direct effects on local fiscal expenditure and economic growth. The results show that the implicit debt swap policy significantly increased local fiscal expenditure, thereby stimulating rapid regional economic growth. Specifically, after the debt swap, fiscal expenditure in the treatment group increased by 20.62% relative to the control group, while regional total output rose by 40.64%. Fiscal multiplier estimation results indicate that a 1% increase in local fiscal expenditure leads to a 2.071% increase in cumulative regional output, corresponding to a fiscal multiplier significantly greater than 1. This finding suggests that local fiscal expenditure in China yields extremely high marginal returns.

Further heterogeneity analyses reveal several important conclusions. First, the fiscal multiplier is significantly influenced by the state of the economic cycle. When the economic growth rate falls below the potential growth rate, the fiscal multiplier increases markedly. This result is consistent with the theory of counter – cyclical macroeconomic policy: when effective demand is insufficient, expansionary fiscal policy has a stronger stimulative effect on economic growth. Second, high household leverage significantly weakens the effectiveness of fiscal policy, reducing the fiscal multiplier. This finding aligns with the balance sheet recession hypothesis, which posits that when private sector debt levels are excessively high, households tend to prioritize debt repayment over consumption or investment, thereby weakening the economic impact of fiscal expenditure. Third, the initial regional capital stock levels do not show a significant effect on the fiscal multiplier. This suggests that China's high fiscal multiplier primarily stems from direct demand – side effects rather than long – term supply – side factors such as capital accumulation or productivity improvements. This finding further underscores the crucial role of short – term demand management through fiscal policy in China's macroeconomy.

Based on the above analysis, this paper offers several policy recommendations. First, a more proactive fiscal stance should be adopted. The large fiscal multiplier estimated in this study indicates that the Chinese economy has been operating below its potential output for an extended period, implying a persistent effective demand gap. Under such conditions, fiscal authorities should actively fill the demand shortfall through more expansionary fiscal policies, including breaking through the conventional 3% deficit – to – GDP ceiling and adopting stronger counter – cyclical measures. Second, local governments should continue to alleviate their implicit debt burdens through debt swaps. For local governments with heavy hidden debt burdens, debt swaps effectively expand fiscal space and promote higher output. Hidden debts not only increase financing costs but also elevate financial risks. In the coming years, the government should continue to vigorously implement debt swaps under strict controls on new implicit debt, aiming to eliminate existing implicit debts through refinancing

bonds and other instruments. Third, greater fiscal efforts should be initiated at the central government level. Local government debt lacks macroeconomic stabilization functions and must eventually be repaid from future revenues, limiting its counter - cyclical effectiveness. By contrast, debt issued by a sovereign central government denominated in its own currency does not necessarily require future repayment and can sustain long - term macroeconomic management. Thus, future counter - cyclical fiscal policy should rely more on central government leverage to maintain low government borrowing costs and expand fiscal capacity. Lastly, structural deleveraging efforts should be sustained to maintain the overall macro leverage ratio while selectively reducing debt levels in vulnerable sectors. This paper's heterogeneity analysis finds that excessively high private debt levels diminish the effectiveness of fiscal policy. Proactively reducing private sector debt burdens under policy guidance is crucial to avoiding a balance sheet recession and enhancing fiscal policy efficiency.

This paper contributes to the literature in four major ways. First, by selecting appropriate instrumental variables, it estimates a relatively large local fiscal expenditure multiplier. We argue that the chosen instrument exhibits greater exogeneity, leading to more accurate estimates. Second, it explores the transmission mechanisms behind the fiscal multiplier, suggesting that the large multiplier effect primarily arises from demand - side channels—specifically, government spending increases private sector incomes, thereby generating multiplier effects. Third, the paper successfully identifies the causal effects of the 2015 implicit debt swap policy on local fiscal expenditure and regional output. Given the enactment of the new Budget Law and the scale of the debt swaps totaling several trillion yuan, empirically evaluating this major fiscal initiative is of great importance. Lastly, on the policy front, the paper provides robust empirical support for China's current macroeconomic regulation strategies and debt restructuring initiatives.

Keywords: Fiscal Multiplier, Local Debt, Debt Swap, Fiscal Policy

JEL Classification: E62, G23, H63

(责任编辑:唐滔)(校对:ZB)