

地方政府债务与银行同业业务： 理论分析与经验证据

赵旭霞 田国强*

摘要：近年来，我国银行同业业务规模迅速扩张，随之滋生的同业空转和同业异化等金融乱象，已成为触发系统性风险的重要源头。首先，本文构建包含银行异质性特征的动态随机一般均衡模型（DSGE），数值模拟发现，地方政府债务扩张会造成银行同业业务规模增加；福利分析表明，地方政府债务水平越高以及同业业务风险越大，地方政府债务扩张造成的福利损失越多。随后，本文实证检验发现，地方政府债务扩张会诱使银行更多地从事同业业务。

关键词：地方政府债务；异质性个体 DSGE 模型；银行同业业务

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.01.10

一、引言

金融危机后，为应对全球金融市场动荡和国内经济下行风险，我国地方政府借助大规模发债来为经济刺激措施筹资，这在维护地方经济发展和完善基本公共服务的同时（范剑勇和莫家伟，2014），也造成了地方政府偿债压力陡增（许友传，2018；牛霖琳等，2021）。在地方政府债务规模大幅攀升之际，深层次的结构性问题也逐步暴露出来，我国部分地区经济发展水平与其负债规模高度不匹配，个案式和局部性地方政府债务违约事件屡见报端。譬如，2019 年贵州省独山县生产总值为 125.74 亿元，而负债却高达 400 多亿元，并且绝大多数融资成本超过 10%，其债务风险的严重性不言而喻。¹尤其是，在当前对冲新冠肺炎疫情冲击的背景下，地方政府财政收支矛盾再次加剧，偿债压力倍增，有效防范地方政府债务风险的发生和外溢，是促进形成“双循环”新发展格局和实现经济高质量发展的重要基础。

随着经济体中的实体经济、金融系统和地方政府等核心部门间的关联性日趋紧密，地方政府债务扩张的风险不是孤立的，会迅速地外溢传染至其他经济部门（徐忠，2018）。尤其是，我国地方政府债务资金大多来源于商业银行，地方政府债务扩张深刻

* 赵旭霞，上海财经大学高等研究院；田国强，湖北经济学院财经高等研究院、上海财经大学高等研究院、美国得克萨斯州 A&M 大学经济系。通信作者及地址：田国强，上海市武川路 111 号上海财经大学高等研究院，200433；电话：(021) 65904909；E-mail: gtian@mail.shufe.edu.cn。本研究得到上海财经大学数理经济学教育部重点实验室（2012111018）、国家自然科学基金专项项目“中国经济系统建模与仿真”（72141303）、上海财经大学国家级课题后续研究项目（2017110444）、中国博士后基金委面上项目（2021M690101）、上海市“超级博士后”（2020182）和上海财经大学中央高校基本科研业务费专项资金的资助，特此致谢。感谢匿名审稿专家的意见，文责自负。

¹ 杨志勇，“独山县高额债务的反思：县域经济如何寻找特色发展之路”，《21 世纪经济报道》，第 004 版，2020 年 7 月 15 日。

地影响着商业银行的信贷配置方式和效率。一方面,地方政府债务扩张会挤出实体经济融资(余海跃和康书隆,2020),随之而来的财政压力也会倒逼地方政府加强税收征管(赵永辉等,2020),造成实体经济的融资和经营环境恶化,投资边际收益下降。另一方面,地方政府债券具有隐性担保、刚性兑付以及银行间市场质押品等属性,持有地方政府债券变相增加了商业银行在银行间市场的融资优势(许友传,2018)。当商业银行面临着实体经济投资回报率下降,而同业业务回报率优势相对凸显时,在逐利性动机的驱使下,商业银行倾向于将金融资金投向回报率更高的银行间市场,可能会造成银行同业业务规模增加。

实践中,与地方政府债务高企相伴的一个重要事实是,我国金融系统乱象丛生,特别是银行同业业务迅速扩张已成为防范和化解金融风险过程中的焦点问题。同业业务的兴起原本是为了调剂银行短期资金余缺,优化银行间金融资源配置,以维护金融稳定。然而,金融危机之后,我国同业业务进入无序扩张阶段,偏离了调剂银行间流动性的初衷(吴晓灵,2013),逐渐异化为银行躲避监管和空转套利的工具(陈国进等,2021)。对于金融同业乱象蕴含的潜在风险,监管部门高度警觉和关注,一系列规范同业业务的制度和文件相继出台,并严惩同业违规行为。²那么,地方政府债务规模扩张是否是造成银行同业业务规模增加的重要原因?地方政府债务以及同业业务异化所蕴含的风险对经济体福利又有何深层次影响?思考和回答上述问题能够为有效隔离和切断地方政府债务风险外溢,遏制金融同业乱象,切实维护财政金融稳定,提供理论支持和实践参考。

由于地方政府部门与其他经济部门间关联紧密,许多学者发现地方政府债务风险具有外溢性,可能触发连锁风险和共振风险。比如,毛捷和黄春元(2018)研究发现一旦地方政府债务水平超过债务平衡点,便会抑制经济增长;余海跃和康书隆(2020)、刘蓉和李娜(2021)研究认为地方政府债务扩张会挤出实体经济投资,加剧企业的融资困境。这些研究固然对理解地方政府债务风险具有启发意义,但其仅涉及地方政府债务对实体经济的影响,而关于地方政府债务可能触发的金融风险却未展开讨论。

事实上,只有为数不多的学者注意到了地方政府债务风险会传染至金融部门,引发金融风险(毛锐等,2018;熊琛和金昊,2018)。然而,这些研究普遍存在两个特点:(1)基于同质性银行的假设,只侧重于分析地方政府债务所造成的商业银行流动性风险,而未充分关注当前我国金融领域普遍存在的同业业务风险;(2)仅涉及理论分析,并未提供经验检验,那么理论逻辑是否能够得到严格数据支持,研究结论是否具有稳健性仍值得深入探究。有鉴于此,本文首先构建包含异质性银行特征的DSGE模型,以考察地方政府债务影响银行同业业务的内在逻辑机理。然后,考察不同地方政府债务规模和同业业务风险程度情形下,地方政府债务扩张所带来的福利损失。最后,利用我国2008—2018年178家商业银行微观数据和地方政府债务数据对理论研究结论进行实证检验。

相较于以往的研究,本文贡献包括以下三方面:一是研究视角方面,现有关于同业业务成因的研究,大多集中在银行面临的市场化竞争和监管套利角度(高蓓等,2019;

² 例如,2017年针对广发银行侨兴债的同业乱象问题,原银监会对广发银行开出7.22亿元的史上最大罚单;2020年7月,银保监会印发《关于近年影子银行和交叉金融业务监管检查发现主要问题的通报》,明确提出在新冠疫情冲击背景下需防范金融资金空转等金融乱象问题反弹回潮。

Hachem and Song, 2021), 而地方政府债务扩张对同业业务影响的研究比较欠缺, 本文的研究是对现有文献很好的补充。二是研究内容方面, 从理论和实证两个维度, 剖析了地方政府债务影响银行同业业务的内在机理, 同时分别评估了在不同地方政府债务规模以及同业业务风险情形下, 地方政府债务扩张对经济体所造成的福利损失, 丰富了地方政府债务和同业业务风险研究的相关文献。三是政策启示方面, 本文准确勾勒出了地方政府债务风险向金融系统传导的轨迹, 对切实防范和化解系统性财政金融风险具有重要的理论和实践意义。

二、理论模型

借鉴 Wang and Wen (2012) 关于经济主体异质性的相关研究, 本文构建了包含异质性银行的 DSGE 模型以阐述地方政府债务扩张影响银行同业业务选择的动态过程, 并探究其内在机理。基于所关注的研究问题, 模型设定经济体中包含家庭、异质性银行、企业和地方政府四个部门。其中, 家庭通过为企业提供劳动和向银行存款以获得工资和利息, 并获得地方政府的转移支付, 同时在满足预算约束的前提下, 将收入分配在消费、存款和缴税之中以实现效用最大化。银行部门从家庭吸收存款, 通过购买地方政府债券、从事同业业务和为企业提供贷款以实现利润最大化。需要说明的是, 由于各个银行的效率存在差异, 因而在均衡时, 部分银行为同业资金拆入方, 部分为同业资金拆出方。企业需要向地方政府缴纳税收, 从银行部门贷款融资以购买资本, 并向家庭雇用劳动以从事生产, 进而实现利润最大化。地方政府通过向银行发债和征税获得财政收入, 以满足自身财政支出和转移支付支出。各经济主体的行为决策如图 1 所示。

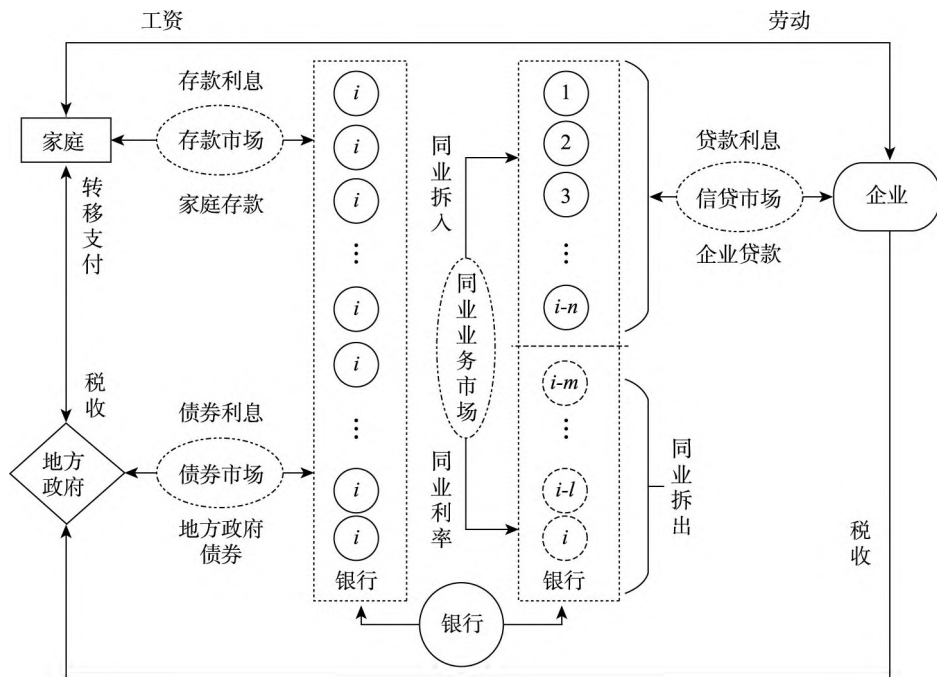


图 1 模型框架示意图

(一) 家庭部门

代表性家庭通过选择消费 C_t 、劳动 H_t 和存款 D_t ，以最大化如下预期效用：

$$\max_{\{C_t, H_t, D_t\}_{t=0}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^t \left[\frac{C_t^{1-\sigma_C}}{1-\sigma_C} - \frac{H_t^{1+\sigma_H}}{1+\sigma_H} \right], \quad (1)$$

其中， E_0 是基于 0 期信息集的期望算子； $\beta_h \in (0, 1)$ 表示家庭的主观贴现因子； σ_C 为风险厌恶系数； σ_H 为劳动供给弹性倒数。家庭服从如下预算约束：

$$(1-\tau_t^c)C_t + D_t = \omega_t H_t + \Pi_t + r_{t-1} D_{t-1} + T_t^r, \quad (2)$$

其中， τ_t^c 为实际征收的消费税税率； ω_t 为劳动工资； Π_t 为家庭获得的利润分红； r_t 为家庭存款利率； T_t^r 为家庭获得的转移支付。³

(二) 银行部门

经济体中有一连续统的银行，银行 $i \in [0, 1]$ 面临贷款效率异质性冲击 ε_{it} 。具体而言，设定每期银行部门决策分为两个子时期：(1) 在贷款效率异质性冲击实现之前，银行选择从家庭部门吸收存款规模，并决定购买地方政府债券的数量；(2) 在贷款效率异质性冲击实现之后，银行 i 选择同业业务规模、企业贷款规模和新增企业贷款数量。银行 i 的经营目标是实现如下预期利润最大化：

$$\max_{\{b_{it}, l_{it}^f, l_{it}^g\}} E_t \left[\max_{\{d_t, l_t^g\}} \tilde{E}_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j^b \Lambda_{t,t+j} \pi_{it}^b \right], \quad (3)$$

其中， E_t 和 \tilde{E}_t 分别表示含有和不含 ε_{it} 信息的期望算子； β_b 为银行部门的贴现因子；随机贴现因子 $\Lambda_{t,t+j} = (1-\tau_t^c)C_{t+j}^{-\sigma_C} / [(1-\tau_{t+j}^c)C_t^{-\sigma_C}]$ ； π_{it}^b 为 t 期银行 i 的利润。根据银行 i 的资产负债配置策略，可知其利润 π_{it}^b 为：

$$\pi_{it}^b = r_t^g q_{t-1}^g l_{t-1}^g + r_t^f l_{t-1}^f + d_t + b_{it} - r_{t-1}^b b_{it-1} - r_{t-1} d_{t-1} - q_t^g l_t^g - l_{it}^f, \quad (4)$$

其中， r_t^g 为地方政府债券收益率； q_t^g 为地方政府债券价格； l_t^g 为地方政府债券数量； r_t^f 为企业贷款回报率； l_{it}^f 为银行 i 的企业贷款规模； b_{it} 为银行 i 的同业业务规模； r_{it}^b 为同业业务利率； d_t 为银行 i 吸收的家庭存款规模； l_{it}^f 为银行 i 的新增企业贷款规模。

参考 Gertler and Karadi (2011) 和 Wang and Wen (2012) 的研究，银行 i 企业贷款规模的演化方程为：

$$l_{it}^f = \varepsilon_{it} l_{it}^f + (1-\delta) l_{it-1}^f - \kappa \max(0, b_{it-1}), \quad (5)$$

其中， δ 为资本折旧率， κ 为同业业务风险参数。式 (5) 表明银行 i 的企业贷款由三部分组成：一是新增企业贷款，考虑到我国银行间存在效率差异，设定银行 i 投入 l_{it}^f 单位新增企业贷款会转化为 $\varepsilon_{it} l_{it}^f$ 单位企业贷款（姚树洁等，2011）；二是回购上一期折旧后的企业资本 $(1-\delta) l_{it-1}^f$ ；三是剔除同业业务异化带来的企业贷款损失，鉴于当前我国银行同业业务存在诸多乱象，使得原本旨在提高金融市场运行效率的同业业务，却演化为资源错配的源头（陈国进等，2021），这里设定当期银行 i 的同业资金拆入规模越大，下一期面临同业业务异化损失就越多，具体为 $\kappa \max(0, b_{it-1})$ 。与 Wang and Wen (2012) 的研究一致，异质性贷款效率冲击 ε_{it} 与其他总量冲击是独立的，且服从帕累托分布，分

³ 限于篇幅，正文中部分优化条件未列示，留存备案。

布函数为 $\Phi(\epsilon_{it}) = 1 - \epsilon_{it}^{-\psi}$ ，这里 $\psi \in [1, \infty)$ 为分布形状参数。银行 i 的利润需大于等于 0，即满足如下非负假设：

$$\pi_{it}^b \geq 0. \quad (6)$$

参考 Gertler and Karadi (2011) 的设定，新增企业贷款投资具有不可逆性，即银行 i 的新增企业贷款大于等于 0：

$$l_{it}^f \geq 0. \quad (7)$$

鉴于银行吸收存款需要提供相应的抵押物，即每个银行吸收存款的数量 d_t 满足如下借贷约束：

$$d_t \leq \gamma \bar{l}_{t-1}^f, \quad (8)$$

其中， γ 为银行面临的存款抵押参数。由于银行吸收存款的决策在异质性贷款效率冲击 ϵ_{it} 实现之前，故设定其抵押资产 \bar{l}_{t-1}^f 为银行业企业贷款规模的均值。与存款业务面临的传统资本抵押约束不同，同业业务不受传统资本监管的约束，主要以政府债券抵押的形式融资（潘彬等，2018）。因此，同业业务规模面临如下约束：

$$b_{it} \leq \theta q_t^g l_{it}^g, \quad (9)$$

这里 θ 为同业业务抵押参数。在满足约束条件 (5)–(9) 的情况下，给定银行 i 的拉格朗日乘子分别为 λ_{it} 、 μ_{it} 、 π_{it} 、 ν_{it} 和 η_{it} ，最大化其自身效用，可以得到如下优化方程：

$$\int [(1 + \mu_{it}) - \nu_{it} - \beta_b E_t \Lambda_{t,t+1} r_t (1 + \mu_{it+1})] d\Phi(\epsilon) = 0, \quad (10)$$

$$\int [-(1 + \mu_{it}) q_t^g + \theta q_t^g \eta_{it} + \beta_b E_t \Lambda_{t,t+1} q_t^g (1 + \mu_{it+1}) r_{t+1}^g] d\Phi(\epsilon) = 0, \quad (11)$$

$$1 + \mu_{it} - \eta_{it} - \beta_b E_t \Lambda_{t,t+1} [r_t^b (1 + \mu_{it+1}) + \kappa \lambda_{it+1} I(b_{it-1} > 0)] = 0, \quad (12)$$

$$-(1 + \mu_{it}) + \epsilon_{it} \lambda_{it} + \pi_{it} = 0, \quad (13)$$

$$-\lambda_{it} + \beta_b E_t \Lambda_{t,t+1} \{r_{t+1}^f (1 + \mu_{it+1}) + (1 - \delta) \lambda_{it+1}\} = 0, \quad (14)$$

其中，式 (10) 为银行 i 吸收存款数量 d_t 的最优方程；式 (11) 为银行 i 购买地方政府债券数量 l_{it}^g 的最优方程；式 (12) 为银行 i 选择同业业务规模 b_{it} 的最优方程， $I(\cdot)$ 为指示函数，当 $b_{it-1} > 0$ 时，取值为 1，否则为 0；式 (13) 为银行 i 选择新增企业贷款数量 l_{it}^f 的最优方程；式 (14) 为银行 i 选择企业贷款规模 l_{it}^f 的最优方程。相应地，式 (6)–(9) 的互补松弛条件分别为： $\mu_{it} \pi_{it}^b = 0$ ； $\pi_{it} l_{it}^f = 0$ ； $\nu_{it} (\gamma \bar{l}_{t-1}^f - d_t) = 0$ ； $\eta_{it} (\theta q_t^g l_{it}^g - b_{it}) = 0$ 。从优化方程 (10)–(14) 可以发现，拉格朗日乘子 $\{\lambda_{it}, \mu_{it}, \pi_{it}, \nu_{it}, \eta_{it}\}$ 只与总量状态和异质性冲击 ϵ_{it} 相关。根据期望的迭代法则，可得 $E_t \Lambda_{t,t+1} \mu_{it+1} \equiv E_t \Lambda_{t,t+1} \int \mu_{it+1} d\Phi(\epsilon) = E_t \Lambda_{t,t+1} \bar{\mu}_{t+1}$ ，

其中 $\bar{\mu}_{t+1}$ 为 μ_{it+1} 的期望值；类似地， $E_t \Lambda_{t,t+1} \lambda_{it+1} = E_t \Lambda_{t,t+1} \bar{\lambda}_{t+1}$ ， $E_t \Lambda_{t,t+1} \eta_{it+1} = E_t \Lambda_{t,t+1} \bar{\eta}_{t+1}$ 。同时，设定银行 t 期所对应的平均拉格朗日乘子分别为 $\bar{\lambda}_t \equiv \int \lambda_{it} d\Phi(\epsilon)$ 、 $\bar{\mu}_t \equiv \int \mu_{it} \times$

$d\Phi(\epsilon)$ 、 $\bar{\nu}_t \equiv \int \nu_{it} d\Phi(\epsilon)$ 和 $\bar{\eta}_t \equiv \int \eta_{it} d\Phi(\epsilon)$ ，上述优化方程可以改写为：

$$1 + \bar{\mu}_t - \bar{\nu}_t - \beta_b E_t \Lambda_{t,t+1} r_t (1 + \bar{\mu}_{t+1}) = 0, \quad (15)$$

$$-(1 + \bar{\mu}_t) + \theta \bar{\eta}_t + \beta_b E_t \Lambda_{t,t+1} (1 + \bar{\mu}_{t+1}) r_{t+1}^g = 0, \quad (16)$$

$$1 + \mu_{it} - \eta_{it} - \beta_b E_t \Lambda_{t,t+1} [r_t^b (1 + \bar{\mu}_{t+1}) + \kappa \bar{\lambda}_{t+1} I(b_{it-1} > 0)] = 0, \quad (17)$$

$$-\lambda_{it} + \beta_b E_t \Lambda_{t,t+1} \{r_{t+1}^f (1 + \bar{\mu}_{t+1}) + (1 - \delta) \bar{\lambda}_{t+1}\} = 0, \quad (18)$$

由上述优化条件中的式(18)可以看出, $\lambda_{it} \equiv \lambda_i$ 与银行类型 i 无关。若定义增加一单位新增贷款的机会成本为 λ_i , 则 $\lambda_i = 1/\epsilon_i^* = \beta_b E_t \Lambda_{t,t+1} \{r_{t+1}^f (1 + \bar{\mu}_{t+1}) + (1 - \delta) \bar{\lambda}_{t+1}\}$ 。本文采用值函数猜测-验证方法求解银行的最优决策规则, 结果显示贷款效率阈值 ϵ_i^* 越大, 则直接从事企业贷款的银行越少, 即越多的银行只从事同业业务。进一步地, 根据以上判断, 基于 ϵ_{it} 与 ϵ_i^* 的大小关系, 本文讨论了 $\epsilon_{it} > \epsilon_i^*$ 、 $\epsilon_{it} < \epsilon_i^*$ 和 $\epsilon_{it} = \epsilon_i^*$ 三种情形下, 模型的均衡解。⁴总的来看, 银行 i 最优的新增企业贷款决策只与贷款效率的阈值 ϵ_i^* 有关, 只有当 $\epsilon_{it} \geq \epsilon_i^*$ 时, 银行 i 才会增加新增企业贷款。否则, 银行 i 只从事同业业务, 而不直接进行新增企业贷款业务。银行 i 的新增企业贷款决策如下式所示:

$$l_{it}^f = \begin{cases} r_i^g q_{t-1}^g l_{t-1}^g + r_i^f l_{t-1}^f + d_t + b_{it} - r_{t-1}^b b_{it-1} - r_{t-1} d_{t-1} - q_t^g l_t^g & \text{若 } \epsilon_{it} \geq \epsilon_i^* \\ 0 & \text{若 } \epsilon_{it} < \epsilon_i^* \end{cases} \quad (19)$$

约束方程(6)、(7)、(8)、(9)所对应的拉格朗日乘子 μ_{it} 、 π_{it} 、 ν_{it} 和 η_{it} 的取值分别为:

$$\pi_{it} = \begin{cases} 0 & \text{若 } \epsilon_{it} \geq \epsilon_i^* \\ \frac{\epsilon_i^* - \epsilon_{it}}{\epsilon_i^*} & \text{若 } \epsilon_{it} < \epsilon_i^* \end{cases}, \quad (20)$$

$$\mu_{it} = \begin{cases} \frac{\epsilon_{it} - \epsilon_i^*}{\epsilon_i^*} & \text{若 } \epsilon_{it} \geq \epsilon_i^* \\ 0 & \text{若 } \epsilon_{it} < \epsilon_i^* \end{cases}, \quad (21)$$

$$\nu_{it} = 1 + \bar{\mu}_t - E_t \beta_b \Lambda_{t,t+1} r_t (1 + \bar{\mu}_{t+1}), \quad (22)$$

$$\eta_{it} = \begin{cases} \frac{\epsilon_{it} - \epsilon_i^*}{\epsilon_i^*} & \text{若 } \epsilon_{it} \geq \epsilon_i^* \\ 0 & \text{若 } \epsilon_{it} < \epsilon_i^* \end{cases}, \quad (23)$$

$$\frac{1}{\epsilon_i^*} = \beta_b E_t \Lambda_{t,t+1} \left[r_{t+1}^f Q(\epsilon_{t+1}^*) + \frac{(1-\delta)}{\epsilon_{t+1}^*} \right], \quad (24)$$

其中, $Q(\epsilon_i^*) \equiv 1 + \int_{\epsilon_{it} \geq \epsilon_i^*} \frac{\epsilon_{it} - \epsilon_i^*}{\epsilon_i^*} d\Phi(\epsilon_{it})$ 。从加总层面来说, 银行整体可以分为两大类: 一类是贷款效率较低的银行, 其贷款效率 ϵ_{it} 小于阈值 ϵ_i^* , 银行 i 选择新增企业贷款 $l_{it}^f = 0$; 另一类是贷款效率高的银行, 其贷款效率 ϵ_{it} 大于等于阈值 ϵ_i^* , 银行 i 选择新增企业贷款 $l_{it}^f > 0$ 。⁵因此, 银行部门的新增企业贷款规模为:

$$L_t^f = [(r_t^f + \gamma)L_{t-1}^f - \gamma r_{t-1} L_{t-2}^f + (\theta - 1)q_t^g L_t^g + r_t^g q_{t-1}^g L_{t-1}^g] [1 - \Phi(\epsilon_t^*)], \quad (25)$$

其中, $1 - \Phi(\epsilon_t^*) = \Pr[\epsilon \geq \epsilon_t^*]$ 为银行部门中贷款效率高于阈值 ϵ_t^* 的比例。相应地, 银行部门企业贷款总规模为:

$$L_t^f = (1 - \delta)L_{t-1}^f + L_t^f [1 - \Phi(\epsilon_t^*)]^{-1} \int_{\epsilon_{it} \geq \epsilon_t^*} \epsilon_{it} di - \kappa \int_{\epsilon_{it-1} \geq \epsilon_{t-1}^*} b_{it-1} di. \quad (26)$$

鉴于银行 i 的存款约束都为紧约束, 此时银行部门吸收存款的规模 D_t 为:

$$D_t = \gamma L_{t-1}^f. \quad (27)$$

⁴ 限于篇幅, 正文中略去了均衡解的求解过程, 留存备索。

⁵ 小写字母代表单个银行的变量 (d_t , l_t^g , b_{it} , l_{it}^f , l_t^f), 用相应的大写字母表示每类银行的加总变量 (D_t , L_t^g , B_T , L_t^f , L_t^f)。

在同业业务市场上，银行业的同业业务拆出规模等于同业业务拆入规模，即 $B_t = \int b_{it} d\Phi(\epsilon_{it}) = 0$ 。当贷款效率 ϵ_{it} 大于等于阈值 ϵ_t^* 时，同业业务借贷约束为紧，否则为松。依据“有借必有贷”的会计原理，同业业务规模变动会同时反映在资金拆入端和资金拆出端。从资金拆入端看，同业业务总规模为：

$$B_t^\# = \theta q_t^\# L_t^\# [1 - \Phi(\epsilon_t^*)]. \quad (28)$$

由式 (28) 可知，同业业务总规模既取决于银行能够参与的同业业务规模 $\theta q_t^\# L_t^\#$ ，也取决于愿意参与同业业务资金拆入的银行比例 $1 - \Phi(\epsilon_t^*)$ ；前者为集约边际，后者为广延边际。

(三) 企业部门

经济体中的企业为完全竞争厂商，其生产函数 Y_t 为⁶：

$$Y_t = A_t K_{gt}^\mu K_t^\alpha H_t^{1-\alpha}, \quad (29)$$

其中， A_t 为技术冲击； K_{gt} 为地方政府公共资本，积累方程为 $K_{gt} = (1 - \delta_g) K_{gt-1} + G_t$ ，这里 δ_g 为地方政府公共资本的折旧率， G_t 为地方政府支出； K_t 和 H_t 分别为企业的资本和劳动投入； μ 为地方政府公共资本的产出份额； α 为资本的产出份额； $1 - \alpha$ 为劳动的产出份额。在给定工资水平 w_t 、企业贷款回报率 r_t^f 和实际征收的增值税税率 τ_t^y 情况下，企业通过选择资本 K_t 和劳动 H_t 投入数量，以实现利润最大化。其中，企业部门的利润函数为： $\pi_t^f = (1 - \tau_t^y) Y_t - r_t^f K_t - w_t H_t$ 。

(四) 地方政府部门

为满足自身财政支出需求，地方政府通过发行债券从银行举借债务，参考 Woodford (2001) 的做法，本文设定在 t 期发行的地方政府债券，其收益需要分多期还清。具体地，在 $t+1$ 期偿付固定支付额 r_c ，以后每期偿付上一期支付额的 ω 比例，直至偿清，其中参数 ω 决定了地方政府债务偿还的期限长短。依据上述债务偿还规则和迭代法则，可以计算出地方政府债券收益率为 $r_t^g = (r_c + \omega q_t^g) / q_{t-1}^g$ 。

当前我国财税当局制定的税收规则，更多地是对政府债务状况变化的反映，参考贾俊雪 (2012) 的研究，本文设定如下理论征税税率的税收规则：

$$\bar{\tau}^{jj} = \bar{\tau}^{jj} + \vartheta (x_t^g - \bar{x}^g), \quad (30)$$

其中， $jj = \{c, y\}$ ， $\bar{\tau}^{jj}$ 和 \bar{x}^g 分别为理论征税税率的稳态值和地方政府债务产出比的稳态值； $x_t^g = q_t^g L_t^g / Y_t$ 为地方政府债务产出比； $\vartheta \in (0, 1)$ 为税收规则参数。参考赵永辉等 (2020) 的研究，本文将地方政府的税收努力程度 e^g 纳入理论模型，且 $e^g \in (0, 1]$ ，则对于家庭和企业而言，实际征税税率为 $\tau_t^{jj} = e^g \bar{\tau}^{jj}$ ；对于地方政府而言，理论应征税额为 $T_t^g = \tau_t^c C_t + \tau_t^y Y_t$ ，而实际征税税额为 $e^g T_t^g$ 。⁷ 因此， t 期地方政府的预算约束为：

$$q_t^g L_t^g + e^g T_t^g = G_t + r_t^g q_{t-1}^g L_{t-1}^g + T_t^r. \quad (31)$$

⁶ 感谢匿名审稿专家对引入生产性地方政府支出而给出的建设性意见。

⁷ 感谢匿名审稿专家对引入税收努力而给出的建设性意见。

(五) 一般均衡与动力系统

经济系统的均衡定义如下：在给定价格序列 $\{\tau_t, r_t, r_t^b, r_t^f, r_t^g, q_t^g\}$ 和外生总量冲击随机过程 $\{A_t, G_t, x_t^g\}$ 的情况下，各经济主体根据自身的约束条件选择其最优行为，并满足市场出清条件。另外，经济体系中将面临来自技术、地方政府支出、地方政府债务产出比三方面的总量冲击。假定上述冲击服从对数形式的 AR(1) 过程，具体如下：

$$\ln A_t = \rho_A \ln A_{t-1} + \varepsilon_t^A, \quad (32)$$

$$\ln G_t = (1 - \rho_G) \ln \bar{G} + \rho_G \ln G_{t-1} + \varepsilon_t^G, \quad (33)$$

$$\ln x_t^g = (1 - \rho_{xg}) \ln \bar{x}^g + \rho_{xg} \ln x_{t-1}^g + \varepsilon_t^{xg}. \quad (34)$$

上述冲击的持久系数分别为 $\{\rho_A, \rho_G, \rho_{xg}\}$ 、外生冲击项分别为 $\{\varepsilon_t^A, \varepsilon_t^G, \varepsilon_t^{xg}\}$ ，服从具有标准差 $\{\sigma_A, \sigma_G, \sigma_{xg}\}$ 的正态分布。

三、参数校准与数值分析

(一) 参数校准

本文采用校准的方法确定参数取值，时间频率为季度。对于模型中的关键参数，结合中国的实际经济数据校准获得，并且进行稳健性检验以确保数值模拟结果的可靠性；而模型中常见的参数，借鉴已有文献研究赋值。其中，家庭部门的参数集合为 $\{\beta_h, \sigma_c, \sigma_H\}$ 。家庭主观贴现因子 β_h ，已有文献取值范围多数在 0.98—0.995 之间，本文设定为 0.99；风险厌恶系数 σ_c 和劳动供给弹性倒数 σ_H 分别赋值为 2（朱军和许志伟，2018；田国强和赵旭霞，2019）。

银行部门参数集合 $\{\beta_b, \delta, \psi, \gamma, \theta, \kappa\}$ 。银行部门的耐心小于家庭，设定银行主观贴现因子 $\beta_b < \beta_h$ ，本文赋值为 0.98；资本折旧率 δ 取值 0.025。由于我国 2007—2020 年间同业拆借利率的均值为 1.97%，故将贷款效率分布形状参数 ψ 赋值为 2.85；借鉴林滨等（2018）的研究，将存款市场和同业业务市场的借贷抵押系数 γ 和 θ 均赋值为 0.5；在基准情形下，本文将同业业务风险参数 κ 赋值为 0.1，并通过逐次改变参数取值，进行稳健性检验，数值模拟结果显示该参数值变动并不影响研究结论。

企业部门参数集合 $\{\bar{A}, \mu, \delta_g, \alpha\}$ 。与现有文献一致，技术水平稳态值 \bar{A} 取 1；地方政府公共资本产出份额 μ 赋值为 0.3（郭长林，2018）；地方政府公共资本折旧率 δ_g 赋值为 0.092（郭长林，2018）；资本份额 α 取 0.5（田国强和赵旭霞，2019）。

地方政府部门参数集合 $\{r_c, \omega, \bar{\tau}^c, \bar{\tau}^y, \vartheta, e^g, \bar{x}^g, \bar{G}/\bar{Y}\}$ 。参考 van der Kwaak and van Wijnbergen（2014）的研究，地方政府债券固定支付额 r_c 取值为 0.04，债务期限参数 ω 取值为 0.96；消费税理论征税税率的稳态值 $\bar{\tau}^c$ 赋值为 0.125（卞志村等，2019）；增值税理论征税税率的稳态值 $\bar{\tau}^y$ 赋值为 0.15（刘柏惠等，2019）；税收规则参数 ϑ 赋值为 0.35（卞志村等，2019）；税收努力程度 e^g 赋值为 0.5（赵永辉等，2020）；根据我国 2002—2020 年的地方政府债务规模占 GDP 的平均比重，校准地方政府债务占年度 GDP 比重的稳态值为 0.2，因而模型对应的季度地方政府债务占总产出比重 \bar{x}^g

赋值为 0.8；地方政府支出占总产出比重的稳态值 \bar{G}/\bar{Y} 赋值为 0.2（裘翔和周强龙，2014）。

外生冲击系数 $\{\rho_A, \sigma_A, \rho_G, \sigma_G, \rho_{xg}, \sigma_{xg}\}$ 。参考郭长林（2018）的研究，校准技术水平和地方政府支出冲击的持续系数分别为 0.87 和 0.95，其标准差分别为 0.02 和 0.04；根据我国 2002—2020 年的地方政府债务规模占 GDP 的比重数据，估计获得地方政府债务产出冲击的持续系数 ρ_{xg} 为 0.92，其标准差为 σ_{xg} 为 0.13。

（二）数值模拟结果与机制分析

在上述模型均衡求解和参数校准的基础上，图 2 模拟了当地方政府债务产出比增加 1 个标准差时，各主要经济变量的脉冲响应结果。数值模拟结果表明，地方政府债务扩张会造成银行同业业务规模增加，导致企业贷款规模下降和总产出下降。这一结论可以从以下两方面予以分析：一是税收效应。在当前维持债务可持续性的税收规则下，地方政府债务扩张而伴随的企业增值税征管力度提高，使得企业贷款回报率下降，意味着只有贷款效率足够高的银行才愿意为企业提供贷款，更多的银行只从事同业业务（体现为贷款效率阈值 ϵ^* 增加），即地方政府债务扩张会通过广延边际路径影响同业业务规模。二是抵押品效应。地方政府债券作为同业业务市场重要的抵押品，其发行量增加使得银行能够用作抵押品的数量增多，意味着每个银行的同业拆借资金规模上升，即地方政府债务扩张会通过集约边际路径影响同业业务规模。

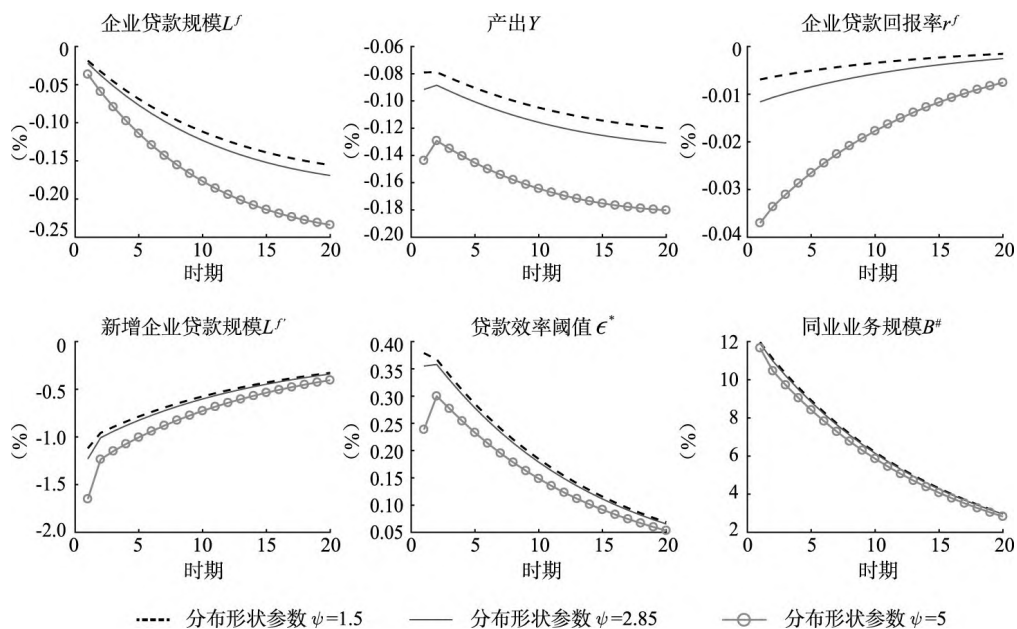


图 2 地方政府债务扩张影响银行同业业务规模的脉冲响应

进一步地，鉴于贷款效率异质性冲击分布形态可能会对数值模拟结果产生影响，我们采用反事实分析方法，对比不同贷款效率异质性冲击分布形状参数 ψ 情形下的脉冲响应结果，以确保数值模拟结果的稳健性。具体地，本文设定三组不同情形：情形 1（ $\psi=1.5$ ）、基准情形（ $\psi=2.85$ ）和情形 2（ $\psi=5$ ）。对比三种情形下的脉冲响应结果，可以

发现,在不同的形状参数 ψ 下,地方政府债务扩张均会造成同业业务规模增加,说明数值模拟结果是可靠的。总的来说,本文数值模拟结果与我国经济运行的典型事实是基本一致的。金融危机之后,为配合短期应急政策实施,地方政府大量发债,以满足自身的融资需求。在此过程中,地方政府所承担的债务规模急剧攀升,同时造成企业融资困境、实体经济环境恶化,银行同业业务增加等诸多问题集中爆发。⁸

(三) 福利分析

前文数值模拟结果表明地方政府债务扩张会造成银行同业业务规模增加,但地方政府债务扩张对整体经济福利水平有何影响,更进一步地,在不同的地方政府债务存量和同业业务风险情形下,地方政府债务扩张分别会对经济体福利有何影响并未回答。为此,我们试图考察地方政府债务产出比增加1个标准差对经济体造成的福利损失。参考Woodford(2003)的研究,可以求得福利损失函数 \bar{W}_{Loss} 为:

$$\bar{W}_{Loss} = \frac{-\sigma_C}{2} \text{var}(\hat{C}_t) + \frac{U_{\bar{H}} \bar{H} \sigma_H}{U_{\bar{C}} \bar{C}} \frac{1}{2} \text{var}(\hat{H}_t), \quad (35)$$

其中, \bar{C} 和 \bar{H} 分别为 C_t 和 H_t 的稳态值; \hat{C}_t 和 \hat{H}_t 分别为变量 C_t 和变量 H_t 的对数稳态偏离值; $\text{var}(\hat{C}_t)$ 和 $\text{var}(\hat{H}_t)$ 分别为变量 \hat{C}_t 和 \hat{H}_t 的方差;变量 $U_{\bar{H}}$ 和 $U_{\bar{C}}$ 分别为在稳态处效用函数对 C_t 和 H_t 的一阶偏导数。

基于此,我们将地方政府债务产出比限定在0.8—2之间,其取值越大意味着经济体中现有的地方政府债务规模越大,并在该范围之内对其做格点化处理,设定格点步长为0.02,考察地方政府债务产出比增加一标准差时,不同的地方政府债务存量所对应的福利损失,结果如图3实线所示。福利计算结果表明,经济体中现有地方政府债务水平越高,地方政府债务扩张所造成的福利损失越大。进一步地,利用同业业务风险参数 κ 大小以捕捉同业业务所裹挟的风险扭曲,对比三种情形($\kappa=0.1$ 、 $\kappa=0.5$ 和 $\kappa=0.9$),可以发现同业业务风险越大,地方政府债务扩张所造成的福利损失越多。

四、微观经验证据

(一) 计量模型设定

理论分析发现,地方政府债务扩张会造成银行同业业务规模增加,而该结论能否得到现实数据的支撑,仍有待检验。鉴于此,本文构建如下静态面板数据模型:

$$ITB_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 GD_{jt} + \hat{\gamma} X_{ijt} + \hat{\lambda} Y_{jt} + \hat{\theta}_i + \hat{\mu}_t + \zeta_{ijt}, \quad (36)$$

其中,下标 i 、 j 和 t 分别表示银行、地区和年份;被解释变量 ITB_{ijt} 为位于地区 j 的银行 i 在第 t 年从事同业业务的规模;解释变量 GD_{jt} 为地区 j 在第 t 年的地方政府债务规模; X_{ijt} 为银行层面控制变量集合; Y_{jt} 为地区宏观经济层面控制变量集合; $\hat{\theta}_i$ 为银行固定效应; $\hat{\mu}_t$ 为年份固定效应; ζ_{ijt} 为多维度随机扰动项。

⁸ 感谢匿名审稿专家的建议,本文通过方差分解、均衡稳态变化、基于卡尔曼滤波的历史状态分析等方法,考察了地方政府债务扩张对银行同业业务增加的贡献程度,限于篇幅相关分析结果未列示,留存备案。

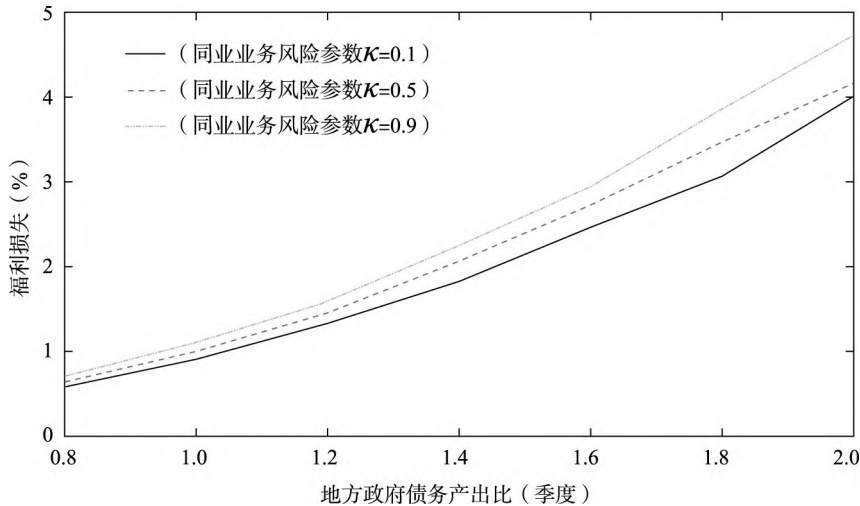


图 3 地方政府债务产出比冲击下的福利损失

(二) 变量选取与测度

1. 银行同业业务规模

与已有实证文献的做法一致 (潘彬等, 2018), 本文选取银行同业资产业务 (存放同业、拆出资金和买入返售金融资产) 与总资产的比值作为银行同业业务 (*ITB*) 的代理变量。

2. 地方政府债务规模

参考余海跃和康书隆 (2020) 的研究, 本文采用地方政府负债率 (*GD*), 即地方政府债务余额占 GDP 的比值, 作为地方政府债务规模的代理变量。为确保地方政府债务数据的真实性, 本文在已有研究的基础上分时间段估算和收集地方政府债务数据。具体如下: 首先, 对于 2010 年之前的地方政府债务数据, 借鉴缪小林和赵一心 (2019) 的方法, 采用地方政府投资额现金平等式进行估算。其次, 从审计署及各地区审计局公布的 2013 年 6 月政府性债务审计结果公告中, 可以获得各地区 2010 年年底、2012 年年底和 2013 年 6 月底各地区负有偿还责任的债务数据; 各地区审计结果中还提供了该类债务的年均增长率, 据此可以推算出各地区 2011 年年底和 2013 年年底的债务数据。⁹ 最后, 从各地区历年发债说明书中手工摘录 2014 年之后地方政府负有偿还责任的债务数据, 若地区发债说明书中没有披露该类债务数据, 则采用财政部公布的地区一般债务和专项债务之和表示。¹⁰

3. 控制变量

本文分别从银行内部特征和外部宏观经济两个层面引入控制变量, 银行层面控制变量包括: 盈利能力 (*ROA*), 用总资产收益率表示; 存贷比 (*LDR*), 以贷款总额与存款总额比值表示; 权益比率 (*CAP*), 用所有者权益与总资产的比值衡量; 运营效率 (*CIR*),

⁹ 若地区审计结果中没有公布年均增长率, 则假定该类债务是匀速增长的。

¹⁰ 为确保各个时间段债务数据估算的一致性, 将各年份不同地区政府债务数据分别与 2012 年国家审计署公布各地区债务数据进行相关分析, 其相关系数均在 0.82 以上, 意味着本文地方政府债务数据符合实际分布特征。

以营业支出占营业收入的比值衡量；不良贷款率（*NPL*），用次级类贷款、可疑类贷款以及损失类贷款之和占总贷款的比值表示；资本充足率（*CAR*），用资本净额与风险加权资产的比重表示；收入结构（*NIM*），以净利息收入与总资产的比值衡量；银行规模（*ASSET*），用年末银行总资产占行业总规模的比值表示。地区宏观经济层面变量主要包括：经济增速（*GDP*），采用地区GDP年增长率表示；实体经济发展状况（*FAG*），使用各地区全社会固定资产投资完成额与GDP的比值表示；货币增长速度（*MR*）：采用基础货币M0同比增长率表示。

（三）样本选取与数据处理

本文选取2007—2018年我国商业银行年度数据为研究样本，对初始样本做如下处理：（1）剔除政策性银行、外资银行、邮政储蓄银行、农村合作银行；（2）银行合并重组前单独进入样本，合并重组后只有一家并购银行进入样本；（3）剔除银行总资产和所有者权益为负值的异常样本；（4）剔除一些主要变量数据缺失较为严重的样本；（5）剔除财务数据连续不足3年的异常样本。最终得到178家银行的非平衡面板数据，包括5家大型国有商业银行、12家全国性股份制商业银行、104家城市商业银行和57家农村商业银行，共计1488个年度观察值。为排除异常值的影响，本文对所有银行层面连续变量进行上下1%的缩尾处理。在数据匹配方面，对于大型国有商业银行和股份制商业银行用全国层面的债务规模数据和宏观经济数据进行匹配；而对于城市商业银行和农村商业银行用其所在省份地方政府债务规模数据和宏观经济数据进行匹配。

在数据来源方面，银行特征变量数据主要来源于国泰安数据库（CSMAR）、万德数据库（Wind）和中国研究数据服务平台（CNRDS），部分变量缺失数据通过查阅全球银行与金融机构分析库（ORBIS Bank Focus）、银行历年年报以及历年《中国金融年鉴》最大限度手动补充完善。地区宏观经济变量数据主要来源于CEIC数据库、历年《中国统计年鉴》和中国人民银行官方网站。¹¹

（四）经验回归结果及分析

1. 地方政府债务扩张对银行同业业务规模的影响

表1报告了地方政府债务扩张对银行同业业务规模影响的回归结果。表中列（1）为不加入任何控制变量的回归结果，数值显示，地方政府负债率（*GD*）的回归系数在1%水平下显著为正，初步证实地方政府债务规模与银行同业业务规模之间存在正向关系。第（2）—（6）列为依次添加银行层面控制变量和地区宏观经济层面控制变量的回归结果，可以看出，地方政府负债率（*GD*）的回归系数均显著为正，这表明地方政府债务扩张会诱使银行更多地从事同业业务。整体而言，本文理论研究结论能够得到经验结果的有力支持。

¹¹ 限于篇幅，正文并未列示各变量的描述性统计结果，留存备索。

表 1 地方政府债务扩张对银行同业业务规模影响的基准回归结果

变量	<i>ITB</i>	<i>ITB</i>	<i>ITB</i>	<i>ITB</i>	<i>ITB</i>	<i>ITB</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>GD</i>	0.131*** (0.047)	0.094*** (0.019)	0.090*** (0.018)	0.078*** (0.019)	0.074*** (0.018)	0.057** (0.028)
<i>ROA</i>		4.591*** (1.272)	4.238*** (1.368)	2.315* (1.311)	-1.191 (1.311)	-2.580 (1.643)
<i>LDR</i>		-0.283*** (0.068)	-0.268*** (0.062)	-0.228*** (0.060)	-0.241*** (0.061)	-0.184*** (0.044)
<i>CAP</i>			-0.343 (0.235)	-0.931*** (0.271)	-1.014*** (0.233)	-0.735*** (0.186)
<i>CIR</i>			-0.028* (0.016)	-0.023* (0.013)	-0.045*** (0.016)	-0.048** (0.021)
<i>NPL</i>				-1.790*** (0.451)	-1.828*** (0.490)	-1.604*** (0.500)
<i>CAR</i>				0.513*** (0.124)	0.549*** (0.105)	0.413*** (0.099)
<i>NIM</i>					2.103*** (0.393)	1.250*** (0.462)
<i>ASSET</i>					-1.609*** (0.268)	-1.679*** (0.259)
<i>GDPR</i>						0.716*** (0.172)
<i>FAG</i>						-0.058*** (0.018)
<i>MR</i>						0.773** (0.309)
常数项	8.460*** (2.363)	23.428*** (5.481)	26.946*** (6.236)	26.080*** (5.698)	27.962*** (5.955)	21.101*** (4.379)
样本容量	1488	1488	1488	1488	1488	1488
银行数	178	178	178	178	178	178
Within- <i>R</i> ²	0.104	0.235	0.241	0.276	0.298	0.349

注：括号内为经过异方差、自相关和截面相关调整的稳健性标准误；***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著；所有回归模型均控制了银行固定效应和年份固定效应。

2. 内生性问题的处理

首先，当期银行同业业务规模会受到前期值的影响，表现出明显的惯性特征，为避免固定效应模型设定产生的偏误，缓解可能存在的内生性问题，本文在模型（36）的基础上，引入银行同业业务规模的滞后项，将其扩展为动态面板数据模型，具体如下：

$$ITB_{ijt} = \beta_0 + \hat{\rho}ITB_{ijt-1} + \beta_1GD_{jt} + \hat{\gamma}X_{ijt} + \hat{\lambda}Y_{jt} + \hat{\theta}_i + \hat{\mu}_t + \zeta_{ijt}, \quad (37)$$

其中, ITB_{ijt-1} 表示银行同业业务规模的一阶滞后项; $\hat{\rho}$ 为滞后项的估计系数, 表示收敛到均衡的速度, 其值介于 0 到 1 之间。为确保研究结论的稳健性和可靠性, 本文同时采用两步差分 GMM (DIF-GMM) 和系统 GMM (SYS-GMM) 方法进行估计。

表 2 报告动态面板模型的回归结果, 第 (1)–(2) 列为差分 GMM 的回归结果, 第 (3)–(4) 列为系统 GMM 的回归结果。从中可以看出, AR (1) 检验的 P 值均小于 0.1, 说明模型随机误差项存在一阶序列自相关; AR (2) 检验的 P 值均大于 0.1, 说明模型随机误差项不存在二阶序列自相关; 过度识别 Hansen 检验的 P 值均大于 0.1, 无法拒绝工具变量有效性的零假设, 不存在过度识别问题。以上检验说明差分 GMM 和系统 GMM 估计方法都是有效的, 模型设定是合理的。从变量回归系数来看, 银行同业业务 (ITB) 一阶滞后项的回归系数显著为正, 表明银行同业业务规模具有明显的惯性特征。地方政府负债率 (GD) 的回归系数同基准回归结果一致, 均显著为正, 意味着本文实证研究结论具有较强的稳健性。

其次, 为进一步减弱内生性问题对回归结果的干扰, 本文借助外部工具变量, 采用两阶段最小二乘法 (2SLS) 对模型进行回归。适宜的工具变量通常满足高度相关性和外生性两个条件, 参考既有文献的研究, 本文选取各地区人均“招拍挂”土地出让面积 (滞后一期) 和人均“招拍挂”土地出让成交价款 (滞后一期) 作为地方政府债务的工具变量, 数据来源于历年《中国国土资源年鉴》。

表 2 中第 (5)–(6) 列给出了工具变量 2SLS 方法的回归结果。从中可以看出, 在工具变量的有效性检验方面, Anderson canon. corr. LM 检验在 1% 水平上均拒绝原假设, 说明模型不存在识别不足问题; Cragg-Donald Wald F 统计量均显著大于 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值, 显著拒绝存在弱工具变量的原假设, 表明工具变量与内生变量之间具有较强的相关性; Sargan-Hansen 统计量的 P 值均高于 0.1, 接受工具变量是外生的原假设, 确保了工具变量选取的外生性。以上检验说明, 本文所选取的工具变量是合适的。从变量的回归系数上看, 地方政府负债率 (GD) 的回归系数符号以及显著性均与基准回归结果一致, 意味着在使用工具变量控制内生性问题后, 本文核心结论依然成立。

表 2 内生性问题: 基于动态面板模型回归和工具变量法的回归结果

变量	DIF-GMM		SYS-GMM		Panel IV-2SLS	
	ITB	ITB	ITB	ITB	ITB	ITB
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
GD	0.468*** (0.020)	0.229*** (0.027)	0.212*** (0.005)	0.161*** (0.005)	0.759*** (0.163)	0.592*** (0.159)
L. ITB	0.580*** (0.013)	0.328*** (0.013)	0.694*** (0.002)	0.587*** (0.003)		
银行特征控制变量	是	是	是	是	是	是
其他层面控制变量	否	是	否	是	否	是
样本容量	1 118	1 118	1 303	1 303	1 488	1 488
银行数	178	178	178	178	178	178

(续表)

变量	DIF-GMM		SYS-GMM		Panel IV-2SLS	
	<i>ITB</i>	<i>ITB</i>	<i>ITB</i>	<i>ITB</i>	<i>ITB</i>	<i>ITB</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Centered-R ²					0.026	0.187
AR(1) -P 值	0.000	0.000	0.000	0.000		
AR(2) -P 值	0.257	0.293	0.123	0.213		
Hansen 检验 -P 值	0.218	0.365	0.279	0.345		
Anderson canon. corr. LM 统计量					63.21 [0.0000]	56.59 [0.0000]
Cragg-Donald Wald F 统计量					32.78 <19.93>	29.12 <19.93>
Sargan-Hansen 统计量					42.415 [0.3861]	29.534 [0.1118]

注：L. 代表滞后一期项；圆括号内为稳健性标准误；方括号内为临界值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著；所有回归模型均控制了个体固定效应和年份效应；省去了控制变量的回归结果，留存备索。

3. 稳健性检验

为确保研究结论的有效性和科学性，首先，本文通过调整核心变量测度方法对基准回归结果进行稳健性检验。在地方政府债务规模的测度方面，本文采取地方政府债务率 (*GD1*)，即各地区地方政府债务余额与地区综合财力的比重，作为地方政府债务规模的代理指标进行稳健性检验。对于银行同业业务规模，本文还采用以下两种方法进行测度：其一，参考郭晔等 (2018) 的研究，本文使用传统同业业务资产 (存放同业和拆出资金) 占总资产比重作为银行同业业务 (*ITB1*) 替代指标。其二，本文采用同业负债占总负债的比重作为银行同业业务规模 (*ITB2*) 替代指标，进行稳健性检验。

其次，本文进一步基于不同的样本选取方法重新界定样本研究区间，进行稳健性分析以确保研究结论的可靠性。方法一：由于 2010 年之前的地方政府债务数据采用估算的方法获得，本文剔除 2010 年之前的样本观察值重新检验基准模型的回归结果。方法二：考虑到地方性商业银行 (城市商业银行和农村商业银行) 的股权结构特点注定其与地方政府融资平台存在千丝万缕的关系 (毛锐等, 2018)，本文剔除全国性商业银行样本观察值重新检验基准模型的回归结果。方法三：鉴于五部委联合发布 2014 年出台了《关于规范金融机构同业业务的通知》，为避免这一政策的干扰，本文剔除 2014 年的样本观察值重新检验基准模型的回归结果。以上稳健性检验结果显示，本文实证研究结论是稳健可靠的。¹²

五、结论与政策启示

在地方政府债务与银行同业业务高企的背景下，探究地方政府债务对银行同业业务的影响及作用机制，是有效隔离和切断财政金融风险的基本前提。为此，本文首先构建

¹² 限于篇幅，正文并未列示稳健性检验回归结果，留存备索。

包含异质性银行的DSGE模型阐述了地方债务扩张影响银行同业业务选择的动态过程。数值模拟发现:在当前维持债务可持续性的税收规则下,与地方政府债务扩张相伴随的是税收征管力度提高,使得企业贷款回报率下降,意味着银行向企业提供贷款的意愿下降,更多地从事同业业务;同时,地方政府债券作为同业业务市场重要的抵押品,其发行量增加使得银行能够用作抵押品的数量增多,表明每个银行的同业拆借资金规模上升;在上述两种作用的合力下,地方政府债务扩张会造成银行同业业务规模增加。然后,福利分析发现,现有的地方政府债务水平越高以及同业业务风险越大,地方政府债务扩张所造成的福利损失就越大。最后,实证验证了地方政府债务扩张对银行同业业务规模的影响。基于本文的研究结论,可以得到以下三点启示:

第一,监管部门应加强对地方政府债务的过程管理和风险防控。首先,应规范地方政府举债融资权限,确保地方政府举债规模与财政承受能力相适应,避免地方政府债务违约风险发生;其次,建立健全地方政府债务风险应急处理机制,对局部地区的地方政府债务违约事件迅速响应,做好风险蔓延防控处理,避免风险传染至其他地区 and 部门。

第二,地方政府债务风险并不单纯是地方财政问题,其风险会通过与银行的资产负债关系外溢到金融部门,而且两者极容易叠加放大为金融财政的系统性风险。鉴于此,地方政府应扩宽融资渠道,逐步发展地方政府与社会资本合作模式、引入非金融机构和投资个体持有地方政府债券等融资方式,改变地方政府融资过度依赖金融机构的局面,逐步建立财政与金融之间的风险隔离机制。

第三,政策当局解决当前金融同业异化问题的思路,不应仅局限于金融系统自身,需要运用“财政-金融”的系统化和全局化思维,注重财政与金融的协同改革,打破政策“孤岛”,以统筹化解当前的地方政府债务违约和金融同业乱象问题。

需要说明的是,目前学术界对地方政府隐性债务的认定标准和规模定量尚存争议,本文研究中的地方政府债务是指地方政府显性债务。实践中,地方政府主要是通过商业银行的银保、银信以及同业业务等表外融资形式获得隐性举债,因而除了本文所论述的税收渠道和抵押品渠道外,地方政府隐性债务还会以融资通道的方式影响银行同业业务规模。这意味着若将地方政府隐性债务考虑在内,本文的研究结论仍然成立,且地方政府债务扩张对银行同业业务的影响可能更大。

参考文献

- [1] 卞志村、赵亮、丁慧,“货币政策调控框架转型、财政乘数非线性变动与新时代财政工具选择”,《经济研究》,2019年第9期,第56—72页。
- [2] 陈国进、蒋晓宇、刘彦臻、赵向琴,“资产透明度、监管套利与银行系统性风险”,《金融研究》,2021年第3期,第18—37页。
- [3] 范剑勇、莫家伟,“地方债务、土地市场与地区工业增长”,《经济研究》,2014年第1期,第41—55页。
- [4] 高蓓、朱安琪、谭小芬,“同业变迁对商业银行经营稳定性的影响——基于中国16家上市银行微观数据的实证分析”,《南开经济研究》,2019年第5期,第78—97页。
- [5] Gertler, M., and P. Karadi, “A Model of Unconventional Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, 2011, 58 (1), 17-34.
- [6] 郭长林,“财政政策扩张、纵向产业结构与中国产能利用率”,《管理世界》,2018年第10期,第13—33页。
- [7] 郭晔、程玉伟、黄振,“货币政策、同业业务与银行流动性创造”,《金融研究》,2018年第5期,第65—81页。

- [8] Hachem, K., and Z. Song, "Liquidity Rules and Credit Booms", *Journal of Political Economy*, 2021, 129 (10), 2721-2765.
- [9] 贾俊雪, "中国税收收入规模变化的规则性、政策态势及其稳定效应", 《经济研究》, 2012 年第 11 期, 第 103—117 页。
- [10] 林滨、王弟海、陈诗一, "企业效率异质性、金融摩擦的资源再分配机制与经济波动", 《金融研究》, 2018 年第 8 期, 第 17—32 页。
- [11] 刘柏惠、寇恩惠、杨龙见, "增值税多档税率、资源设置与全要素生产率损失", 《经济研究》, 2019 年第 5 期, 第 113—128 页。
- [12] 刘蓉、李娜, "地方债务密集度攀升的乘数和双重挤出效应研究", 《管理世界》, 2021 年第 3 期, 第 51—66。
- [13] 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", 《金融研究》, 2018 年第 5 期, 第 1—19 页。
- [14] 毛锐、刘楠楠、刘蓉, "地方政府债务扩张与系统性金融风险的触发机制", 《中国工业经济》, 2018 年第 4 期, 第 19—38 页。
- [15] 缪小林、赵一心, "地方债对地区全要素生产率增长的影响——基于不同财政独立性的分组考察", 《财经经济》, 2019 年第 12 期, 第 50—64 页。
- [16] 牛霖琳、夏红玉、许秀, "中国地方债务的省级风险度量和网络外溢风险", 《经济学》(季刊), 2021 年第 3 期, 第 863—888 页。
- [17] 潘彬、王去非、易振华, "同业业务、流动性波动与中央银行流动性管理", 《经济研究》, 2018 年第 6 期, 第 21—35 页。
- [18] 裘翔、周强龙, "影子银行与货币政策传导", 《经济研究》, 2014 年第 5 期, 第 91—105 页。
- [19] 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", 《经济研究》, 2019 年第 8 期, 第 4—20 页。
- [20] van der Kwaak, C. G. F., and S. J. G. van Wijnbergen, "Financial Fragility, Sovereign Default Risk and the Limits to Commercial Bank Bail-outs", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2014, 43 (2), 218-240.
- [21] Wang, P., and Y. Wen, "Hayashi Meets Kiyotaki and Moore: A Theory of Capital Adjustment Costs", *Review of Economic Dynamics*, 2012, 15 (2), 207-225.
- [22] Woodford, M., "Optimal Interest-rate Smoothing", *The Review of Economic Studies*, 2003, 70 (4), 861-886.
- [23] Woodford, M., "The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy", *American Economic Review*, 2001, 91 (2), 232-237.
- [24] 吴晓灵, "金融市场化改革中的商业银行资产负债管理", 《金融研究》, 2013 年第 12 期, 第 1—15 页。
- [25] 熊琛、金昊, "地方政府债务风险与金融部门风险的‘双螺旋’结构——基于非线性 DSGE 模型的分析", 《中国工业经济》, 2018 年第 12 期, 第 23—41 页。
- [26] 徐忠, "新时代背景下中国金融体系与国家治理体系现代化", 《经济研究》, 2018 年第 7 期, 第 4—20 页。
- [27] 许友传, "中国式兜底预期与结构分化的债务估值体系", 《财经研究》, 2018 年第 9 期, 第 41—51 页。
- [28] 姚树洁、姜春霞、冯根福, "中国银行业的改革与效率: 1995—2008", 《经济研究》, 2011 年第 8 期, 第 4—14 页。
- [29] 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", 《世界经济》, 2020 年第 7 期, 第 49—72 页。
- [30] 赵永辉、付文林、冀云阳, "分成激励、预算约束与地方政府征税行为", 《经济学》(季刊), 2020 年第 1 期, 第 1—32 页。
- [31] 朱军、许志伟, "财政分权、地区间竞争与中国经济波动", 《经济研究》, 2018 年第 1 期, 第 21—34 页。

Local Government Debt and Interbank Business: Theoretical Analysis and Empirical Evidence

ZHAO Xuxia

(Shanghai University of Finance and Economics)

TIAN Guoqiang*

(Hubei University of Economics; Shanghai University of
Finance and Economics; Texas A&M University)

Abstract: In recent years, the interbank business has expanded rapidly and become an important source of systemic risks triggers. In this paper we construct a DSGE model and find that the expansion of local government debt is an important reason for the increasement of interbank business with numerical simulations. Further welfare analysis shows that the expansion of local government debt can induce welfare loss, and along with the current scale of local government debt and the degree of alienation of inter-bank business increases, the loss of economic welfare increases. The above theoretical conclusions are then empirically verified.

Keywords: local government debt; heterogeneous individual DSGE model; interbank business

JEL Classification: E32, G21, H63

* Corresponding Author: Tian Guoqiang, The Institute for Advanced Research, Shanghai University of Finance and Economics, No. 111 Wuchuan Road, Shanghai 200433, China; Tel: 86-21-65904909; E-mail: gtian@mail.shufe.edu.cn.