
宽松货币政策是否真的会推高宏观杠杆率

郭长林 顾艳伟 梁 骁*

内容提要 通常认为,宽松货币政策会通过增加实体部门的债务水平而推高宏观杠杆率。然而,这一看法忽视了其对总需求的潜在影响。为此,本文首先提取明确的叙事信息对中国的货币政策冲击进行识别,分析结果表明,宽松货币政策本身并不是样本期内宏观杠杆率上升的主要原因,其对总需求的刺激效应强于对实际债务的推升作用。其次,通过对企业数据的分析发现,使用债务营收比度量企业杠杆率不仅有助于剖析货币政策导致杠杆率变动的微观机制,而且能够有效解释“宏微观杠杆率背离之谜”。最后,本文基于一个包含企业融资决策的分析框架,推导出宽松货币政策有助于稳定杠杆率的充分必要条件,并确认了其在样本期内的存在性。

关键词 宏观杠杆率 货币政策 NSRVAR模型 债务营收比

一 引言

从2008年全球金融危机以来的宏观调控实践来看,货币政策在稳定总产出和物价水平等方面发挥着重要作用。尽管2012–2018年中国先后出现经济增速下滑、PPI连续5年负增长以及CPI持续低位徘徊等特征,但货币政策却总体上保持中性偏紧的状态(刘晓光和张杰平,2016;Chen *et al.*, 2018)。导致这一现象的主要原因是中国宏

* 郭长林(通讯作者):上海财经大学公共经济与管理学院 上海市杨浦区国定路777号凤凰楼;顾艳伟:浙江大学经济学院 浙江省发展规划研究院;梁骁:江苏银行博士后科研工作站 南京大学博士后科研流动站。电子信箱:econwork@163.com(郭长林);yanwei_gu@163.com(顾艳伟);js_lx1990@163.com(梁骁)。

本研究得到国家自然科学基金面上项目(71873083)、中央高校基本科研业务费(2020110146)的资助。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见,当然文责自负。

宽松货币政策是否真的会推高宏观杠杆率

观杠杆率及各部门杠杆率的持续上升(见图1)^①,经济金融风险迅速积累,保持相对审慎的政策取向成为货币当局在严峻的经济形势下不得不做出的艰难选择(张晓晶等,2019)。

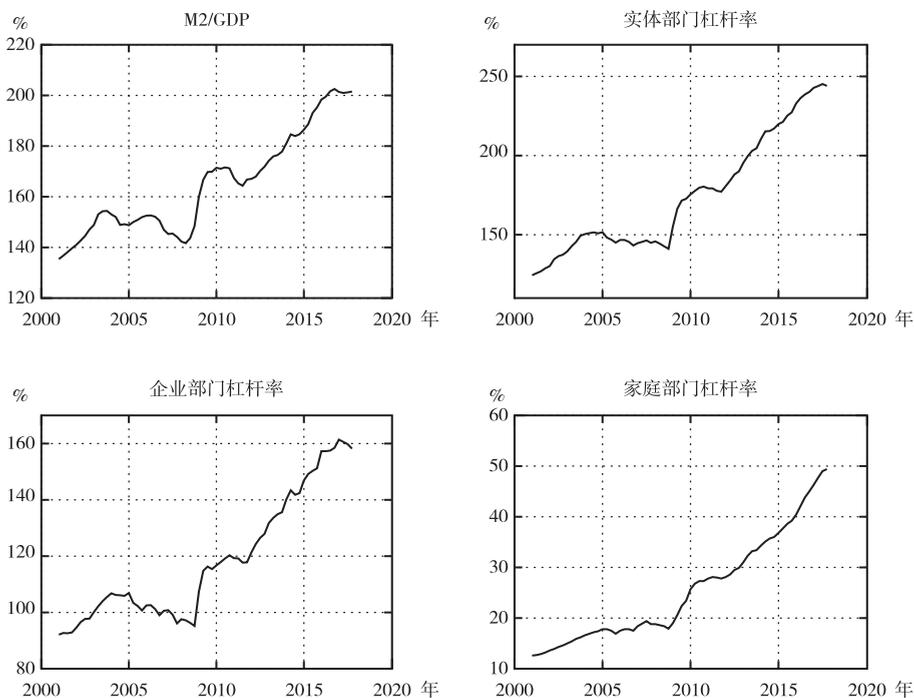


图1 宏观杠杆率的变化趋势

说明:M2/GDP为作者根据Chang *et al.* (2016)公布的数据计算得到,其中名义GDP进行了年化处理。分部门杠杆率为各部门债务水平与名义GDP的比值,数据来自国家资产负债表研究中心(CNBS)网站。

传统观点认为,宽松的货币政策会直接导致宏观杠杆率上升。然而,现实经济中却呈现出另外一幅图景:一方面,决策层在不同的重要场合反复重申要保持定力,不因经济下行压力而实施“大水漫灌”。相应地,广义货币供应量(M2)增速在

^① 现有文献主要使用两类指标衡量宏观杠杆率:一类文献使用一国总债务余额与该国内GDP的比值衡量,主要用于杠杆率的跨国比较(中国人民银行杠杆率研究课题组,2014;纪敏等,2017);另一类文献使用广义货币供应量M2与GDP之比衡量,主要突出货币政策对宏观杠杆率变动的影响(宋国青,2014;刘晓光和张杰平,2016)。图1显示,基于两种方法测算的中国宏观杠杆率总体趋势高度一致。

2012-2015年明显回落,货币政策立场总体趋于审慎。但是,即便在这样的政策背景下,宏观杠杆率的上升依然非常迅速,相对稳健的货币政策并未对宏观杠杆率产生明显的抑制作用。另一方面,在现实的宏观调控实践中,货币政策的调控节奏往往与特定时期内宏观经济所面临的外部冲击直接相关(周小川,2012),看似宽松的货币政策是否一定会导致信贷规模扩张从而推高宏观杠杆率,仍有待进一步考察。更为重要的是,在提振经济的过程中,货币政策通常与积极财政政策及其他配套措施之间存在协调联动,各级政府和市场主体在这一过程中释放出的巨大的资金需求会引发货币政策的内生性调整,宏观杠杆率在这一时期的快速上升很难说与货币政策本身具有直接的因果关系。因此,从经验和理论分析的角度剥离货币政策本身对宏观杠杆率的影响,并对其作用机理进行深入分析构成了本文的主要研究任务。

针对这一问题,国内外相关文献从不同角度进行了研究,这些研究在方法上有所区别,分析结论也莫衷一是。胡志鹏(2014)基于动态随机一般均衡模型的分析认为,紧缩性货币政策对宏观杠杆率的抑制效应仅限于短期,长期而言会对产出造成持续的负面影响。宋国青(2014)通过对中国20世纪90年代的M2增速和名义经济增长率进行深入研究发现,虽然实施紧缩性货币政策会引致M2增速下降,但由于其对总需求带来的消极影响更加明显,最终反而会导致宏观杠杆率显著上升。刘晓光和张杰平(2016)对这一问题进行了更加系统的分析,不仅在动态随机一般均衡模型下证实了上述观点,而且还进一步发现,在引入金融加速器机制之后,紧缩性货币政策会导致宏观杠杆率更大幅度地上升。

另外一些研究则表明宽松的货币政策会在一定程度上推高宏观杠杆率。贾庆英和孔艳芳(2016)使用跨国数据和面板VAR模型研究货币政策影响资产价格的传导机制,发现货币供给增加对宏观杠杆率具有显著的促进作用。Chen *et al.*(2016)将广义货币增长率作为中国主要的货币政策工具,在对其经济效应进行研究之后发现,虽然货币政策放松对产出和通货膨胀均具有明显的正向效应,但宏观债务率(银行贷款/GDP)也会由此上升。

此外,还有一些研究考察在发达经济体中,货币政策对宏观杠杆率的影响。例如Tenreyro and Thwaites(2016)在考察美国货币政策传导机制时发现,紧缩性货币政策在经济繁荣期会显著降低非金融私人部门的杠杆率(私人部门债务/GDP),但扩张性货币政策在经济衰退期对私人部门杠杆率的影响却十分有限。Korinek and Simsek(2016)基于理论模型的分析表明,尽管央行提高政策利率会通过提高债务人的借贷

成本降低其债务水平(替代效应),但同时也会通过另外两种渠道导致债务水平上升:一是政策利率上升所引致的总需求下降会抑制债务人收入,进而导致其债务水平被动增加;二是不断升高的利率水平意味着财富从债务人向债权人转移,从而使得债务人的债务水平进一步上升。在相对宽松的假设下,后两种渠道会超过替代效应,导致均衡债务水平上升以及产出下降。

不难看出,既有文献在货币政策对宏观杠杆率的影响方向和作用机制等方面尚存在争议。从研究方法看,不同文献分别采用理论模型或经验分析展开研究。然而,采用相对单一的研究策略难以保证分析结论的稳健性,如何从多个角度对这一重要的政策问题进行系统考察,并对研究结论进行多维度的交叉验证,是在讨论货币政策的杠杆效应时尤其值得改进之处。

在既有文献的基础上,本文的主要贡献体现为以下三方面:首先,运用混合叙事的符号约束模型(narrative sign restricted VAR model,简称NSRVAR模型),将近年来中国货币当局实施的重大且具有共识性的调控措施转化为明确的叙事信息,并将其引入到对中国货币政策冲击的识别过程中,考察货币政策本身对宏观杠杆率的影响。与已有方法相比,本文所识别的货币政策冲击准确程度更高。正向的货币政策冲击使得宏观杠杆率和各部门的杠杆率均有所下降,其对产出的提振程度超过了对债务水平的推升。

其次,重新度量企业杠杆率,在从微观层面进一步考察货币政策对杠杆率的作用机制的同时,揭示“宏微观杠杆率背离之谜”的形成原因。本文通过对比宏观杠杆率(债务/GDP)与传统微观杠杆率(资产负债率)的度量指标发现,造成两者出现背离的原因是这两个指标的类型和度量的经济内容均存在不一致性。本文采用债务营收比(企业负债/营业收入)重新度量企业杠杆率,并以此为依据从企业层面考察货币政策对杠杆率的作用机制。分析结果显示,在采用新的微观杠杆率度量指标之后,宏微观杠杆率背离的现象不复存在。正向货币政策冲击对企业营业收入的积极影响超过了其对企业负债的推升作用,最终导致微观杠杆率下降。

最后,尝试性地推导出宽松货币政策有助于稳定宏观杠杆率的充分必要条件。这一条件是通过弹性表示的解析解(closed-form solution)。分析显示,宽松货币政策导致杠杆率下降的充分必要条件是两个弹性指标(融资成本和企业自有资金占比分别关于货币政策冲击的弹性)同时落在特定区间内。基于中国宏观经济数据的检验表明,上述条件在样本期内是成立的,这也意味着本文的经验分析结论能够从理论维度上得以确认。

本文剩余部分安排如下:第二部分讨论中国货币政策冲击的识别思路;第三部分利用NSRVAR模型从宏观层面识别货币政策冲击,并考察其对宏观杠杆率等变量的影响;第四部分从企业层面探究货币政策影响杠杆率的微观机制,解释“宏微观杠杆率背离之谜”;第五部分构建一个简明的理论模型,推导宽松货币政策有助于稳定杠杆率的充分必要条件,并基于中国1998-2017年的宏观数据对这一条件进行检验;第六部分为结论与启示。

二 中国货币政策冲击的识别思路

准确识别货币政策冲击是客观评估其效果的前提条件。目前国内文献大多使用M2增速作为货币政策的代理指标,但这一指标存在明显的内生性问题,无法直接用于分析货币政策本身的影响。因此,本文着力对货币政策冲击进行更准确地识别。

本文采用Antolin-Diaz and Rubio-Ramirez(2018)的方法识别中国的货币政策冲击^①。这一方法将叙事法和符号限制法(sign restricted VAR,简称SRVAR)相结合,即在SRVAR模型的基础上利用样本期内特定时期的重要事件,对需要识别的结构冲击的符号以及该冲击对相关变量的贡献(历史分解)进一步施加约束条件,在缩小待估参数范围的同时提高模型估计结果的准确度,在此基础上形成的模型被称为基于叙事信息的VAR模型(narrative sign restricted VAR,简称NSRVAR)。从效果来看,该模型纠正了SRVAR模型可能会保留过多无效参数的问题,因此分析结论更加可靠。本文在SRVAR模型的基础上,结合中国货币政策的实际执行情况,对中国货币政策冲击在2009年第1季度^②的符号以及该冲击在这一季度对M2增速的贡献进一步施加约束条件,在准确识别中国货币政策冲击的同时进一步拓展了NSRVAR模型的应用范围。Ludvigson *et al.*(2021)采用的模型与NSRVAR模型均对结构冲击本身施加约束条件,本文也运用上述方法对货币政策冲击进行识别,并结合Arias *et al.*(2019)的方法,对NSRVAR模型的分析结果进行稳健性检验。

^① 限于篇幅,此处不再对识别货币政策冲击的方法详加讨论,也不再对这些方法与本文核心研究问题的适用性进行阐述,有兴趣的读者可向作者索要。

^② 简记为2009Q1,下同。

三 运用 NSRVAR 模型识别货币政策冲击

(一)数据来源

本文数据主要来自 Chang *et al.* (2016) 的研究^①。其中,产出(Y)使用名义 GDP 除以 GDP 平减指数得到,通货膨胀率由 GDP 平减指数取对数后做一阶差分得到,广义货币供应量环比增速($M2g$)为 M2 取对数后的一阶差分(下文简称 M2 增速),政策利率(R)使用 7 天回购利率表示,政府投资(Gi)和私人投资($InvPriv$)使用各自的名义值通过固定资本形成价格指数进行平减得到,样本区间为 1998Q1-2017Q4。此外,实体部门、企业部门以及家庭部门杠杆率数据均来自国家资产负债表研究中心。

(二)NSRVAR 模型

中国 1998 年宣布放弃信贷行政分配的管理方式,并宣布使用货币供应量作为货币政策中介目标(盛松成和吴培新,2008)。因此,本文沿用 Chen *et al.* (2018) 的思路,在 VAR 模型中明确将 M2 作为货币政策中介变量,对货币政策冲击进行识别。此外,由于财政、货币政策的联动机制在中国的现实经济中有重要作用(周其仁,2012),忽视货币政策对财政政策的内生反应可能会导致研究结果出现较大偏差。考虑到在样本期内基础设施建设投资构成了中国政府实施积极财政政策的重要手段,本文将政府投资变量包含在 VAR 模型中。具体的模型设定如下:

$$X_t = A(L)X_{t-1} + u_t \quad (1)$$

其中, $X_t = (Y_t, Inflation_t, M2g_t, R_t, Gi_t, InvPriv_t)'$ 。 Y_t 和 $Inflation_t$ 分别表示产出(取自然对数)和通货膨胀率, $M2g_t$ 表示 M2 增速, R_t 表示政策利率, Gi_t 和 $InvPriv_t$ 分别表示政府投资和私人投资(均取自然对数)。 $A(L)$ 表示滞后算子多项式。根据 AIC 准则,本文将滞后期取 2 个季度。 $u_t = B\epsilon_t$ 表示模型的预测误差, B 为 6×6 阶矩阵,刻画向量 X_t 中各变量的当期关系,也是本文重点识别的参数矩阵。

$\epsilon_t = (\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}, \epsilon_{3t}, \epsilon_{4t}, \epsilon_{5t}, \epsilon_{6t})'$ 表示正交化结构冲击,满足 $E\epsilon_t\epsilon_t' = I$,其中 I 表示单位矩阵。由于本文采用的估计方法不依赖于变量排序,不失一般性,假设 ϵ_{1t} 为本文重点识别的货币政策冲击 MP_t 。NSRVAR 模型的特点在于能够将重要的历史事件融入对冲击的识别过程中,下面将主要讨论历史事件的选取和所施加的约束条件。

^① 该文构建了中国的宏观经济数据库并定期更新,该数据库的一大优点是对产出等数据均进行了季节调整。具体可参考网站: <https://www.frbatlanta.org/cqer.aspx>。

本文沿用文献中的通常设定 (Rotemberg and Woodford, 1997; Tenreiro and Thwaites, 2016), 假设货币政策宏观经济效应的发挥通常会滞后 1 个季度, 首先对 (1) 式施加假设 1 和假设 2 表示的约束条件, 此时为 SRVAR 模型。

假设 1: 正向货币政策冲击会导致当期 M2 增速上升、当期政策利率 R 下降。

假设 2: 正向货币政策冲击对通货膨胀率的正向效应滞后 1 个季度^①。

借鉴 Antolin-Diaz and Rubio-Ramirez (2018) 的思路, 本文进一步从两个方面对中国货币政策冲击施加限制条件: 一方面, 对 2009Q1 货币政策冲击的符号施加限制; 另一方面, 对该时间点上货币政策冲击对 M2 增速的贡献率施加约束条件^②。即通过施加假设 3 和假设 4, 缩小待估参数的范围, 提高模型估计结果的准确性。施加上述额外约束后的模型即为 NSRVAR 模型。

假设 3: 中国经济在 2009Q1 经历了正向货币政策冲击。

假设 4: 货币政策冲击在 2009Q1 对 M2 增速贡献 (历史分解) 的绝对值在所有冲击中最大。

选取 2009Q1 作为识别中国货币政策冲击的重要时间节点, 是因为中国经济在 2008 年年底经受了较大的负面外部冲击, 出口同比增速从 2008Q3 的 10.7% 急剧下降至 2008Q4 的 -4.2%, 并在 2009Q1 进一步下降至 -22.8%, 如此显著的外部冲击对中国经济增长构成了严峻的挑战 (图 2(a))。作为主要的应对措施, 中国货币政策的立场迅速转变, 由“从紧”转变为“适度宽松”, 尤其是在 2009Q1 政策调整幅度明显加大: M2 环比增速从 2008Q4 的 4.1% 大幅上升至 2009Q1 的 8.2%, 政策利率从 2008Q4 的 2.43% 大幅下调至 2009Q1 的 0.95%。因此, 中国在 2009Q1 经历了显著正向 (宽松) 的货币政策冲击这一事实能够得以确认。

尽管货币政策在这一阶段的调整中带有对冲经济增速下滑和配合财政政策的考量, 但这两个因素对 M2 增速的解释份额并未达到其在该季度上升幅度的 50%。根据 Chen *et al.* (2018) 对中国货币政策反应方程的估计, 产出和通货膨胀的下降导致 M2 增速在 2009Q1 上升了 1.8 个百分点 (即内生反应), 而货币政策冲击导致 M2 增速在该季度上升了 2.7 个百分点, 可见在该季度 M2 增速上升主要是由货币政策冲击造成的。因此, 假设 4 也能够从中国宏观经济数据的实际表现以及 1998 年以来的货币政策实践演进过程中得到确认。

① 该假设并不影响分析结论, 即使假设货币政策对通货膨胀率的影响滞后 2 个季度, 估计结果依然成立。

② 此处的贡献率以货币政策冲击在历史分解中所占份额进行衡量。

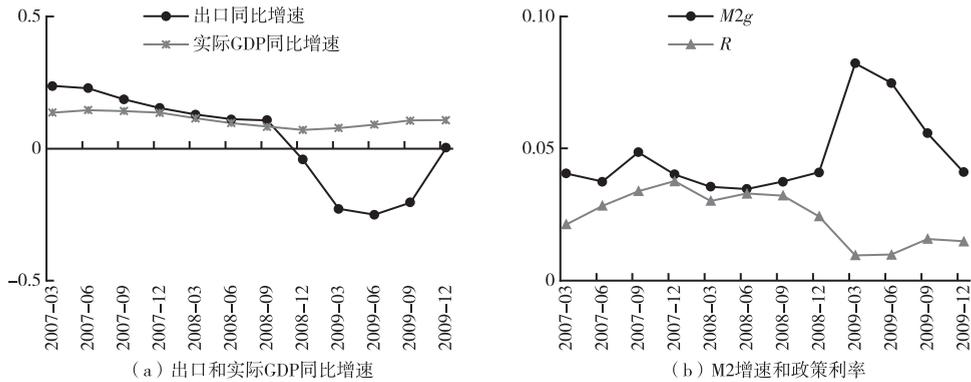


图2 出口同比增速、M2增速和政策利率

为了更加清晰地呈现NSRVAR模型和SRVAR模型结果的差别,我们首先对两个模型分别进行估计,在此基础上重点比较两种情形下货币政策冲击在2009Q1的模拟效果是否与当时的实际执行情况相吻合。从两种模型对2009Q1货币政策冲击的模拟结果来看,SRVAR模型所识别的货币政策冲击的分布在该季度有15.3%的比重小于零(图3(a)),这意味着基于SRVAR模型识别的结构性参数当中有15.3%的参数支持中国在该季度执行了紧缩的货币政策,这与实际情况存在明显背离。在进一步施加假设3和假设4之后,基于NSRVAR模型所得到的结果显示,货币政策冲击的整体分布明显向右侧移动,不再有冲击的估计值出现在小于0的区域。当然,这是假设3的直接结果,但的确排

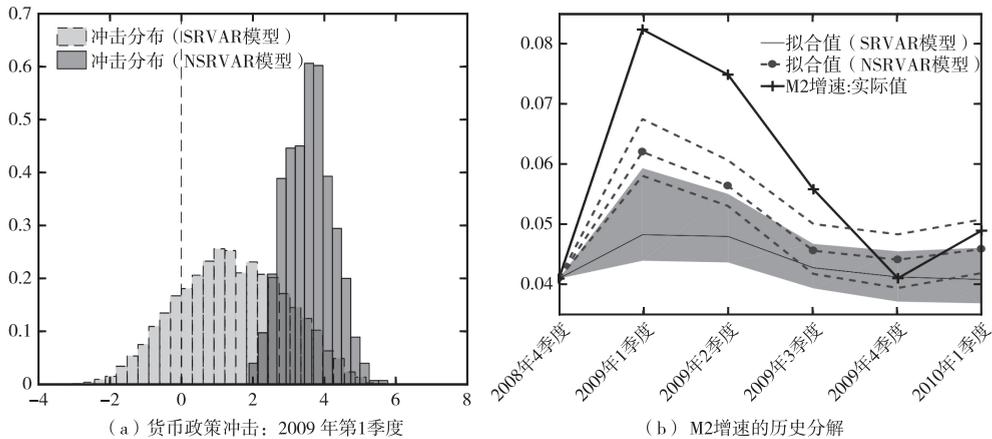


图3 2009年第1季度货币政策冲击的分布及其对M2增速的贡献

说明:右图中虚线和阴影表示对应的68%的置信区间。

除了某些不符合实际的情形。更进一步地,从M2增速的历史分解来看(图3(b)),NSRVAR模型下货币政策冲击在2009Q1对M2增速的贡献度明显提高。实际数据显示,M2增速从2008Q4的4.1%提高到了2009Q1的8.2%,一个季度内上升4.1个百分点,其中既包含货币政策冲击所导致的M2增速的变化(外生性部分),同时也包括产出和价格等因素对M2增速的影响(内生性部分)。根据前文的证据,外生性的部分占比更高。

(三)模型结果分析

基于SRVAR模型和NSRVAR模型所识别出的货币政策冲击,我们将各变量的脉冲响应函数呈现于图4之中。为了便于比较,在两种模型下,我们均令M2增速提高1个百分点。由于受到样本容量的限制,本部分的分析并没有将宏观杠杆率及所有部门的杠杆率一并引入模型,而是采用每次仅引入一种杠杆率的做法。图4仅展示了引入宏观杠杆率的情形^①。

与SRVAR模型形成鲜明对比,由于NSRVAR模型剔除了不满足假设3和假设4的参数,各变量对货币政策冲击的脉冲响应函数更加显著,其置信区间明显收窄,结论的准确性显著提高。鉴于NSRVAR模型对货币政策冲击的识别更为准确,本文将采用基于该模型所得到的货币政策冲击展开后续讨论。

从图4中也能够看出,当货币政策放松时政策利率下降,政策利率与M2存在显著的负相关关系,说明宽松货币政策通过增加货币供给的方式降低了资金价格,同时也为“流动性效应”在中国经济中的存在性提供了证据(Christiano and Eichenbaum, 1991; Christiano *et al.*, 1999)。在货币供给增加后,产出 Y 不仅有所上升,而且其上升的幅度逐渐增大。说明在中国的经济环境下,货币政策对产出的影响具有显著的持久性^②。这一结论不仅与已有文献一致(薛鹤翔, 2010; Ramey, 2016; Antolin-Diaz and Rubio-Ramirez, 2018),而且为旨在刻画中国现实的理论模型提供了重要的评判标准。

通货膨胀率(*Inflation*)的反应与产出有所不同,尽管其对货币政策的响应总体为正,但在初期变化较小,在随后逐步上升后缓慢归于稳态,呈现“驼峰状”(hump-shape)的动态特征。类似地,政府投资(G_t)对货币政策冲击的脉冲响应函数也呈现出驼峰状走势。值得注意的是,鉴于本文所识别的货币政策冲击中已经剔除了其配合

^① 限于篇幅,此处略去了分别引入企业杠杆率、家庭杠杆率的估计结果,感兴趣的读者可向作者索要。需要强调的是,引入宏观杠杆率和引入企业杠杆率的情形高度一致。

^② 需要说明的是,产出的脉冲响应函数并不发散,如果将横轴期限延长就会发现产出会逐渐收敛至稳态。此外,如果将产出和政府投资这两个非平稳变量取对数后做一阶差分替换原文中的产出(Y)和政府投资(G_t),重新估计NSRVAR模型,也能得到货币政策对产出影响比较持久的结论。限于篇幅此处从略,结果备索。

财政政策的部分,所以如果将货币政策对财政政策的配合考虑在内,那么政府投资的上升幅度应更加明显。此外,私人投资在货币政策放松后也出现显著上升,其走势与政府投资相类似,表明宽松货币政策对私人投资具有明显的刺激作用。

同时,图4也显示出宏观杠杆率($M2/GDP$)在正向货币政策冲击发生较短的时期之后开始出现明显下降,这一动态特征能够从M2增速和产出增速中得到解释:尽管在正向货币政策冲击发生的初期,M2增速的反应高于产出,但随着M2增速的迅速回落,产出的持续增加导致宏观杠杆率持续下降。综合上述结果,由于正向货币政策冲击导致了产出、通货膨胀和私人投资等变量的上升,所以货币政策通过作用于总需求进而导致杠杆率下降的特征十分明显。

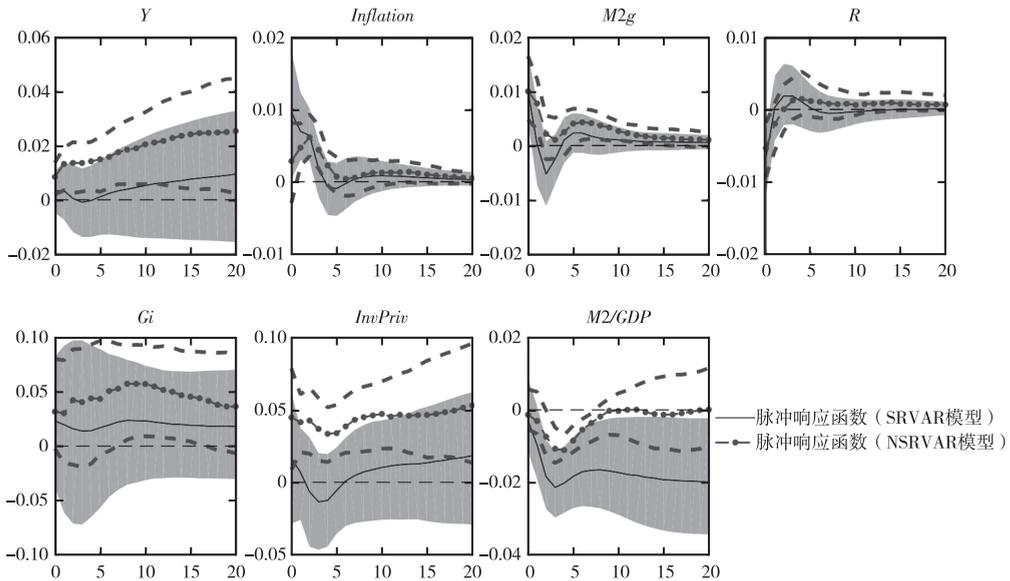


图4 各变量对货币政策冲击的脉冲响应函数

说明: $M2/GDP$ 表示宏观杠杆率,其脉冲响应函数由产出、通胀和M2增速的脉冲响应函数得出。虚线及阴影区域表示68%的置信区间。

在基本分析之外,本文基于Ludvigson *et al.* (2021)和Arias *et al.* (2019)的方法对上述结果进行了稳健性检验。结果显示,在不同的识别方法下,正向货币政策均会导致宏观杠杆率($M2/GDP$)和企业杠杆率($levFirm$)下降。此外,通过放松前文中的假设4,我们进一步对NSRVAR模型的分析结果进行了检验。结果表明放松该假设并未改变以上基本分析结论。

四 货币政策的杠杆效应:基于微观证据的再评估

本部分围绕以下两个问题展开分析:(1)上述基于宏观层面的分析结论能否得到企业层面证据的支撑?(2)面对货币政策冲击,企业在杠杆率的选择上具体呈现出哪些特征^①?

需要说明的是,上一部分从宏观角度考察了货币政策冲击对宏观杠杆率的影响,本部分是从微观层面考察这一问题,将企业杠杆率作为研究对象。这样做主要基于以下考虑:一方面,从前文宏观分析的结果来看,在不同的识别策略下,正向的货币政策冲击对宏观杠杆率和企业杠杆率的影响一致,会导致两者出现明显下降。但是,其对家庭部门杠杆率的影响并不稳定^②。因此,为了深入理解货币政策对宏观杠杆率的微观影响机制,将企业杠杆率作为切入点相对更加可靠。另一方面,从实际数据来看,无论是水平值还是增速,中国非金融企业的杠杆率均处于较高水平。截止到2021年底,中国非金融企业的杠杆率水平高达154.8%,位居世界主要经济体之首。从杠杆率的增速来看,2008-2021年非金融企业部门的杠杆率由95.2%上升至154.8%,增速显著快于其他部门。综合而言,企业杠杆率在宏观杠杆率的各组成部分中居于主要地位。

(一)重构企业杠杆率的度量指标:债务营收比

从微观角度分析货币政策对宏观杠杆率的作用机制,需要一个必要的前提条件,即从宏观角度和微观角度所定义的杠杆率指标应当具有可比性。已有文献及本文第三部分均将宏观杠杆率定义为债务与GDP之比,这一指标度量的是单位GDP所承载的债务量。从指标构成来看,宏观杠杆率的分子(即债务)为存量,分母(即GDP)为流量,因此属于存量-流量型指标。对于企业层面杠杆率的度量,一些文献采用资产负债率。然而,资产负债率的分子(负债)和分母(资产)均为存量,衡量的是单位资产所承载的负债,属于存量-存量型指标。因此,无论是指标类型还是所衡量的内容,宏观杠杆率和资产负债率之间均存在不一致性,以此展开对比分析可能导致分析结论出现偏差。

^① 此外,本文还对企业针对货币政策所做出的反应是否存在异质性进行了相关分析。限于篇幅此处从略,备索。

^② 限于篇幅,正文中略去了对家庭杠杆率的分析结果,备索。

货币政策对企业部门杠杆率的影响大体包括两个方面:一方面,货币政策的宽松程度通常会会对企业的债务水平产生直接影响;另一方面,货币政策通过对总需求的调节也会影响企业获取收入的能力。构建能够全面反映企业借贷能力和营收能力的指标,是探究货币政策杠杆效应微观机制的先决条件。此外,既然本部分的研究目标是更为深入地探讨货币政策影响宏观杠杆率的微观机制,那么在微观层面所选择的企业杠杆率指标不应与宏观杠杆率出现较大背离,这也构成了本文在选取企业杠杆率的度量指标过程中所考量的另一个重要标准。综合上述考虑,本文将债务营收比(企业债务/营业收入)作为度量企业杠杆率的新指标。

图5(a)显示,债务营收比和宏观杠杆率的趋势高度类似。这意味着,尽管两者分别从微观和宏观层面上刻画了杠杆率水平,但其背后所蕴含的经济行为的同质性较高。从探究货币政策影响杠杆率的微观机制这一研究目的出发,采用债务营收比度量企业杠杆率更加合适。

已有研究发现(纪敏等,2017;王宇伟等,2018),2008年全球金融危机之后,以资产负债率衡量的微观杠杆率和宏观杠杆率的走势存在明显背离(见图5(a))。企业资产负债率不仅在相对变化幅度上不明显,而且其在不同类型的企业之间有明显差异,因此该指标与宏观杠杆率之间缺乏基本的一致性,这一现象在文献中被称为“宏微观杠杆率背离之谜”。然而,从上文的分析不难得出如下判断:度量指标之间存在的 inconsistency 可能是导致“宏微观杠杆率背离之谜”的主要原因。图5(a)显示,如果采用债务营收比作为企业杠杆率的度量指标,宏微观杠杆率背离的现象不复存在。考虑到

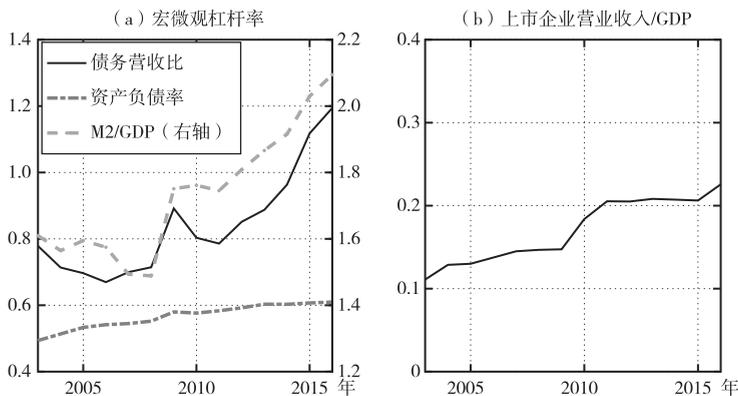


图5 微观企业杠杆率和宏观杠杆率

数据来源:根据中国上市公司数据整理。

债务营收比与宏观杠杆率之间无论在指标类型还是所衡量的内容方面均具有高度一致性,这一结果为上述判断提供了数据支持。

当然,严格来说,宏观杠杆率和债务营收比并不完全等价。二者的确切关系为:

$$\text{宏观杠杆率} = \text{债务营收比} \times (\text{营业收入}/\text{GDP})$$

两者之间的差别主要由企业营业收入与GDP的比值决定。基于本文所使用的企业数据,这一比值在样本期内相对稳定,尤其是在2011年之后更是如此(见图5(b)),从而使得宏观杠杆率和债务营收比之间几乎存在一一对应的关系,这也进一步确认了以债务营收比衡量企业杠杆率的合理性。

除了有助于解释“宏微观杠杆率背离之谜”,采用债务营收比度量企业杠杆率更有助于从微观层面分解货币政策对杠杆率的作用机制。通过对这一指标稍做转化,即可将其表示为资产负债率和资产周转率之比,前者衡量企业的负债水平,后者则刻画企业的营收能力。基于这一分解,本文第三部分的宏观分析与本部分微观分析之间的关系如图6所示。

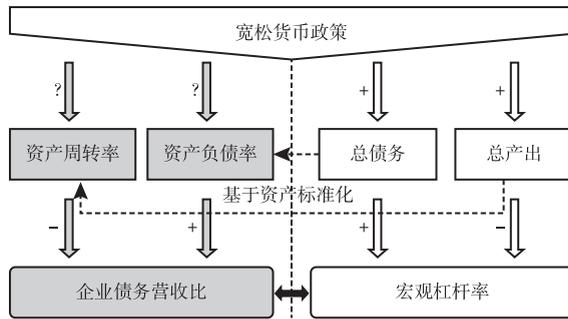


图6 宽松货币政策影响杠杆率的微观检验逻辑

说明：“+(-)”表示按箭头方向前者对后者具有正向(负向)效应，“?”表示效应符号待检验。

图6左、右两部分分别描述了基于微观数据和宏观数据分析货币政策杠杆效应的逻辑。右半部分描述货币政策通过作用于实际产出和实际债务从而导致宏观杠杆率发生变化的逻辑脉络,对应上文宏观部分的分析。左半部分展示货币政策通过作用于企业资产负债率和资产周转率从而导致企业债务营收比发生变化的逻辑线索,对应下文微观部分的分析。在经过基于资产的标准化过程之后,左右两部分的各项指标均存在明确的对应关系,所代表的经济内容具有同质性。

(二)研究设计与模型设定

基于上文运用NSRVAR模型所得到的货币政策冲击,下面采用微观企业层面的数据考察货币政策对债务营收比的影响。在此基础上,通过进一步考察货币政策冲击对资产负债率和资产周转率的影响,深入分析其影响杠杆率的微观机制。

参考靳庆鲁等(2012)、王宇伟等(2018)和Chen *et al.*(2018)的研究,本文计量模型设定为:

$$Y_{it} = b_0 + \rho \times Y_{it-1} + \beta \times MP_{t-1} + \varphi_1 \times X_{it} + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

被解释变量分别 Y 为债务营收比(*ldebt*)、资产负债率(*loglev*)和资产周转率(*lturnover*),以上变量均取对数^①。其中资产周转率用企业总资产/营业收入来衡量。核心解释变量为滞后一期的货币政策冲击 MP_{t-1} ,使用本文第三部分基于NSRVAR模型所识别得到的货币政策冲击来衡量。根据货币政策冲击的定义,其本身代表货币政策的外生部分,因此将其作为核心解释变量意味着已对内生性进行了相应调整,该变量取值为正表示货币政策的放松。该做法在原理上类似于使用货币政策冲击作为M2增速的工具变量^②, β 是本文主要关注的参数。由于本文第三部分得到的货币政策冲击为季度数据,我们参考Chen *et al.*(2018)的做法,将货币政策冲击按季度相加得到年度值。

为了提高模型估计的准确性,参考钟宁桦等(2016)、王宇伟等(2018)和谭小芬等(2018)的研究,进一步控制可能影响企业债务营收比、资产负债率和资产周转率的潜在因素(X),具体包括:资产收益率(*roa*),控制企业盈利能力的影响;成长机会(*tbq*),用托宾 Q 表示,控制公司在面临不同成长机会时其财务和经营状况的变化;资产规模(*lsize*),用总资产的对数表示,控制资产规模对企业融资的抵押品效应和对企业经营的规模效应;净现金流比率(*cf*),用净现金流/总资产衡量,根据优序理论(*pecking order theory*)引入该变量,用以控制企业自有资金对外部融资和经营发展的影响;企业上市经营年限(*fage*),控制企业生命周期的影响;股权集中度(*stkshare1st*),用第一大股东持股比例衡量,控制股权结构对企业生产经营和投融资决策的影响;固定资产占比(*tngasset*),用固定资产净值/总资产衡量,控制企业抵押物规模的影响;实际所得税税率(*taxrate*),用应缴所得税/利润总额衡量,控制企业资本结构的影响;非债务税

① 对上述比例取对数有助于对估计所得到的效应进行直观简单的比较,也有助于对机制进行分解。

② 以M2增速作为货币政策代理变量,并以本文所识别的货币政策冲击作为工具变量的回归结果仍支持基本结论。限于篇幅,此处不再报告。实际上,将通过VAR模型等方法得到的宏观结构冲击用于微观计量分析的文献较为常见,如Cloyne *et al.*(2020)、Otonello and Winberry(2020)、Flodén *et al.*(2021)和Holm *et al.*(2021)。

盾(*ndts*),用当期折旧/总资产衡量,控制企业用折旧避税的影响。所有控制变量均滞后一期以捕捉其对因变量的滞后影响。此外,本文还控制了2009年全球金融危机的影响,即当样本处于2009年时令 *crisis* 取1,否则取0。 λ_i 反映了企业不随时间变化的个体异质性因素, ε_{it} 为随机误差项。

(三)数据来源

本文整合国泰安和万德数据库中国A股上市公司年度面板数据,沿用姜付秀等(2016)、王宇伟等(2018)的方法对样本数据进行常规筛选处理,以消除因业务模式、经营现状的特殊性而产生的离群样本数据的影响。具体步骤包括:(1)剔除金融行业的公司;(2)剔除当期总资产、股东权益或者销售收入为0或者为负数的公司;(3)剔除当期股票冠有ST、*ST和PT的公司;(4)剔除上市时间低于1年的公司;(5)剔除发行外资股的公司;(6)对目标变量在上下1%的水平上进行缩尾处理。最终得到样本公司2799家,样本观测数据约为25 535条,时间跨度为2002–2016年。变量定义及描述性统计结果见表1。

表1 变量定义和描述性统计

变量名	变量定义	均值	25%分位数	75%分位数	标准差	样本量
<i>ldebt</i>	债务营收比	-0.256	-0.857	0.271	0.930	25 535
<i>loglev</i>	企业资产负债率	-0.955	-1.249	-0.490	0.640	25 535
<i>lturnover</i>	企业资产周转率	-0.699	-1.102	-0.236	0.765	25 535
<i>roa</i>	资产收益率	0.107	0.012	0.075	4.554	23 156
<i>tbq</i>	企业成长机会	2.614	1.406	3.073	1.918	24 839
<i>cf</i>	净现金流比率	0.037	0.003	0.101	6.532	23 392
<i>lsize</i>	企业规模	12.450	11.621	13.109	1.184	25 535
<i>fage</i>	企业上市经营年限	8.306	3.000	13.000	5.839	25 535
<i>stkshare1st</i>	股权集中度	36.652	24.220	48.030	15.715	25 250
<i>tngasset</i>	固定资产占比	0.249	0.111	0.357	0.178	25 538
<i>taxrate</i>	实际所得税率	0.206	0.131	0.261	0.131	21 978
<i>ndts</i>	非债务税盾	0.0250	0.0127	0.0337	0.0175	25 530

(四)结果分析

由于杠杆率等指标通常具有相当程度的连续性,所以假定(2)式右侧被解释变量滞后项系数不为零(即 $\rho \neq 0$)更具合理性。在这种情况下,使用普通OLS方法或固定效应模型估计动态面板模型会产生内生性问题进而导致结果出现偏差。因此,本文采用常见的系统GMM和差分GMM方法对(2)式进行估计,结果见表2。第(1)(2)列

宽松货币政策是否真的会推高宏观杠杆率

为基本估计结果,其中假定除被解释变量滞后项外的所有解释变量均为外生变量。第(3)(4)列为稳健性检验,使用货币政策冲击的二阶滞后项作为核心解释变量的工具变量,用于检验本文基于NSRVAR模型所识别的货币政策冲击是否具有较强的外生性。如果第(3)(4)列的系数符号与前两列一致,则可以证明本文所识别的货币政策冲击具有较强的外生性。

表2 货币政策对债务营收比(*ldebt*)的影响

	基准模型		加入二阶滞后项作为工具变量	
	(1)系统GMM	(2)差分GMM	(3)系统GMM	(4)差分GMM
<i>L.</i> 债务营收比	0.6817*** (0.0641)	0.6398*** (0.0595)	0.6762*** (0.0700)	0.6026*** (0.0547)
<i>L.</i> 货币政策冲击	-0.0111*** (0.0030)	-0.0108*** (0.0028)	-0.0111*** (0.0029)	-0.0091*** (0.0026)
<i>L.</i> 企业规模	-0.5129*** (0.0481)	-0.5016*** (0.0466)	-0.4737*** (0.0469)	-0.4882*** (0.0448)
<i>L.</i> 资产收益率	0.2795*** (0.0697)	0.2711*** (0.0674)	0.2030*** (0.0549)	0.2284*** (0.0625)
<i>L.</i> 股权集中度	0.0001 (0.0013)	0.0002 (0.0012)	0.0010 (0.0014)	0.0006 (0.0012)
企业上市经营年限	0.1102*** (0.0068)	0.1096*** (0.0066)	0.1058*** (0.0075)	0.1131*** (0.0065)
<i>L.</i> 净现金流比率	-0.0596* (0.0307)	-0.0600** (0.0288)	-0.0361 (0.0294)	-0.0442 (0.0338)
<i>L.</i> 成长机会(托宾Q)	-0.0031 (0.0052)	-0.0029 (0.0050)	-0.0032 (0.0053)	-0.0036 (0.0050)
<i>L.</i> 固定资产占比	-0.4661*** (0.1075)	-0.4645*** (0.1000)	-0.5197*** (0.1192)	-0.4971*** (0.1035)
<i>L.</i> 实际所得税率	-0.0362 (0.0568)	-0.0338 (0.0530)	-0.0728 (0.0626)	-0.0239 (0.0543)
<i>L.</i> 非债务税盾	5.2142*** (1.2786)	4.8024*** (1.2095)	5.1556*** (1.3471)	4.2096*** (1.1975)
2009年全球金融危机	0.1092*** (0.0184)	0.1072*** (0.0168)	0.1149*** (0.0210)	0.1045*** (0.0170)
样本量	14 289	10 840	14 289	10 840
公司数量	2243	2085	2243	2085
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
AR(1)对应p值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2)对应p值	0.8459	0.7676	0.8962	0.6279
过度识别检验对应p值	0.1867	0.1271	0.1931	0.1056

说明:*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著,括号内为稳健标准误,*L.*表示滞后1期,下表同。

表2中的估计结果显示,在所有模型中,被解释变量滞后项系数均显著为正,且数值较大,介于0.6-0.7之间,并通过了自相关系数检验和Sargan过度识别检验,说明本文使用系统GMM方法进行估计具有合理性。表2第(1)(2)列的变量系数和第(3)(4)列变量系数的符号一致,而且数值较为接近,说明本文所识别的货币政策冲击具有较强的外生性,因此本文以第(1)(2)列中的系数作为基本结果展开分析。

货币政策冲击滞后项系数均显著为负,分别为-0.0111和-0.0108。这一结果表明,当货币政策放松后,企业债务营收比显著下降,说明宽松货币政策有助于稳定企业部门杠杆率,证实了本文第三部分的相关结论。

考虑到企业债务营收比指标的变动来自资产负债率和资产周转率两个方面,因此进一步的研究问题是,在货币政策影响债务营收比的过程中,哪个因素发挥着更加显著的作用?沿用原计量模型,本文进一步将企业资产负债率和资产周转率分别作为因变量,利用动态面板GMM方法进行回归,结果见表3^①。

表3 货币政策对资产负债率(*loglev*)和资产周转率(*lturnover*)的影响

	资产负债率		资产周转率	
	(1)系统GMM	(2)差分GMM	(3)系统GMM	(4)差分GMM
<i>L</i> 资产负债率	0.6557*** (0.0440)	0.6427*** (0.0417)		
<i>L</i> 资产周转率			0.5717*** (0.0840)	0.5577*** (0.0795)
<i>L</i> 货币政策冲击	0.0040** (0.0016)	0.0041*** (0.0015)	0.0119*** (0.0022)	0.0117*** (0.0022)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	14 289	10 840	14 289	10 840
企业数量	2243	2085	2243	2085
AR(1)对应p值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2)对应p值	0.7163	0.7736	0.6953	0.5979
过度识别检验对应p值	0.2117	0.1315	0.1534	0.1180

说明:控制变量与表2相同。

^① 限于篇幅,表3只列出了假定所有变量均为外生变量的GMM估计结果,以货币政策冲击的二阶滞后项作为工具变量的结果能够得到相同的结论(备案)。

从表3第(1)(2)列对资产负债率的分析来看,货币政策冲击滞后项系数在两种模型下均显著为正,但数值相对较小,分别为0.0040和0.0041。本文认为,资产负债率对货币政策冲击反应幅度较小的原因是,企业在向银行申请贷款的过程中需要以相应数量的资产作为抵押。宽松的货币政策在降低企业融资难度的同时,也激发了其对抵押品的需求,由此导致抵押品价值的上升(Liu *et al.*, 2013;曾海舰,2012),使得企业债务数量有所增加的同时,资产规模也相应扩大,最终导致资产负债率指标在这一过程中的变化程度相对有限。换言之,抵押品价值的内生变化限制了资产负债率在短期内的大幅调整。

从表3第(3)(4)列对企业资产周转率的分析来看,货币政策冲击滞后项系数显著为正,分别为0.0119和0.0117,表明宽松货币政策对资产周转率(企业营收能力)具有更为显著的积极影响。因此,资产周转率在货币政策影响企业部门杠杆率的过程中发挥着关键作用。这一结果意味着,由于资产负债率所能够反映的仅仅是企业的债务水平,并不能全面度量企业的杠杆率,所以仅关注这一指标有可能会误判宽松货币政策对杠杆率的真实作用。此外,本文利用工业企业数据库也发现了资产周转率在宽松货币政策稳杠杆的过程中发挥着主导作用^①。

五 理解经验证据:一个简明的分析框架

基于企业数据的经验分析表明,宽松货币政策有助于稳定企业杠杆率。然而,一些研究认为,货币政策扩张会导致杠杆率上升(Chen *et al.*, 2016;陈创练和戴晓明,2018),与本文的基本结论有所不同。为进一步理解货币政策对杠杆率产生不同影响的条件,并进一步检验本文基本结论的可靠性,下面从企业最优化行为入手构建一个简单的理论框架,从理论上对上述问题进行辨析^②。

(一)模型设定

我们考察一个带有融资约束的两期问题^③。由于上一部分的分析聚焦于货币政策对企业杠杆率的影响,所以此处理论模型重点考察企业行为。企业决策的目标函数为:

① 限于篇幅此处不再报告(备索)。

② 通常的经验分析往往首先通过理论分析得到假说,然后再进行检验。本文为了理解经验分析结果背后的理论逻辑,所以将理论模型放在宏、微观经验分析之后。

③ 更为一般的无穷期模型的主要分析结论与此处的两期模型一致。选用两期模型的优势在于能够得到解析解,从而更加清晰地理解模型的传导机制。

$$\max \pi_1 + \frac{1}{1+r} \pi_2$$

其中, $\pi_i (i=1, 2)$ 表示企业在第 i 期的利润, r 为实际利率, 用以衡量企业的融资成本。企业第 1 期的利润为:

$$\pi_1 = A_1 F(k_1) + b_1 - I_1$$

A_1 表示企业在第 1 期的全要素生产率(TFP), $F(\cdot)$ 表示企业的生产函数, 满足 $F' > 0, F'' < 0$ 。在下文推导中, 假设 $F(k) = k^\alpha$ 。 k_1 为企业在第 1 期所拥有的资本。 b_1 表示企业在第 1 期的外部融资总额。在两期模型中, 外部融资行为发生在企业经营的第 1 期, 企业在第 2 期偿还所有债务, 偿还总额为 $b_2 = b_1(1+r)$ 。 I_1 表示企业在第 1 期的投资数量, 企业的资本积累方程为:

$$k_2 = (1 - \delta)k_1 + I_1$$

k_2 表示企业在第 2 期所拥有的资本, δ 为资本折旧率。企业的融资约束如下:

$$b_1 = \xi k_2$$

ξ 刻画企业的融资难度。同时, 考虑到货币政策的松紧程度往往与企业的融资难度直接相关, 因此, 在本文的分析框架中, ξ 同时用于刻画货币政策的宽松程度。企业的自有资金和外部融资共同构成了其第 1 期的投资规模:

$$I_1 = \frac{1}{1-\theta} b_1 \quad (3)$$

其中, θ 表示企业在投资过程中所运用的自有资金占投资总额的比重(简称为自有资金占比)。

企业在第 2 期的利润为: $\pi_2 = A_2 F(k_2) + (1 - \delta)k_2 - (1 + r)b_1$ 。在企业决策过程中, 自有资金融资比例 θ 为企业的主要决策变量。

(二) 宽松货币政策稳定企业杠杆率的充分必要条件

基于上述理论框架, 我们首先定义模型当中分别对应于资产负债率、资产周转率和企业杠杆率的变量, 在此基础上推导微观经验分析结论成立的充分必要条件, 最后基于中国经济的实际数据对这一条件进行检验。

1. 变量定义

在理论模型中, 企业层面重要的财务指标分别定义如下:

$$\text{资产负债率}(\mu_1) = \frac{(1+r)b_1}{k_2}$$

$$\text{资产周转率}(\mu_2) = \frac{A_2 F(k_2)}{k_2}$$

$$\text{债务营收比}(\mu_3) = \frac{\mu_1}{\mu_2} = \frac{(1+r)b_1}{A_2 F(k_2)}$$

在资产周转率(μ_2)和债务营收比(μ_3)的定义中, $A_2 F(k_2)$ 表示企业的营业收入。

2. 微观经验分析结论成立的充分必要条件^①

微观经验证据显示,在宽松货币政策下企业的资产负债率上升,资产周转率以更大幅度上升,债务营收比下降。基于上述理论模型,这一结论成立的充分必要条件可以归纳为以下命题。

给定 $\alpha \in (0, 1)$,本文微观经验分析结论得以成立的充分必要条件为弹性 ϵ_ξ^r 和 ϵ_ξ^θ 需同时满足以下条件:

$$(a) \epsilon_\xi^r \in \left(-\frac{1+r}{r}, +\infty \right)$$

$$(b) \epsilon_\xi^\theta \in \left(-\infty, -\frac{1-\theta}{\theta} \right)$$

$$(c) \omega \frac{r}{1+r} \epsilon_\xi^r + (1-\omega) \frac{\theta}{1-\theta} \epsilon_\xi^\theta < -1$$

其中, $\epsilon_\xi^r = \frac{\xi}{r} \frac{dr}{d\xi}$ 表示融资成本对于货币政策冲击的弹性, $\epsilon_\xi^\theta = \frac{\xi}{\theta} \frac{d\theta}{d\xi}$ 表示企业自有资金占比对于货币政策冲击的弹性。此外, $\omega = \frac{1-\theta-\xi}{1-\theta-\alpha\xi} \in (0, 1)$ 。

3. 基于理论命题对经验分析结论的再检验

如前文所述,无论是从中国经济的现实来看,还是从本文基于NSRVAR模型对中国宏观经济数据的分析来看,宽松的货币政策往往伴随着企业融资成本的下降,即条件 $\epsilon_\xi^r < 0$ 通常能够得以满足^②。因此,基于上述命题对前文的经验分析结论进行再检验,重点是判断 ϵ_ξ^θ 的符号。如果 $\epsilon_\xi^\theta < 0$,那么意味着上述命题成立,宽松货币政策的确能够发挥稳定杠杆率的作用^③。

判断 ϵ_ξ^θ 的符号,首先需要基于实际数据计算出企业的自有资金占比。为此,本文

① 限于篇幅,此处略去了更为详细的推导过程,详见本刊网站中的文章补充材料。

② 尽管在命题的条件(a)中包含弹性 ϵ_ξ^r 大于0的情况,但是 $\epsilon_\xi^r < 0$ 依然满足该条件。

③ 严格来讲,当 $\epsilon_\xi^\theta < -\frac{1-\theta}{\theta}$ 时,命题的条件(b)方得以满足。然而,考虑到文中模型是一个相对简化的分析框架,其主要功能是凝练出当宽松货币政策有助于稳定杠杆率时关键变量之间的关系,因此命题中各个条件的定性属性强于其定量属性。命题中的条件(b)所传递的核心信息是货币政策冲击(ξ)与自有资金占比(θ)之间呈现负相关关系,因此文中对 $\epsilon_\xi^\theta < 0$ 的情况进行讨论是对上述核心信息的检验。

沿用许志伟等(2011)的做法,在固定资产账户下,将资金来源分类中自筹资金与总资金的占比作为自有资金占比的度量指标。在提取其波动成分的基础上,与通过不同方法识别得到的货币政策冲击进行对比,进而判定弹性 ϵ_{ξ}^{θ} 的符号。如果该指标的波动部分与货币政策冲击负相关,则意味着 $\epsilon_{\xi}^{\theta} < 0$,宽松货币政策的确能够有效稳定企业的杠杆率。反之,如果该指标的波动部分与货币政策冲击正相关,意味着 $\epsilon_{\xi}^{\theta} > 0$ 。在这种情形下,宽松货币政策无法发挥稳定企业杠杆率的作用,说明本文的经验分析结论可能具有偶然性。图7报告了相关分析结果。

从图7能够发现,无论是使用NSRVAR模型还是Chen *et al.*(2018)的方法,所得到的货币政策冲击均与自有资金占比表现出显著地负相关,即在货币政策扩张时期,自有资金占比均处于相对较低的水平。换言之,图7为弹性 $\epsilon_{\xi}^{\theta} < 0$ 提供了直接且稳健的证据。上述结论也意味着,在本文所讨论的样本期内,宽松货币政策的确能够发挥稳定企业杠杆率的作用,本文微观经验分析的基本结论具有较强的稳健性和坚实的理论基础。

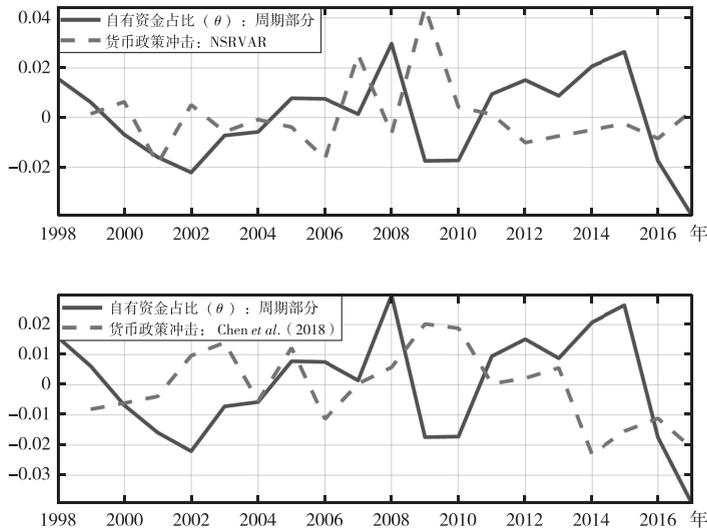


图7 自有资金占比的波动部分与货币政策冲击

六 结论与启示

针对近年来中国宏观杠杆率持续快速上升的态势,各界普遍认为政府应主动采

取措施化解防范经济中潜在的重大风险。然而,货币政策在“稳增长”和“稳杠杆”之间存在着艰难选择。本文从宏微观层面的经验分析和理论模型三个维度分析货币政策对宏观杠杆率的影响及其作用机制。

本文主要结论如下:第一,宽松货币政策本身有助于稳定宏观杠杆率,主要原因是其对总需求的刺激效应大于对债务的推升,该结论对于不同部门的杠杆率而言均基本成立^①;第二,通过将债务营收比作为度量企业杠杆率的指标,“宏微观杠杆率背离之谜”能够得以解释,宽松货币政策对企业营收能力的提升是其能够稳定杠杆率的微观机理;第三,通过一个简明的包含企业融资决策的理论框架,我们推导出宽松货币政策能够发挥“稳杠杆”作用的充分必要条件,该条件是以弹性形式表述的解析式。基于中国的宏观经济数据对该条件进行检验,发现其在样本期内是成立的,因而从理论层面验证了本文结论的稳健性。

上述分析和结论意味着,准确识别货币政策冲击、有效排除其他因素的干扰是从杠杆率的角度客观评估货币政策效果的必要前提。在对不同层面的杠杆率进行比较分析的过程中,所使用的度量指标应具有 consistency。尽管本文的分析结论表明,在样本期内宽松的货币政策本身并不是导致宏观杠杆率上升的主要原因,但我们并不否认,政府在实施包括货币政策在内的宏观调控政策的过程中,通过改变微观主体的行为及预期有可能会市场风险的不断积累。围绕这一问题的讨论已超出本研究的范围,也将成为本文的重要拓展方向。

参考文献:

- 陈创练、戴明晓(2018):《货币政策、杠杆周期与房地产市场价格波动》,《经济研究》第9期。
- 胡志鹏(2014):《“稳增长”与“控杠杆”双重目标下的货币当局最优政策设定》,《经济研究》第12期。
- 纪敏、严宝玉、李宏瑾(2017):《杠杆率结构、水平和金融稳定——理论分析框架和中国经验》,《金融研究》第2期。
- 贾庆英、孔艳芳(2016):《资产价格、经济杠杆与价格传递——基于国际PVAR模型的实证研究》,《国际金融研究》第1期。
- 姜付秀、石贝贝、马云飙(2016):《信息发布者的财务经历与企业融资约束》,《经济研究》第6期。
- 靳庆鲁、孔祥、侯青川(2012):《货币政策、民营企业投资效率与公司期权价值》,《经济研究》第5期。
- 刘晓光、张杰平(2016):《中国杠杆率悖论——兼论货币政策“稳增长”和“降杠杆”真的两难吗》,《财贸经济》第8期。

^① 限于篇幅,经验分析部分仅包括货币政策冲击对宏观杠杆率的影响效应,对于企业杠杆率和家庭部门杠杆率的分析从略,备索。

盛松成、吴培新(2008):《中国货币政策的二元传导机制——“两中介目标,两调控对象”模式研究》,《经济研究》第10期。

宋国青(2014):《利率是车,汇率是马》,北京大学出版社。

谭小芬、尹碧娇、杨焱(2018):《中国非金融企业杠杆率的影响因素研究:2002-2015年》,《中央财经大学学报》第2期。

王宇伟、盛天翔、周耿(2018):《宏观政策、金融资源配置与企业部门高杠杆率》,《金融研究》第1期。

许志伟、薛鹤翔、罗大庆(2011):《融资约束与中国经济波动——新凯恩斯主义框架内的动态分析》,《经济学(季刊)》第10期。

薛鹤翔(2010):《中国的产出持续性——基于刚价格和刚性工资模型的动态分析》,《经济学(季刊)》第4期。

张晓晶、刘磊、李成(2019):《信贷、杠杆率与经济增长:150年的经验与启示》,《比较》第1辑。

曾海舰(2012):《房产价值与公司投融资变动——抵押担保渠道效应的中国经验证据》,《管理世界》第5期。

中国人民银行杠杆率研究课题组(2014):《中国经济杠杆率水平评估及潜在风险研究》,《金融监管研究》第5期。

钟宁桦、刘志阔、何嘉鑫、苏楚林(2016):《中国企业债务的结构性问题》,《经济研究》第7期。

周其仁(2012):《货币的教训》,北京大学出版社。

周小川(2012):《国际金融危机:观察、分析与应对》,中国金融出版社。

Antolin-Diaz, J. and Rubio-Ramírez, J. F. “Narrative Sign Restrictions for SVARs.” *The American Economic Review*, 2018, 108(10), pp. 2802-2829.

Arias, J. E.; Caldara, D. and Rubio-Ramírez, J. F. “The Systematic Component of Monetary Policy in SVARs: An Agnostic Identification Procedure.” *Journal of Monetary Economics*, 2019, 101, pp. 1-13.

Chang, C.; Chen, K.; Waggoner, D. F. and Zha, T. “Trends and Cycles in China’s Macroeconomy.” *NBER Macroeconomics Annual*, 2016, 30(1), pp. 1-84.

Chen, K.; Higgins, P.; Waggoner, D. F. and Zha, T. “Impacts of Monetary Stimulus on Credit Allocation and Macroeconomy: Evidence from China.” Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper Series, 2016.

Chen, K.; Ren, J. and Zha, T. “The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China.” *The American Economic Review*, 2018, 108(12), pp. 3891-3936.

Christiano, L. J. and Eichenbaum, M. “Identification and the Liquidity Effect of a Monetary Policy Shock.” *NBER Working Paper*, No. 3920, 1991.

Christiano, L. J.; Eichenbaum, M. and Evans, C. L. “Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?” *Handbook of Macroeconomics*, 1999, 1, pp. 65-148.

Cloyne, J.; Clodomi, F. and Paolo, S. “Monetary Policy When Households Have Debt: New Evidence on the Transmission Mechanism.” *Review of Economic Studies*, 2020, 87(1), pp. 102-129.

Flodén, M.; Kiltstrom, M.; Sigurdsson, J. and Vestman, R. “Household Debt and Monetary Policy: Revealing the Cash-Flow Channel.” *Economic Journal*, 2021, 131(636), pp. 1742-1771.

Holm, M.; Paul, P. and Tischbirek, A. “The Transmission of Monetary Policy under the Microscope.” *Journal of*

Political Economy, 2021, 129(10), pp. 2861–2904.

Korinek, A. and Simsek, A. “Liquidity Trap and Excessive Leverage.” *The American Economic Review*, 2016, 106(3), pp. 699–738.

Liu, Z.; Wang, P. and Zha, T. “Land–Price Dynamics and Macroeconomic Fluctuations.” *Econometrica*, 2013, 81(3), pp. 1147–1184.

Ludvigson, S. C.; Ma, S. and Ng, S. “Uncertainty and Business Cycles: Exogenous Impulse or Endogenous Response?” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2021, 13(4), pp. 369–410.

Otonello, P. and Winberry, T. “Financial Heterogeneity and the Investment Channel of Monetary Policy.” *Econometrica*, 2020, 88(6), pp. 2473–2502.

Ramey, V. A. “Macroeconomic Shocks and Their Propagation.” *Handbook of Macroeconomics*, 2016, 2, pp. 71–162.

Rotemberg, J. J. and Woodford, M. “An Optimization–Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy.” *NBER Macroeconomics Annual*, 1997, 12, pp. 297–346.

Tenreyro, S. and Thwaites, G. “Pushing on a String: US Monetary Policy is Less Powerful in Recessions.” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2016, 8(4), pp. 43–74.

Could Expansionary Monetary Policy Really Push Macro Leverage Up?

Guo Changlin; Gu Yanwei; Liang Xiao

Abstract: Expansionary monetary policy is generally believed to be the source of greater leverage in an economy. However, the stimulus effect of the monetary policy has been ignored from this perspective. This paper identifies monetary policy shocks based on the extraction of clear narrative information, demonstrating that expansionary monetary policy is not the primary reason for the increase in the macro leverage ratio in the sample period. The stimulus effect of expansionary monetary policy on aggregate demand turns out to be stronger than its driving effect on real debt. Through analysis of corporate data, it is found that the debt–to–revenue ratio is not only a better measure of the corporate leverage level, but it also effectively explains the puzzle of the divergence between leverage ratios at the macro and micro levels. Finally, we incorporate the firm financing problem into a simple model and derive the sufficient and necessary condition under which the expansionary monetary policy is helpful to stabilize the leverage ratio.

Key words: macro leverage ratio, monetary policy, NSRVAR model, debt–to–revenue ratio

JEL codes: C32, E52, C23

(截稿:2022年7月 责任编辑:曹永福)