

制度优势、货币政策协调与财政拉动效应

李戎, 刘力菲

[摘要] 作为宏观调控的两大支柱,货币政策与财政政策的协调和博弈一直是各界关注的焦点。本文将财政与货币政策共同纳入结构性向量自回归模型中,通过同时施加短期和长期识别假设,分析货币政策对财政政策冲击的响应。研究发现,在财政冲击发生的同时,广义货币供应量 M2 的增长率显著提高,表明货币当局在财政政策扩张时采取了宽松货币的协调配合的策略。依据上述实证发现,本文对动态随机一般均衡模型加以改进,研究中国货币政策的协调配合对财政政策效果的影响。分析表明,货币政策的协调配合能够显著提升财政政策的经济刺激效果,产生财政拉动效应。这一结论从制度优势的角度对文献中发现的财政拉动效应的经验事实给出了一个符合中国国情的理论解释,也为积极财政政策提质增效的实现路径提供了政策参考。本文建议在政策制定过程中充分利用中国制度优势,协调不同部门的政策目标,通过发挥财政和货币政策的联动作用,增强政策效果,保障经济高质量发展。

[关键词] 财政政策; 货币政策; 货币与财政协调; 财政乘数

[中图分类号]F120 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2021)10-0020-19

一、引言及文献综述

诞生于 20 世纪 30 年代的“凯恩斯主义”使财政政策成为各国政府进行宏观调控的重要手段,通过调节政府支出和税收等方式,财政政策在熨平经济波动、确保经济稳定增长中扮演了重要角色。中国自 1998 年首次实施积极财政政策以来,财政政策经历了“积极”—“稳健”—“积极”的不同时期,在不同的经济形势下,持续发挥着保障经济稳定、促进经济平稳健康发展的重要作用。随着中美贸易摩擦升级和新冠肺炎疫情暴发导致经济不确定性加大,各国政府再一次把目光投向了财政政策。中国政府在 2020 年将一般公共预算赤字率从 2.8% 提高到 3.6%,发行总规模超 8.5 万亿元的各项政府债券;2020 年中央经济工作会议强调,积极的财政政策要提质增效、更可持续,保持适度支出强度,增强国家重大战略任务财力保障,明确了继续保持积极的财政政策的方针,体现了中国政府稳定经济的决心,也反映出财政政策作为宏观调控工具的重要性。那么,财政政策与经济的互动机制以及政策的传导机制是怎样的,哪些因素是保障财政政策发挥理想效果的关键,成为政策制

[收稿日期] 2021-05-23

[基金项目] 国家社会科学基金项目重大项目“经济双循环系统下的货币政策与财政政策协调配合研究”(批准号 20&ZD104)。

[作者简介] 李戎,中国人民大学中国财政金融政策研究中心研究员,财政金融学院副教授,经济学博士;刘力菲,中国人民大学财政金融学院博士研究生。通讯作者:李戎,电子邮箱:lirong.sf@ruc.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

定部门和经济学界共同关心且必须搞清楚的问题。

为了定量地分析财政政策的实施效果,相当一部分文献聚焦于测算财政乘数,即一单位政府支出的增加会带来多少单位的总产出的增加。Ramey(2011a)总结了基于西方国家数据的实证研究成果,发现财政乘数居于0.8—1.5之间。近年来中国学者也对中国的财政乘数做了丰富的实证研究。一方面,Wang and Wen(2019)基于结构性向量自回归和省级数据的面板回归研究发现,中国短期财政乘数可达2.7,长期财政乘数高达4.9。Zhang et al.(2019)也发现,中国短期财政乘数显著大于1,长期财政乘数高达3,并且有顺周期的特征。李明和李德刚(2018)利用民族地区转移支付的制度设计,借鉴模糊断点回归思路,测算出中国县级政府的地方财政乘数显著大于1。Li and Zhou(2021)利用中央部委换届引致的转移支付变化识别外生政府支出波动,测算出中国财政乘数约为1.56。此外,Shi and Fukushige(2015)、Jeong et al.(2017)、Zhang(2020)都发现中国财政乘数显著大于1。另一方面,Guo et al.(2016)利用贫困县的转移支付制度,使用工具变量法测算出中国政府间转移支付乘数为0.6。但该方法局限于估计经济相对落后地区的财政支出效果,无法在全国推广。可以看出,对于中国财政乘数的测算,不同的方法得出的结论不尽相同,但总体而言,同西方国家相比,中国的财政乘数的估算结果较大,在大多数文献中都显著大于1,并且长期乘数大于短期乘数,反映出财政支出产生了拉动效应,有效地促进了私人部门的经济活动。随之而来的一个研究问题是,何种因素保障了中国的财政政策发挥理想的政策效果,财政政策通过怎样的传导机制拉动了私人部门的经济活动呢?

摆在理论经济学家面前的一大难题是,标准的经济学模型无法解释财政拉动效应。财政支出的增加不可避免地带来当前或未来税收的增加,从而产生负的财富效应,挤出了居民消费,因此,无论在标准的新古典经济学模型还是新凯恩斯模型中,财政支出都不能对私人消费产生拉动效应,这就使得理论模型无法解释实证结果。为此,学者们不得不对标准模型进行修正,使得模型具备财政支出拉动居民消费的机理,从而更好地解释现实经济运行。例如,Galí et al.(2007)在模型中引入按照经验法则(Rule-of-thumb)进行决策的家庭。这类家庭的特点是不进行跨期最优决策,而是根据当期的收入水平决定当期的消费,边际消费倾向较高。Galí et al.(2007)证明,当经济中有着众多的此类家庭,家庭部门的总消费就可能呈现拉动效应。政府消费与居民消费的互补性也是产生财政拉动效应的可能因素之一,当引入这一互补性时,政府支出的扩大能够有效拉动家庭部门的消费(Bouakez and Rebei,2007;王国静和田国强,2014)。另外,Zubairy(2014)研究发现,引入深度消费习惯能够使政府支出扩张拉动居民消费。当考虑金融危机后货币政策受制于零利率下限时,Woodford(2011)、Christiano et al.(2011)研究表明,当中央银行实行消极的货币政策或者货币政策受制于零利率下限时,财政政策能够有效地刺激家庭部门的需求。此外,Corsetti et al.(2012)指出,当居民预期到,财政支出在刺激政策结束后往往会降低到长期趋势水平之下,即出现财政支出反转的情况时,短期财政刺激的财政乘数会较大。

纵观上述理论模型,不难发现,既有理论要么需要较强的假设(经济中存在大量非理性个体、公共品与私人品的强互补性、消费的深度习惯等),要么与中国实际情况不符(名义利率长期受制于零利率下限、财政支出的反转等),不能用来解释中国经济现象。鉴于较多的实证研究表明中国的财政政策对私人部门的经济活动具有显著的拉动效应,本文迫切需要从理论上作出解释。这一工作不仅仅具有推动经济理论发展的意义,更具有帮助政策制定者理清政策传导机制、找准政策组合、实现精准决策的重大现实意义。

作为宏观调控的两大支柱,货币政策与财政政策的协调和博弈一直是各界关注的焦点。在许多

国家,由于财政部门 and 货币当局之间的政策目标不一致,可能导致不同部门的政策选择产生策略互动,进而影响社会福利。不同于这些国家,在中国,中国人民银行(简称中央银行)和财政部同属国务院组成部门,货币政策和财政政策的决策部门在党中央、国务院的领导下共同服务实体经济,这一制度优势为财政政策与货币政策的协调搭配提供了更大的可能性。理论研究表明,相对于互相独立的财政货币决策,货币政策与财政政策的相互配合更有可能加强政策效果。例如,Woodford(2011)指出,财政政策的经济刺激效果取决于货币政策“逆风向而动”的程度。当财政扩张时,货币政策同时保持宽松有助于加强财政政策效果。Galí(2020)研究表明,当中央银行以创造货币的形式为财政政策融资,扩张性财政政策会产生非常显著的经济刺激效果。李扬(2021)认为,货币政策和财政政策都作用于货币流通,两大政策天然具有相互协调和配合的基础和可能性,同时也有协调配合的必要性。为此,本文基于中国制度优势,从货币政策与财政政策相互配合的角度出发,解释实证研究中所发现的财政拉动效应,也通过理清政策传导机制找出保障政策效果的关键因素,为下一步政策措施的精准制定提供理论参考。本文尝试回答以下问题:中国货币政策对财政政策是协调配合还是相对独立?如果配合,那么货币政策对财政政策的配合程度如何?货币政策的配合对财政政策效果的影响如何,是否可以解释中国财政政策的拉动效应?

为了回答上述问题,本文构造了同时引入财政政策和货币政策的结构性向量自回归模型(SVAR),借鉴并结合 Blanchard and Perotti(2002)、Bjørnland and Leitemo(2009)的方法,通过同时施加长期和短期的识别假设,研究货币政策对财政政策的响应。结果表明,中国货币当局在财政支出扩张时采取了增加货币供给的宽松货币政策,即实证结果表明货币政策对财政政策采取了协调配合的策略。本文将这一实证研究结果引入动态随机一般均衡(DSGE)模型中。在货币政策规则中引入财政因素,使得货币当局在财政扩张时会通过宽松货币的形式对财政政策予以配合。通过基于贝叶斯方法对模型参数进行估计,模型的相关参数的估计值反映了中国货币政策对财政政策的配合程度,回答了上述第二个问题。通过对模型进行政策模拟和反事实分析,可以考察货币政策的配合对财政政策效果的影响。研究发现,货币政策的配合是产生较大财政乘数的重要因素,本文的模型设定和参数估计可以解释为什么中国财政乘数较大这一谜题。依据上述结论,货币当局与财政部门的积极沟通与协调是积极财政政策提质增效的有效手段。

与已有的研究相比,本文的贡献体现在:①证实中国货币政策对财政政策的协调配合。既有文献通常单独分析货币政策或财政政策的经济效果,缺少通过严谨的识别方式对货币与财政政策的协调配合进行实证研究。②将财政因素引入 DSGE 模型的货币政策规则中,从而推进基于中国经济特点的宏观经济建模,也进一步完善了学术界对中国货币政策规则本身的研究。关于中国货币政策规则的已有研究多关注于数量型、价格型或混合型政策规则的测算和比较(如马文涛,2011;王曦等,2017),本文从货币政策的多目标角度研究中国货币政策规模。③给出了符合中国实际情况的、对财政拉动效应的理论解释。既有文献对财政拉动效应的解释(如 Galí et al.,2007;Woodford,2011;Corsetti et al.,2012)需要较强的假设,或者与中国经济实际情况不符,本文通过数据挖掘,同中国制度特点相互印证,将实证发现引入模型中,进而解释财政拉动效应。④进一步理清财政与货币政策的互动传导机制,为政策制定部门进行精准决策提供参考,也为积极财政政策提质增效提供了可行路径。值得一提的是,本文提出的财政与货币政策联动传导机制虽然受到 Woodford(2011)和 Galí(2020)的启发,但并不受制于零利率下限等因素的影响,而是依据中国的制度特点提出的新机制。已有的研究从不同的角度对财政政策的制定提供了政策建议(郭长林,2018;李戎和田晓晖,2021),本文的研究进一步推进了这一领域的研究进展。

论文的结构安排如下:第二部分的经验分析考察中国财政政策对货币政策影响的经验事实;第三部分是DSGE的模型构建;第四部分是参数校准与估计;第五部分是脉冲响应分析及财政乘数估算;第六部分是结论与政策启示。

二、经验事实

本部分旨在通过考察中国货币政策对财政政策的响应,分析中国货币政策对财政政策是协调配合还是保持相对独立。在分析策略上,本文使用SVAR方法,将财政政策与货币政策变量一同纳入模型中,并结合Blanchard and Perotti(2002)、Bjørnland and Leitemo(2009)的方法,同时施加短期和长期识别假设来识别政策冲击。

1. 数据来源与变量选取

结合研究目的,本文在模型中纳入五个主要变量的季度数据:国内生产总值(y)、政府支出(g)、广义货币供应量环比增长率($M2$)、通货膨胀率(π)、金融机构贷款余额($Loan$),时间跨度为1995年第一季度至2017年第四季度,数据取自Chang et al.(2016)。

本文使用政府消费性支出与政府固定资产形成总额之和衡量政府总支出,利用消费者物价指数和投资品价格指数分别对政府消费性支出和投资性支出进行平减,得到对应的实际变量,再相加得到政府总支出的实际值。本文还采用GDP平减指数对国内生产总值和金融机构贷款余额进行平减,得到实际值。通货膨胀率由消费者价格指数计算得出。由于Chang et al.(2016)提供的数据经过了季节性调整,本文在正式分析之前对上述变量取对数,并且去掉线性和二次时间趋势提取周期成分。

2. SVAR模型的识别

令 $Y_t=(g_t, y_t, Loan_t, \pi_t, M2_t)'$ 表示向量自回归模型(VAR)中所使用的向量,括号中的元素位置即表示各个变量在模型中的排序。本文将VAR模型表达成如下形式:

$$Y_t = B(L)Y_t + \nu_t \quad (1)$$

其中, $B(L)$ 为滞后算子, ν_t 为一个 5×1 的向量,表示残差,研究者需要从残差中识别出相互正交的结构性冲击 ε_t 。通常假设,结构性冲击可以表达为残差的线性组合,即 $\nu_t = C\varepsilon_t$,其中, $CC' = V, E\nu\nu_t' = V$ 。此外,为了识别 C, ε_t 的标准差通常被标准化为1。接下来,需要通过对矩阵 C 施加识别假设来识别结构性冲击产生的影响。在识别财政冲击的文献中,Blanchard and Perotti(2002)提出的短期识别假设具有广泛的影响力。他们指出,由于财政制度等原因,财政支出变量对宏观经济变量的反应存在滞后,因此,可以施加一个财政变量对经济变量的短期反应为0的识别假设。当本文将政府支出变量放置于所有变量之前时,这一短期识别假设就体现为 C 矩阵第一行的元素除了第一列外,其余都为0。这也是文献中经常提到的利用Cholesky分解法识别财政政策冲击的原理(郭长林,2018)。在Cholesky分解中, C 矩阵对角线右上方的元素均为0。与文献中的情况不同的是,本文的VAR模型中还加入了以M2增长率为代表的货币政策变量和通货膨胀水平这些能够与货币政策短期内相互作用的经济变量,不能假设通胀水平和货币政策之间的短期反应为0,即 C 矩阵的第四行第五列元素不为0。施加短期识别假设后的 C 矩阵结构如下:

$$C = \begin{bmatrix} C_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_{21} & C_{22} & 0 & 0 & 0 \\ C_{31} & C_{32} & C_{33} & 0 & 0 \\ C_{41} & C_{42} & C_{43} & C_{44} & C_{45} \\ C_{51} & C_{52} & C_{53} & C_{54} & C_{55} \end{bmatrix} \quad (2)$$

为了完全识别矩阵 C , 本文还需要施加一个额外的识别假设。为此, 本文借鉴 Bjørnland and Leitemo(2009)的方法, 根据货币长期中性的原理, 假设短期货币政策冲击对通货膨胀水平的长期影响为 0。这一长期识别假设可以通过将 $(I-B)^{-1}C$ 这一矩阵的第四行第五列元素设定为 0 来实现, 其中, $B=B(1)+B(2)+\dots+B(p)$, p 为 VAR 模型的滞后阶数。根据 AIC 标准, 本文的基准模型选取的滞后阶数为 5 阶。

综上, 通过同时施加短期和长期识别假设, 本文将财政政策与货币政策变量共同纳入结构性向量自回归模型中, 可以识别出财政政策冲击对货币政策变量和其他宏观经济变量的影响。

3. 脉冲响应

图 1 为一单位财政政策冲击带来的脉冲响应。可以看出, 当政府支出扩张时, GDP 持续性增加, 在第 11 个季度达到顶点, 长期影响可达 6 年之久。更重要的是, 在财政冲击发生的同时 M2 增长率显著提高, 在财政扩张的同期提高 3%, 进而在财政冲击后的第二个季度提高了 10%, 并且维持扩张态势长达 1 年之久。这表明, 货币当局在财政政策扩张时采取了宽松货币的协调配合的策略。宽松的货币政策也带来了通货膨胀在短期内的提高, 但冲击对通货膨胀的影响在 2 年之后逐渐消退为 0。金融机构贷款余额在财政冲击的第 1 年也呈现扩张态势, 之后则逐渐收缩。这反映了金融机构在财政扩张的影响下短期内加大了贷款力度, 在财政政策逐渐回归常态的过程中又快速收回贷款。为了考察私人消费和私人投资的脉冲响应, 同时保持向量自回归模型有足够的自由度, 本文借鉴 Ramey(2011b)的方法, 采取在模型中每次替换一个变量的做法来考察所替换变量的脉冲响应。具体地, 本文将私人消费和私人投资分两次替换基准模型中的金融机构贷款余额, 其余变量保持不变。从图中可以看出, 私人消费和私人投资都呈现正向脉冲响应, 体现了财政支出的拉动效应。这一结果与文献中实证发现相一致。

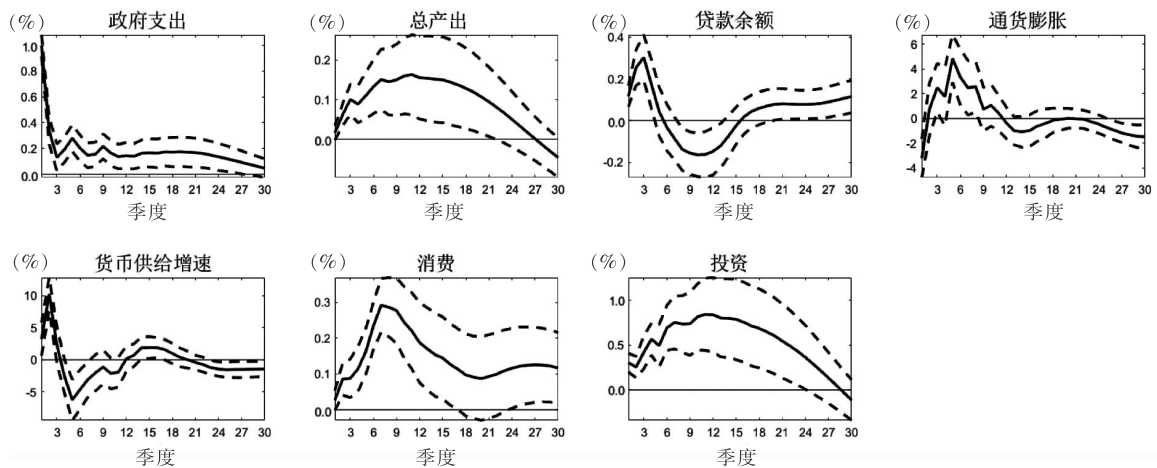


图 1 财政支出冲击的脉冲响应

为了验证上述结果的稳健性, 本文进一步做了如下稳健性检验: ①调整滞后阶数为 2 阶、3 阶和 4 阶; ②将政府总支出分别替换为政府消费性支出和政府投资性支出; ③利用 HP 滤波法对数据进行去趋势处理。上述稳健性检验得到的脉冲响应函数均与本文的基准模型类似, 因此, 本文的实证结果是稳健的。也就是说, 中国货币政策对财政政策采取了协调配合的策略, 在财政扩张的同时扩大

了货币供给。^①

研究发现,结合 Woodford(2011)、Galí(2020)的研究结果,本文认为,货币政策对财政政策的协调配合是中国财政政策有效的重要原因。为了验证这一观点,本文第三部分在 DSGE 模型中引入货币政策规则对财政政策的响应,从而分析这一政策间的协调配合对中国财政政策效果的影响。

三、模型构建

本文参考 Smets and Wouters(2007)、简志宏等(2011)使用的广义的新凯恩斯 DSGE 框架构建模型。其中,家庭和厂商的动态优化行为采取了文献中的标准结构。对政府行为,包括货币政策和财政政策的刻画是本文的创新之处。模型引入消费者习惯、资本使用效率和投资调整成本等实际摩擦,并假设工人工资和商品价格是粘性的。

1. 家庭

假设在经济体中,存在着连续统的同质家庭,每个家庭用连续的指数 $j \in (0,1)$ 表示。家庭通过选择消费 c_{jt} ,实际货币持有量 M_{jt}/P_t ,劳动时长 l_{jt} 来最大化消费者的贴现的终身效用,MIU 效用函数表示为:

$$E_0 \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t [\log(c_{jt} - hc_{j,t-1}) + u_t \log(\frac{M_{jt}}{P_t}) - \varphi \frac{l_{jt}^{1+\sigma_l}}{1+\sigma_l}] \quad (3)$$

其中, $\beta \in (0,1)$ 为贴现率,表示消费者的偏好; $h \in (0,1)$ 为内在消费习惯的形成因子,衡量消费内部偏好的持续性; $c_{j,t-1}$ 为整个经济体在 $t-1$ 期的实际总消费,表示消费习惯; φ 刻画消费者闲暇的效用权重; l_{jt} 为家庭的劳动供给; σ_l 为 Frisch 劳动供给弹性的逆。 M_{jt} 为家庭 j 持有的货币量, P_t 为消费品价格指数。 u_t 为持有实际货币余额的效用权重, ε_t^u 表示货币需求冲击, $\log(u_t)$ 服从相应的 AR(1)过程: $\log(u_t) = (1-\rho_u)\log(u) + \rho_u \log(u_{t-1}) + \varepsilon_t^u$ 。

第 j 个消费者满足预算约束条件:

$$c_{jt} + I_{jt} + \frac{M_{jt}}{P_t} + \frac{B_{jt}}{P_t} = \frac{W_{jt}l_{jt}}{P_t} + [r_t v_{jt} - \mu_t^{-1} \phi_t(v_{jt})] k_{j,t-1} + \frac{M_{j,t-1}}{P_t} + \frac{R_{t-1} B_{j,t-1}}{P_t} - T_t \quad (4)$$

家庭对资本 k_{jt} 的实际投资为 I_{jt} ,资本的投资回报率为 r_t , v_{jt} 为资本的有效使用率, $\mu_t^{-1} \phi_t(v_{jt})$ 为每单位资本的实际使用成本,满足 $\phi(v_{jt}) = \gamma_1(v_{jt} - 1) + \frac{\gamma_2}{2}(v_{jt} - 1)^2$,其中, $\gamma_1 \geq 0, \gamma_2 \geq 0, \mu_t$ 为投资专有的技术冲击,用以调整资本的相对价格;家庭购买一期债券 B_{jt} ,在 $t+1$ 期获得的无风险名义回报率为 R_t ; T_t 为政府征收的一揽子税收。 $\log(\mu_t)$ 服从相应的 AR(1)过程: $\log(\mu_t) = (1-\rho_\mu)\log(\mu) + \rho_\mu \log(\mu_{t-1}) + \varepsilon_t^\mu$ 。

资本的积累方程为:

$$k_{jt} = (1-\delta)k_{j,t-1} + \mu_t \left[1 - S\left(\frac{I_{jt}}{I_{j,t-1}}\right) \right] I_{jt} \quad (5)$$

资本的折旧率为定值 δ , $S(\cdot)$ 为资本调整成本函数, $S\left(\frac{I_{jt}}{I_{j,t-1}}\right) = \frac{\iota}{2} \left(\frac{I_{jt}}{I_{j,t-1}} - \Lambda\right)^2$, 满足 $S'(1) = S(1) = 0$,

^① 本文考察了财政支出对货币政策冲击的脉冲响应。结果表明,当 M2 增速上升 1% 时,财政支出在冲击当期没有显著变化,随后有小幅上升,总体波动的量级较小。由此可见,货币政策对财政政策的协调配合更突出,相比之下,财政政策对货币政策的配合不够显著。

且 $S''(1) > 0$ 。其中, $\iota \geq 0$ 为资本调整成本参数, Λ 为投资沿平衡增长路径的增长率。

均衡状态时, 家庭的消费和持有资产是同质的, 工资和工作时间是异质的。总的名义工资 W_t 给定, 并设定相同的最优工资 W_t^* 。模型引入名义工资粘性, 采用 Calvo 定价机制, 假设每一期家庭 j 有 $1-\theta_w$ 的概率可以设定工资 W_{jt} , 否则将通过经济的通胀率来调整工资, $W_{jt} = W_{j,t-1} (\pi_{t-1})^{\gamma_w} (\bar{\pi})^{1-\gamma_w}$, 即用上一期和均衡点的名义工资增长率的几何权重平均值对 $W_{j,t-1}$ 进行指数化处理, 参数 $\gamma_w \in (0, 1)$ 控制部分指数化的程度。

2. 厂商

市场中的生产厂商共分为两大类: 中间产品厂商和最终产品厂商。假设中间产品厂商 $i \in (0, 1)$ 生产中间产品 y_{it} , 用来加工生产最终产品 y_t 。最终产品厂商为完全竞争的, 即最终产品厂商的利润为 0, 满足 Dixit-Stiglitz 生产函数, 对最终产品的总需求表示为不同中间产品厂商生产的差异化产品的加总。

$$y_t^d = \left(\int_0^1 y_{it}^{\frac{\zeta_t-1}{\zeta_t}} di \right)^{\frac{\zeta_t}{\zeta_t-1}} \quad (6)$$

其中, y_t^d 为最终产品的总需求, y_{it} 为厂商 i 生产的中间产品的产量, 作为最终产品的要素投入, ζ_t 为不同中间产品随时间变化的替代弹性, $\log(\zeta_t)$ 服从相应的 AR(1) 过程: $\log(\zeta_t) = (1-\rho_\zeta) \log(\zeta) + \rho_\zeta \log(\zeta_{t-1}) + \varepsilon_t^\zeta$ 。

中间产品市场是垄断竞争的, 厂商 i 满足 Cobb-Douglas 生产函数:

$$y_{it} = (v_t k_{it-1})^\alpha (A_t l_{it})^{1-\alpha} - \Omega \quad (7)$$

在 t 时期共有两种投入要素, 厂商 i 租用的资本 k_{it} , 厂商 i 的劳动力投入 l_{it} 。 α 为资本的收入分成, 表示资本产出弹性系数, 相应地, $1-\alpha$ 表示技术与劳动力产出弹性系数, Ω 为生产的固定成本, A_t 为劳动生产率的中性技术冲击, 其增长率 $z_t = \log(A_t/A_{t-1})$, 服从相应的 AR(1) 过程: $z_t = (1-\rho_z) \log(\gamma) + \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_t^z$ 。其中, γ 为 A_t 沿平衡增长路径的增长率。

家庭向中间厂商提供劳动力供给, 满足方程:

$$l_t^d = \left(\int_0^1 l_{it}^{\frac{\eta-1}{\eta}} dj \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (8)$$

其中, $\eta \in (0, +\infty)$ 为不同类型劳动力的替代弹性。

中间产品厂商不能决定工资率 W_t , 但能选择其产品价格 P_{it} 来实现最优化。本文引入 Calvo 形式的价格粘性, 设最优价格为 P_t^* , 厂商 i 有 $1-\theta_p$ 的概率可以调整价格, 若无法重新优化价格, 则由经济的通货膨胀率进行部分调整, 即 $P_{it} = P_{i,t-1} (\pi_{t-1})^{\gamma_p} (\bar{\pi})^{1-\gamma_p}$, 其中, $\gamma_p \in (0, 1)$, $\pi_t = P_t/P_{t-1}$ 。

3. 政府

(1) 政府的预算约束。对政府部门的刻画是本文的创新点。参考 Galí(2020), 政府将财政部门与货币当局通盘考虑, 财政部门征税、发行债券, 并且通过铸币税以支撑政府支出和偿还政府前一期的债务。因此, 政府预算约束表示如下:

$$\frac{B_t}{P_t} + \frac{M_t}{P_t} + T_t = g_t + \frac{R_{t-1} B_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} \quad (9)$$

其中, g_t 表示实际政府支出^①, B_t 表示名义政府债务, T_t 为实际一次性总赋税, M_t 表示名义货币发行量, P_t 表示价格水平, R_{t-1} 表示名义利率。

由此可以看出, 政府支出的增加除了依靠政府税收融资外, 还依靠铸币税和发行政府债券来实现, 由式(9)整理可得:

$$g_t = T_t + m_t - \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + b_t - \frac{R_{t-1}b_{t-1}}{\pi_t} \quad (10)$$

其中, m_t 为实际货币供给量, b_t 为实际政府债券发行量。

(2) 税收与财政支出。根据 Galí et al.(2007), 本文设定政府税收随前一期的政府债券和当期的政府支出规模的变化而做出调整, 一次性总赋税的政策规则表示如下:

$$T_t = \varphi_b b_{t-1} + \varphi_g g_t \quad (11)$$

其中, φ_b 表示税收对政府债务水平(滞后一期)的反应, φ_g 表示税收对政府支出的反应。式(11)表明, 政府支出增加时, 政府相应地提高一次性总赋税, 对支出增量进行部分融资。这一税收的提高也是政府支出增加产生负向财富效应的来源之一^②, 即产生私人消费挤出效应的原因。

政府支出受到外生冲击的影响, 实际支出满足如下等式:

$$\frac{g_t}{\bar{g}} = \left(\frac{g_{t-1}}{\bar{g}}\right)^{\rho_g} \times \exp(\varepsilon_t^g) \quad (12)$$

其中, \bar{g} 表示稳态时的实际政府支出, ρ_g 反映了政府支出冲击影响的持续性, ρ_g 越大, 表示外生政府支出冲击的影响越持久。

(3) 货币政策。文献中对中国货币政策是使用价格型还是数量型, 抑或是混合型规则来刻画有所讨论。本文中, 由于使用的数据区间为 1995—2017 年, 在这一阶段中的大部分时期中国货币政策以数量型规则为主, 因此, 本文选择货币供应量作为政策变量, 设名义货币供应量的增长率 $\chi_t \equiv M_t / M_{t-1} = (m_t / m_{t-1}) \times \pi_t$ 为政策工具, 满足政策规则:

$$\frac{\chi_t}{\bar{\chi}} = \left(\frac{\chi_{t-1}}{\bar{\chi}}\right)^{\rho_\chi} \left[\left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}}\right)^{-\gamma_\pi} \left(\frac{y_t}{\bar{y}}\right)^{-\gamma_y} \left(\frac{g_t}{\bar{g}}\right)^{\gamma_g}\right]^{1-\rho_\chi} \times \exp(\varepsilon_t^\chi) \quad (13)$$

在这一数量型货币政策规则中, 名义货币供应量的增长率除了受到传统的通货膨胀和总产出的影响, 还受到财政支出的直接影响。根据本文的实证研究结论, 在财政支出扩张时, 中国货币当局采取了协调配合的策略, 表现为扩大货币供给。本文将货币政策规则进行合理化改进, 从而将这一实证发现引入模型之中, 分析货币政策的协调配合对财政政策效果的影响。上述货币政策规则中, γ_π 、 γ_y 、 γ_g 分别衡量货币政策对通货膨胀、总产出和财政支出变动的反应程度。通过下文对参数 γ_g 的估计, 本文可以得到中国货币政策对财政政策的配合程度。此外, ρ_χ 、 ε_t^χ 分别表示货币政策持续性和货币政策冲击, $\bar{\chi}$ 、 $\bar{\pi}$ 、 \bar{y} 分别表示名义货币供应量增长率、通货膨胀率和实际 GDP 的稳态值。

在模型中, 一部分的政府支出增量通过提高一次性总赋税来融资, 还有一部分的财政支出增量

① 研究表明, 政府投资通过提高企业生产率可以拉动私人部门经济活动, 为了使得本文的传导机制更加清晰, 避免受到其他因素干扰, 本文不区分政府投资和政府消费。
② 负向财富效应的另一个来源是政府债务的增加, 事实上, 政府债务的增加意味着未来税收的增加, 也可以认为税收的提高(当前或未来)是政府支出增加带来负向财富效应的主要原因。

采用了铸币税融资的方式,当这两种融资方式仍然无法满足政府支出的增量时,由政府的预算约束可得,剩余部分由政府发行债券的方式来融资。

4. 一般均衡系统

基础模型由家庭、企业和政府三部门构成,家庭决定自己的消费、劳动力供给和资金配置,最终产品厂商决定对中间产品的需求,中间产品厂商决定要素资源配置和中间产品生产,政府通过制定财政和货币政策调控经济。一般均衡时,模型经济中的劳动力市场、最终产品市场和资本市场同时出清。

四、参数校准与估计

本文模型通过对数线性化的方式求解。在这一部分中,本文将模型参数通过校准与贝叶斯估计相结合的方式赋值。

1. 参数校准

依据文献,参数的取值与研究中国经济的论文保持一致。大部分文献将折现因子 β 的值设定在0.98—1.00之间,如王国静和田国强(2014)中的0.98,刘斌(2008)中的0.985,王曦等(2017)中的0.993,本文设定为0.985;中国经济的生产函数中的资本收益份额 α 通常高于一般发达国家,如许志伟和林仁文(2011)中的0.45,本文设定为0.45;将资本的季度折旧率设定为0.035,即年折旧率为14%;马文涛(2011)指出,中国市场中名义价格和工资刚性适中,因此,设定价格和工资粘性参数 θ_p 和 θ_w 均为0.60;参考王文甫(2010)中间产品替代弹性 ζ 设为10,参考Li and Liu(2017)劳动替代弹性 η 设为10,资本使用成本方程参数 γ_2 设为0.001;由可观测数据均值可求出政府支出与产出比值的稳态 \bar{g}/\bar{y} 为0.19,通货膨胀率的稳态 $\bar{\pi}$ 为0.50%;由中央政府季末债务余额与GDP的真实数据之比的均值可求出国债与产出比值的稳态 \bar{b}/\bar{y} 为2.44。表1汇总了本文的参数校准取值。

表1 模型中部分参数的校准值

β	α	δ	θ_w	θ_p	ζ	η	γ_2	$\bar{\pi}$	\bar{g}/\bar{y}	\bar{b}/\bar{y}
0.985	0.450	0.035	0.600	0.600	10.000	10.000	0.001	1.005	0.190	2.440

2. 贝叶斯估计:数据说明

在贝叶斯估计过程中,本文使用了6个观测变量,分别是实际总产出、实际私人总消费、实际私人总投资、通货膨胀率、实际政府支出和实际货币供应量,数据来源为Chang et al.(2016),时间跨度从1995年第一季度到2017年第四季度。其中,实际总产出由名义GDP除以GDP平减指数得到;实际私人总消费由名义私人总消费除以消费者价格指数(CPI)得到;实际私人总投资由名义固定资本形成总额减去政府固定资本形成总额,再除以固定资本投资价格指数得到;通货膨胀率由GDP平减指数计算得到;实际货币供应量由广义货币供应量(M2)除以GDP平减指数得到;实际政府支出为实际政府消费性支出加实际政府投资性支出,其中,实际政府消费性支出由名义政府消费性支出除以CPI得到,实际政府投资性支出由名义政府固定资本形成除以固定资本投资价格指数得到。为保证平稳性,数据均进行过季节性调整和去趋势(HP滤波)处理,并根据模型需要采用对数形式。

3. 贝叶斯估计:先验分布与估计结果

这里给出每个参数的先验分布,并采用贝叶斯方法对相关参数进行估计,各参数的先验分布主

要参考王君斌(2010)、贺聪等(2013)、王曦等(2017)的分布类型和数值,设定跨期劳动供给弹性 σ_l 服从均值为1.00,标准差为0.50的gamma分布;消费习惯因子 h 服从均值为0.50,标准差为0.15的beta分布;最优工资和价格的指数参数 γ_w 和 γ_p 都服从均值为0.50,标准差为0.15的beta分布;资本调整成本参数 ι 服从均值为4.00,标准差为1.50的normal分布;各冲击的自回归系数 ρ_x ($x=g,u,\mu,\zeta,z$)服从均值为0.50,标准差为0.20的beta分布,而各冲击的标准差 σ_x ($x=g,u,\mu,\zeta,z,\chi$)服从均值为0.10的inv_gamma分布;货币政策规则的平滑因子 ρ_χ 服从均值为0.40,标准差为0.15的beta分布;货币政策反应系数的正负和大小决定了政策调整的方向和偏好,需保证货币供给增速对通货膨胀和产出的反应系数为负,对政府支出的反应系数为正,根据王文甫(2010)的参数设定,在价格型货币政策规则下,货币政策对通胀缺口的系数大于1,为1.43,对产出缺口的系数为0.23,王曦等(2017)将这一规则同样应用到数量型货币政策规则,因此,设定货币供给对通货膨胀反应系数 γ_π 服从均值为1.50,标准差为0.15的normal分布,产出缺口反应系数 γ_y 、政府支出反应系数 γ_g 服从均值为0.25,标准差为0.05的normal分布;财政政策规则中税收对国债的反应系数 φ_b 服从均值为0.33,标准差为0.01的beta分布,对政府支出的反应系数 φ_g 服从均值为0.26,标准差为0.01的beta分布。表2总结了本文参数的先验分布设定和后验分布估计结果。

表2 模型中参数贝叶斯估计结果

	先验分布				后验分布		
	分布类型	均值	标准差		均值	众数	标准差
σ_l	gamma	1.0000	0.5000	σ_l	1.2761	0.9941	0.7312
h	beta	0.5000	0.1500	h	0.7241	0.7272	0.0597
γ_w	beta	0.5000	0.1500	γ_w	0.6396	0.5971	0.0994
γ_p	beta	0.5000	0.1500	γ_p	0.8167	0.8279	0.0696
ι	normal	4.0000	1.5000	ι	5.4271	4.8887	1.0759
ρ_g	beta	0.5000	0.2000	ρ_g	0.5325	0.5190	0.0952
ρ_u	beta	0.5000	0.2000	ρ_u	0.4436	0.4158	0.1535
ρ_μ	beta	0.5000	0.2000	ρ_μ	0.0959	0.0638	0.0456
ρ_ζ	beta	0.5000	0.2000	ρ_ζ	0.7314	0.7285	0.0578
ρ_z	beta	0.5000	0.2000	ρ_z	0.1812	0.1632	0.0794
ρ_χ	beta	0.4000	0.1500	ρ_χ	0.7234	0.7466	0.0369
γ_π	normal	1.5000	0.1500	γ_π	1.4182	1.4272	0.1524
γ_y	normal	0.2500	0.0500	γ_y	0.2214	0.2340	0.0338
γ_g	normal	0.2500	0.0500	γ_g	0.2175	0.2350	0.0537
φ_b	beta	0.3300	0.0100	φ_b	0.3346	0.3298	0.0099
φ_g	beta	0.2600	0.0100	φ_g	0.2589	0.2598	0.0100
σ_z	inv_gamma	0.1000	2.0000	σ_z	0.0472	0.0474	0.0050
σ_μ	inv_gamma	0.1000	2.0000	σ_μ	0.0410	0.0400	0.0042
σ_ζ	inv_gamma	0.1000	2.0000	σ_ζ	0.3067	0.2970	0.0397
σ_u	inv_gamma	0.1000	2.0000	σ_u	0.7972	0.7847	0.2188
σ_g	inv_gamma	0.1000	2.0000	σ_g	0.0324	0.0324	0.0031
σ_χ	inv_gamma	0.1000	2.0000	σ_χ	0.0228	0.0228	0.0025

本文的大部分参数估计结果与文献中的结果类似。值得一提的是, 本文引入的一个新参数 γ_g , 即货币政策对财政支出的反应系数, 没有文献可以为它提供参考。本文设定反应系数 γ_g 服从均值为 0.25, 标准差为 0.05 的正态分布。最终得到参数 γ_g 的后验分布众数为 0.24, 标准差为 0.05, 且后验分布密度和先验分布有较大区别, 说明这一参数得到识别。这表明, 货币政策确实对财政支出扩张有着正向的反应, 即货币当局以增加货币供给的方式配合财政政策的实施。

五、脉冲响应分析及财政乘数估算

下面分析货币政策的协调配合对财政政策效果, 尤其是对财政乘数大小的影响。

1. 财政支出扩张的经济影响和机制讨论

为了分析货币政策的协调配合对财政政策的经济效果的影响, 本文比较了两种情形下政府支出的脉冲响应函数: $\gamma_g > 0$, 即货币政策对财政扩张产生直接反应; $\gamma_g = 0$, 即货币政策不对财政扩张产生直接反应(货币政策独立)。

图 2 显示, 在有货币政策协调配合的情况下, 随着财政支出的扩张, 中央银行加大了货币供给; 也可以观察到, 财政支出扩张对私人消费和私人投资都产生了拉动效应, 从而使得总产出表现出持续性的增加。相比之下, 在缺少货币政策协调配合的情况下, 财政支出扩张对私人消费和私人投资产生了挤出效应; 相应地, 总产出对财政扩张的正向响应只存在于政策扩张的最初几期, 随后很快表现为总产出的收缩。从政府债务—产出比的脉冲响应看, 由于货币供给的扩张提高了铸币税, 财

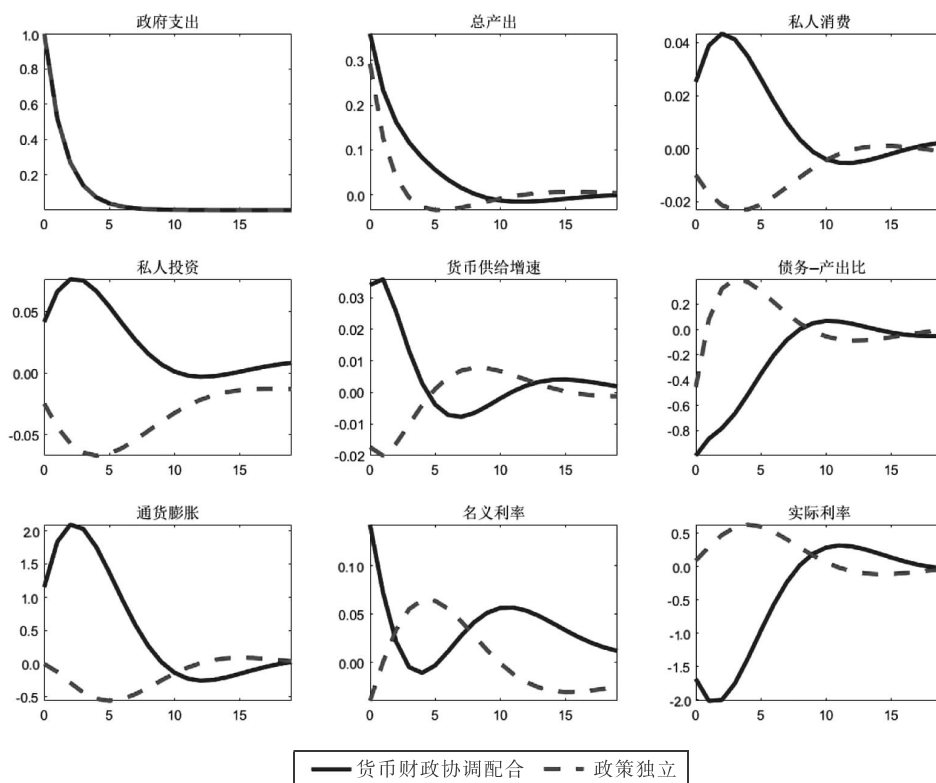


图 2 财政支出冲击的脉冲响应函数

注: 横轴为季度, 纵轴为变量变化的百分比。以下各图同。

政政策扩张在货币政策的协调配合之下,并没有加剧政府的债务负担,反而在短期内降低了政府的债务—产出比;相反,在缺少货币政策配合的情形下,政府的债务水平在短期内有着一定程度的上升。从税收和政府债务的脉冲响应函数可以看出,在有货币政策协调配合的情况下,税收和政府债务在短期内甚至有所下降;相反,在货币政策独立的情形下,二者显著上升。

中国政府先后在1998—2004年和2008年两次实施积极的财政政策。从政策实施效果看,两次积极财政政策成功地帮助中国经济有效应对亚洲金融危机和国际金融危机带来的经济冲击,帮助中国经济迅速恢复。这意味着,中国财政政策的拉动效应显著,与本文有货币政策协调配合情况下得到的结果一致。值得一提的是,自2011年以来,中国政府在实施积极财政政策的同时搭配稳健的货币政策。积极的财政政策通过财政支出和税收等工具维持经济平稳增长,稳健的货币政策要求保持货币供应量和社会融资规模增速同名义经济增速基本匹配。因此,货币供应量随着积极的财政政策引致的经济增长而适度增加,是这一政策组合的应有之义,本文的研究为这一政策组合的科学性给出了理论依据。

进一步,本文通过脉冲响应函数可以计算出财政乘数。财政乘数可以分成即期乘数 $\Delta Y_t / \Delta G_t$ 和多期累积财政乘数 $(\sum_{i=0}^N \beta^i \Delta Y_t) / (\sum_{i=0}^N \beta^i \Delta G_t)$,其中, ΔY_t 和 ΔG_t 分别表示总产出和政府支出实际值的变化,即 $\frac{\Delta Y_t}{\Delta G_t} = \frac{\hat{y}_t \bar{y}}{\hat{g}_t \bar{g}}$ 。

表3显示,当 $\gamma_g > 0$ 时,即货币政策对财政政策协调配合的情况下,无论即期财政乘数还是累积乘数都大于 $\gamma_g = 0$ 的情形,并且即期乘数和累积乘数均大于1,反映了财政政策的经济刺激效果在货币政策配合的情况下得到了提升。需要指出的是,当 $\gamma_g = 0$ 时,在具有资本使用成本的模型中,厂商可以通过调整资本使用率应对需求扩张,使得财政乘数在短期内也大于1,但是中长期乘数小于1,因此,无法完全解释长期乘数显著大于1且长期乘数大于短期乘数的实证发现。当关闭资本使用率这一渠道时,在缺乏货币政策配合的情况下,财政乘数无论是短期还是长期均小于1。当 $\gamma_g > 0$ 时,无论资本使用率这一渠道是否存在,财政乘数在短期内均大于1,并且长期乘数大于短期乘数。因此,资本使用成本无法完全解释中国财政乘数在短期和长期都大于1的现象,也不是本文基准模型生成大于1的财政乘数的必要条件。

为了探究产生上述结果的理论机制,图2展示了通货膨胀、名义利率和实际利率的脉冲响应。可以看出,在货币当局为配合财政扩张而扩大货币供给的情况下,通货膨胀相较于货币政策独立的情况下上升得更多。政府支出的增加扩大了总需求,从而带来一定程度的通货膨胀率上涨,当货币当局为配合财政扩张而扩大货币供给时,名义利率的上升水平小于通货膨胀的上升水平,从而使得实际利率下降。实际利率下降与否,是财政扩张对私人消费产生拉动效应抑或挤出效应的关键因素。当实际利率下降时,跨期替代效应超过了负的财富效应,使得财政支出的扩张拉动私人部门的消费。此外,由于货币供给的扩张,铸币税也相应提高,财政扩张所造成的一次性总赋税或债务负担也相应减少,从而降低了负向财富效应,进一步增强了财政政策的经济刺激效果。当缺少货币政策的协调配合时,名义利率上升的幅度会高于通货膨胀上升的幅度,实际利率上升;另外,税收或政府债务的融资方式也产生了较大的负向财富效应。负向财富效应和实际利率的上升,二者叠加,挤出了居民消费,抑制通货膨胀的上升。换句话说,在货币政策协调配合的情形下,一方面,财政支出和货币政策的互动,引导了实际利率下降;另一方面,铸币税的提高减轻了财政扩张带来的负向财富效应。两个效应叠加,产生了拉动居民消费的效果,进而产生了较大的经济刺激效果。值得一提的

是,这一传导机制与 Woodford(2011)、Christiano et al.(2011)、Dupor and Li(2015)等研究中提出的,在名义利率受到零利率下限约束的时候,财政政策能够通过降低实际利率产生较大的乘数效应的机制类似。与上述文献不同的是,本文不考虑零利率下限的影响,而是引入了实证研究中发现的货币政策对财政政策的协调配合这一现象,因此更加符合中国的实际情况。已有的实证研究(如李明和李德刚,2018;Wang and Wen,2019;Zhang et al.,2019;Li and Zhou,2021)都发现中国的财政乘数大于1。

表 3 财政乘数变动比较

	$\gamma_g > 0$		$\gamma_g = 0$	
	具有资本使用成本	关闭资本使用成本	具有资本使用成本	关闭资本使用成本
即期乘数	1.8822	1.1349	1.5317	0.9351
1 年期乘数	2.3589	1.3735	1.2348	0.7527
2 年期乘数	2.6554	1.5025	0.8627	0.5319
3 年期乘数	2.5706	1.5082	0.7489	0.4637
4 年期乘数	2.4633	1.5213	0.7807	0.4517
5 年期乘数	2.4364	1.5412	0.8211	0.4370

2. 敏感性分析

上述传导机制中,货币政策的协调配合从两个方面影响了财政政策效果:一方面,货币的同步扩张加大了通货膨胀的反应程度,引导实际利率的下降,有利于拉动居民消费;另一方面,货币供给的增加提高了铸币税,从而减轻一次性总赋税和政府债务带来的负向财富效应。为了进一步完善本文的讨论,本文将分析其他可能的因素对财政政策传导机制产生的影响。具体而言,本文从财政扩张的持续性、财政支出对总产出和政府债务的响应、私人消费和政府消费的互补性等角度进行敏感性分析。进一步,本文还考察了价格和工资粘性以及金融摩擦等因素(如 Bernanke et al.,1999;Christensen and Dib,2008;袁申国等,2011)对本文传导机制的影响。

(1) 财政支出冲击的持续性(ρ_g)。同样规模的财政冲击,是迅速地投入经济中,还是持续而缓慢地投入经济中,带来的经济刺激效果会有所不同。这是因为,在本文模型中,影响货币政策扩张的变量是当期的财政支出变动规模(\hat{g}_t),而不是财政在整个扩张周期的总的变动规模($\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \hat{g}_t$)。图 3 比较了具有较高的财政支出冲击持续性($\rho_g=0.9$)的模型和基准模型的脉冲响应函数,为了保证两种情形具有相同的财政刺激规模,本文调整了财政冲击的初值大小,使得两种情况的财政扩张规模的现值相同($\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \rho_g^t g_1 = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t g_2$)。

由图可见,如果同样规模的财政刺激以持续而缓慢的方式投入经济中,那么其带来的经济刺激效果较小。本文可以从货币供给的脉冲响应找到原因。由于当期的财政扩张水平较小,货币政策相应的扩张动机也较弱;为了维持物价稳定,在通货膨胀率提高时,货币政策收缩的动机更为强大。两者结合,货币政策则可能表现为收缩。由于货币政策依然对财政扩张有所反应,货币供给收缩的幅度仍然小于平抑物价需要的幅度。因此,实际利率依然下降,只是下降的幅度较小。在实际利率下降的驱使下,居民消费被拉动,因而产生了较大幅度的经济刺激效果,但相对于基准结果较小。

(2) 财政支出对总产出和政府债务的反应。财政支出不仅具有持续性,也会根据总产出和政府债务等变量做出调整。财政支出的这一反馈机制可能在短期财政刺激后,在中期产生财政支出反

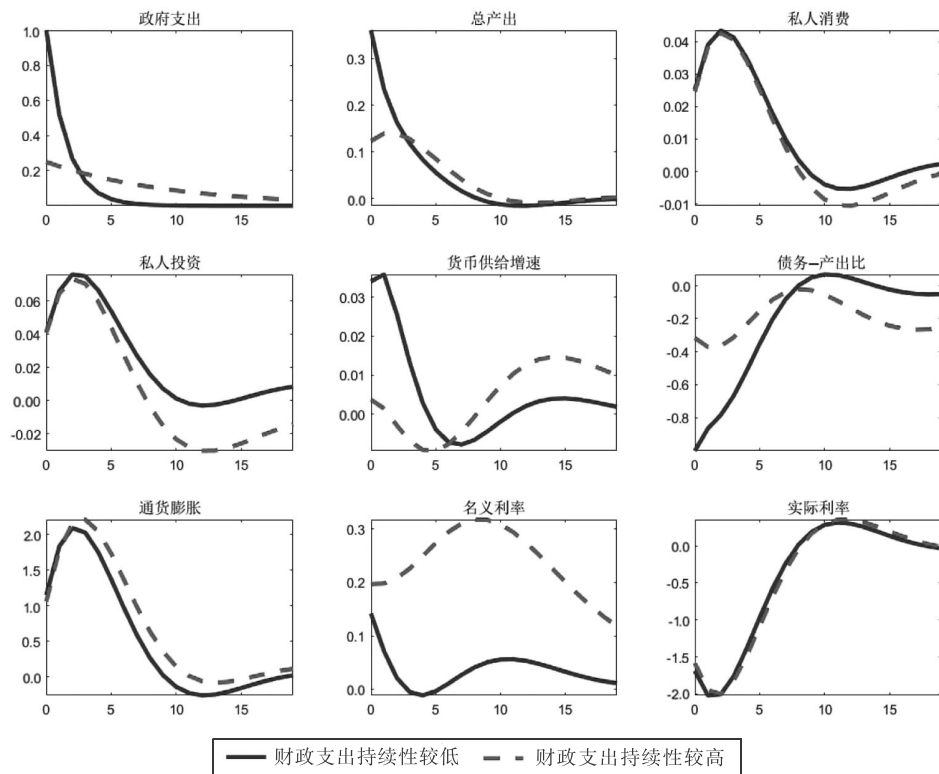


图 3 不同财政支出冲击持续性下的脉冲响应函数

转,即财政支出降低到长期趋势以下的现象,从而影响财政刺激的政策效果(Corsetti et al.,2012)。为了避免财政支出反转这一因素对本文模型中传导机制的干扰,在基准模型中并未加入财政支出对其他经济变量的反馈。这里加入了上述反馈机制考察基准模型的稳健性。具体来说,本部分考虑如下形式的线性化之后的财政支出规则:

$$\hat{g}_t = \rho_g \hat{g}_{t-1} - (1 - \rho_g) (\varphi_y \hat{y}_{t-1} + \varphi_b \hat{b}_{t-1}) + \varepsilon_t^g \quad (14)$$

其中, φ_y 和 φ_b 分别代表财政支出对总产出和政府债务的反应大小。在引入这一特征后,本文使用贝叶斯方法重新对模型相关参数进行了估计^①并给出了财政支出的脉冲响应函数。

从图 4 可以看出,在加入了财政支出对产出和政府债务反馈的规则后,货币政策的协调配合仍然是财政支出冲击拉动私人消费和私人投资的重要条件。各变量的脉冲响应函数与基准模型的数值在大小上有所区别,但方向保持一致,保持了基准模型的传导机制。由此可见,本文基准模型的传导机制在加入财政支出的反馈规则后,仍然保持稳健。

(3)私人消费和政府消费的互补性。Bouakez and Rebei(2007)、王国静和田国强(2014)研究认为,私人消费和政府消费的互补性是研究财政乘数时不宜忽视的重要特征。在引入私人消费和政府消费的互补性后,由于财政支出的增加可以提高私人消费的边际效用,从而产生了政府消费对私人消费的拉动效应。本部分考察引入这一互补性后,本文前述分析的结论是否仍然不变。具体来说,依据 Bouakez and Rebei(2007),引入如下形式的加总消费:

① φ_y 和 φ_b 的先验分布参考 Leeper et al.(2010)选取。

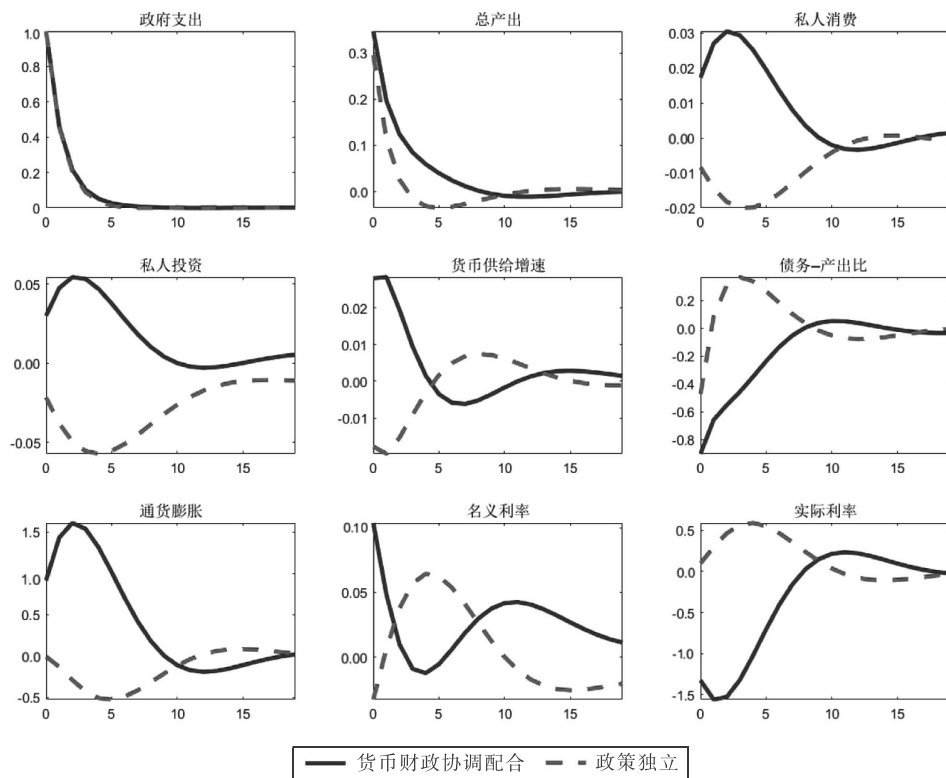


图 4 调整财政支出规则后的脉冲响应函数

$$\tilde{c}_t = \left[\psi(c_t)^{\frac{\nu-1}{\nu}} + (1-\psi)(g_t)^{\frac{\nu-1}{\nu}} \right]^{\frac{\nu}{\nu-1}} \quad (15)$$

其中, \tilde{c}_t 是不变替代弹性的加总消费, c_t 是私人消费, g_t 是政府消费。 $\nu \in (0, \infty)$ 代表私人消费和政府消费之间的替代弹性, ψ 代表私人消费的权重, 本文设定为 0.8。当 $\nu \rightarrow 0$ 时, 私人消费和政府消费是完全互补的; 当 $\nu \rightarrow \infty$ 时, 私人消费和政府消费则成为了完全替代品。根据 Bouakez and Rebei (2007) 的研究结论和本文效用函数的设定, 当 $\nu < 1$ 时, 私人消费的边际效用会随着政府消费的增加而提高, 本文将该参数设定为 0.5。^①

在引入私人消费和政府消费的互补性这一特征后, 本文使用贝叶斯方法重新对模型相关参数进行估计, 并给出了财政支出的脉冲响应函数。从图 5 中可以看出, 在货币政策独立的情况下, 政府支出的扩张同样可以拉动居民消费, 这与 Bouakez and Rebei (2007) 一致。在加入货币政策的协调配合后, 财政支出的拉动效应被放大, 使得总产出的增量更大。原因是, 在货币政策的协调配合下, 实际利率降低, 从而通过跨期替代效应产生了额外的拉动效应。由此可见, 本文基准模型的传导机制在引入私人消费和政府消费的互补性后, 仍然保持稳健。

六、结论与政策启示

已有的实证研究大多发现中国的财政支出乘数大于 1 且财政政策的拉动效应显著, 这一现象并不能用标准的宏观经济学模型来解释。为此, 学者们不得不对标准模型进行修正, 以使得模型能

^① 为了考察结果的稳健性, 本文尝试该参数的不同取值, 发现主要结论不变。

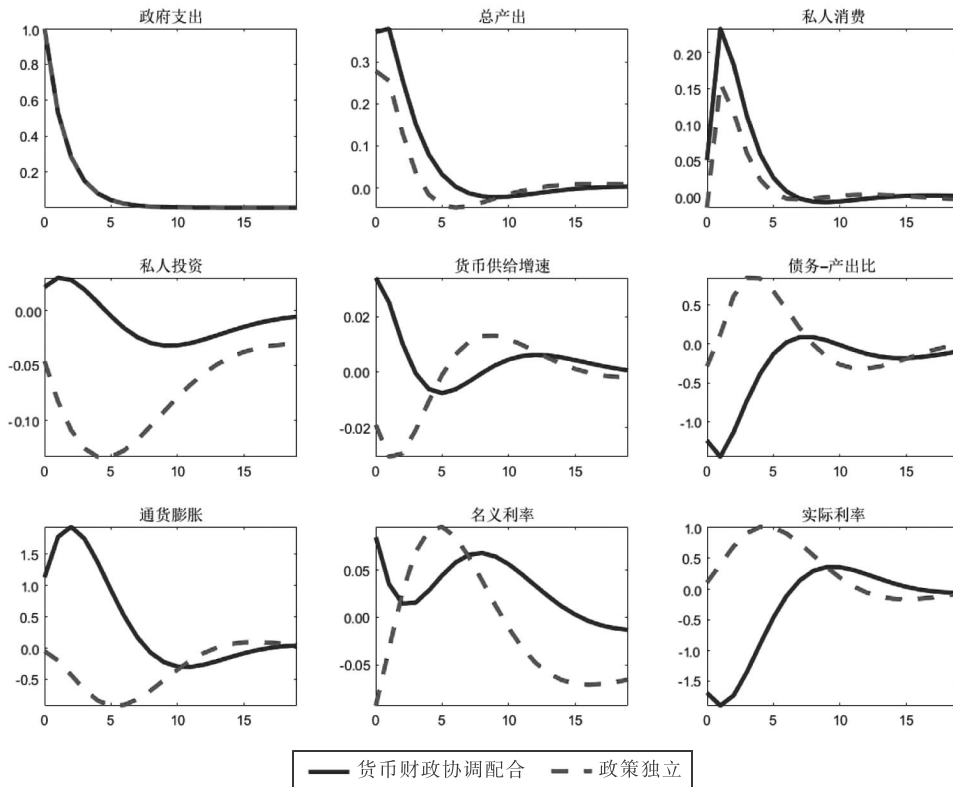


图 5 引入私人 and 政府消费互补性的脉冲响应函数

够更好地解释经济现象。然而,已有的理论进展要么需要较强的假设,要么与中国实际情况不符,不能很好地解释中国经济现象。因此,对于财政乘数较大即财政政策具有显著的拉动效应这一问题,迫切需要提供能够符合中国实际情况的理论解释。这一工作不仅仅具有推动经济理论发展的意义,更具有帮助财政政策和货币政策的决策部门理清政策传导机制、找准政策搭配、实现积极财政政策提质增效的重大实践意义。

本文首先将货币政策和财政政策同时纳入 SVAR 模型中,考察货币当局在财政支出扩张时是采取协调配合的策略还是保持政策的独立。采用了同时施加短期和长期识别假设的方法对外生的财政支出冲击进行识别,这一方法在识别外生财政支出冲击的同时,保持了货币政策变量对通货膨胀的当期影响,更加符合经济理论与现实。实证分析的结果表明,在财政政策扩张时,货币当局采取了用宽松货币的协调配合的策略。在随后的稳健性分析中发现,无论是调整模型的滞后阶数,还是单独考虑政府消费性支出和政府投资性支出,实证研究的结果都是稳健的。接下来,依据实证研究的发现,本文对 DSGE 模型进行改进,分析在货币政策协调配合的情况下财政政策的经济刺激效果和传导机制。通过财政支出冲击的脉冲响应分析发现,在货币政策协调配合的前提下,财政政策能够拉动居民部门消费和投资,因而有效地扩大了总产出,获得了较大的经济刺激效果。其传导机制为:当财政支出扩张时,货币当局也同步采取货币宽松政策,一方面提高了铸币税,缓解了财政扩张带来的负向财富效应,另一方面在创造温和通胀的同时,相对抑制了名义利率的涨幅,使得实际利率下降,拉动了居民部门消费。在敏感性分析中,本文讨论了财政支出对产出和政府债务的响应、私

人消费和政府消费的互补性以及财政支出冲击的持续性对财政政策效果的影响。进一步,在考虑了调整价格和工资粘性以及金融摩擦等因素后,本文的传导机制依然稳健。

与传统理论所认为的货币政策“逆风向而动”的程度会显著影响财政政策有效性的观点相同,本文进一步论证了两种政策之间相互配合的重要性。财政政策通过影响货币供应量,进而影响实际利率水平,最终对货币政策和经济增长产生影响。受到影响的货币政策反过来又会增加财政政策的有效性,提高政府支出对经济的刺激作用,特别是转化为产出的能力。需要指出的是,这里提到的货币政策协调并不是指所谓的“财政赤字货币化”。赤字货币化是指放松财政纪律、无视政府长期预算约束的行为,本文中的财政部门 and 货币当局都需要遵守相应的预算约束。货币当局通过市场化的方式在财政支出扩张时期增加货币供应量,以达到加强财政政策效果的目的。

本文的研究结论从货币政策与财政政策协调配合的角度为积极财政政策提质增效提供了思路,同时也为制定更可持续的积极财政政策提供了建设性参考。实践中,宏观经济调控不是仅仅依靠单一的财政政策或者单一的货币政策就能够达到理想的政策效果,而是需要两者的紧密配合。然而,由于政策目标的不一致,特别是西方国家强调货币政策独立性的情况下,货币当局与财政部门通常难以同步行动,甚至会相互博弈。与西方国家不同,中国的制度优势在于货币当局和财政部门同属于国务院组成部门,在党中央和国务院的统一领导下共同实现熨平经济波动、促进经济持续健康发展的政策目标。近年来,中国持续实施积极的财政政策和稳健的货币政策组合。积极的财政政策强调保持适度支出强度,增强国家重大战略任务的财力保障,通过财政政策支持经济增长;稳健的货币政策强调保持货币供应量和社会融资规模增速同名义经济增速基本匹配。货币供应量随着积极的财政政策引致的经济增长而适度增加,是这一政策搭配组合的应有之义,本文的研究为这一政策组合给出了理论依据。

依据本文研究结论,得到如下政策建议:①中央政府在政策制定的过程中应充分利用中国的制度优势,统一领导、协调各部门的政策目标和利益,积极发挥财政政策与货币政策的联动作用,放大政策措施的调控力度,建立新时代背景下的财政政策与货币政策联动机制,保障经济高质量发展。②中央银行在执行货币政策时,不应单纯盯住短期通货膨胀或产出缺口目标,应当兼顾长期经济增长目标以配合财政政策的实施,完善跨周期宏观调控设计,把短期调控和长期发展结合起来。加强与财政部门的沟通与协作,合力促进经济高质量发展。③财政部门应该与中央银行保持充分沟通,在经济出现下行信号时果断行动,通过与中央银行的紧密协作,达到刺激经济、平抑经济波动的政策目的。通过中央银行的政策协调,可以在不大规模增加债务负担的同时,使积极财政政策提质增效、更可持续,也为新发展格局下高质量发展提供合理、高效的政策组合。

[参考文献]

- [1]郭长林. 财政政策扩张、异质性企业与中国城镇就业[J]. 经济研究, 2018,(5):88-102.
- [2]贺聪,项燕彪,陈一稀. 中国均衡利率的估算[J]. 经济研究, 2013,(8):107-119.
- [3]简志宏,李霜,鲁娟. 货币供应机制与财政支出的乘数效应——基于 DSGE 的分析[J]. 中国管理科学, 2011,(2):30-39.
- [4]李明,李德刚. 中国地方政府财政支出乘数再评估[J]. 管理世界, 2018,(2):49-58.
- [5]李戎,田晓晖. 财政支出类型、结构性财政政策与积极财政政策提质增效[J]. 中国工业经济, 2021,(2):42-60.
- [6]李扬. 货币政策和财政政策协调配合:一个研究提纲[J]. 金融评论, 2021,(2):1-11.
- [7]刘斌. 我国 DSGE 模型的开发及在货币政策分析中的应用[J]. 金融研究, 2008,(10):1-21.
- [8]马文涛. 货币政策的数量型工具与价格型工具的调控绩效比较——来自动态随机一般均衡模型的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2011,(10):92-110.

- [9] 王国静, 田国强. 政府支出乘数[J]. 经济研究, 2014, (9):4-19.
- [10] 王君斌. 通货膨胀惯性、产出波动与货币政策冲击: 基于刚性价格模型的通货膨胀和产出的动态分析[J]. 世界经济, 2010, (3):71-94.
- [11] 王文甫. 价格粘性、流动性约束与中国财政政策的宏观效应——动态新凯恩斯主义视角[J]. 管理世界, 2010, (9):11-25.
- [12] 王曦, 汪玲, 彭玉磊, 宋晓飞. 中国货币政策规则的比较分析——基于 DSGE 模型的三规则视角[J]. 经济研究, 2017, (9):24-38.
- [13] 许志伟, 林仁文. 我国总量生产函数的贝叶斯估计——基于动态随机一般均衡的视角[J]. 世界经济文汇, 2011, (2):87-102.
- [14] 袁申国, 陈平, 刘兰凤. 汇率制度、金融加速器和经济波动[J]. 经济研究, 2011, (1):57-70.
- [15] Bernanke, B. S., M. Gertler, and S. Gilchrist. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework[A]. Taylor, J. B., and M. Woodford. Handbook of Macroeconomics[C]. Amsterdam: Elsevier, 1999.
- [16] Bjørnland, H. C., and K. Leitemo. Identifying the Interdependence between U.S. Monetary Policy and the Stock Market[J]. Journal of Monetary Economics, 2009, 56(2):275-282.
- [17] Blanchard, O., and R. Perotti. An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output[J]. Quarterly Journal of Economics, 2002, 117(4):1329-1368.
- [18] Bouakez, H., and N. Rebei. Why Does Private Consumption Rise after a Government Spending Shock[J]. Canadian Journal of Economics, 2007, 40(3):954-979.
- [19] Chang, C., K. Chen, and D. F. Waggoner. Trends and Cycles in China's Macroeconomy [J]. NBER Macroeconomics Annual, 2016, 30:1-84.
- [20] Christensen, L., and A. Dib. The Financial Accelerator in an Estimated New Keynesian Model [J]. Review of Economic Dynamics, 2008, 11(1):155-178.
- [21] Christiano, L., M. Eichenbaum, and S. Rebelo. When Is the Government Spending Multiplier Large[J]. Journal of Political Economy, 2011, 119(1):78-121.
- [22] Corsetti, G., A. Meier, and G. J. Müller. Fiscal Stimulus with Spending Reversals [J]. Review of Economics and Statistics, 2012, 94(4):878-895.
- [23] Dupor, B., and R. Li. The Expected Inflation Channel of Government Spending in the Postwar U.S. [J]. European Economic Review, 2015, 74:36-56.
- [24] Galí, J. The Effects of a Money-financed Fiscal Stimulus[J]. Journal of Monetary Economics, 2020, 115:1-19.
- [25] Galí, J., J. D. López-Salido, and J. Vallés. Understanding the Effects of Government Spending on Consumption[J]. Journal of the European Economic Association, 2007, 5(1):227-270.
- [26] Guo, Q., C. Liu, and G. Ma. How Large Is the Local Fiscal Multiplier? Evidence from Chinese Counties[J]. Journal of Comparative Economics, 2016, 44(2):343-352.
- [27] Jeong, M., J. Kang, and S. Kim. Effects of Government Spending Shocks in China, Japan, and Korea[J]. China Economic Journal, 2017, 10(2):194-225.
- [28] Leeper, E. M., M. Plante, and N. Traum. Dynamics of Fiscal Financing in the United States [J]. Journal of Econometrics, 2010, 156:304-321.
- [29] Li, B., and Q. Liu. On the Choice of Monetary Policy Rules for China: A Bayesian DSGE Approach[J]. China Economic Review, 2017, 44:166-185.
- [30] Li, R., and Y. Zhou. Estimating Local Fiscal Multipliers Using Political Connections [J]. China Economic Review, 2021, 66:101599.
- [31] Ramey, V. A. Can Government Purchases Stimulate the Economy [J]. Journal of Economic Literature, 2011a, 49(3):673-685.

- [32] Ramey, V. A. Identifying Government Spending Shocks: It's All in the Timing [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2011b, 126(1):1–50.
- [33] Shi, Y., and M. Fukushige. Long-Run Fiscal Multipliers for Autonomous Prefectures in China [J]. *Pacific Economic Review*, 2015, 20(5):687–695.
- [34] Smets, F., and R. Wouters. Shocks and Frictions in U.S. Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach [J]. *American Economic Review*, 2007, 97(3):586–606.
- [35] Wang, X., and Y. Wen. Macroeconomic Effects of Government Spending in China [J]. *Pacific Economic Review*, 2019, 24(3):416–446.
- [36] Woodford, M. Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2011, 3(1):1–35.
- [37] Zhang, W. Political Incentives and Local Government Spending Multiplier: Evidence for Chinese Provinces (1978–2016) [J]. *Economic Modelling*, 2020, 87:59–71.
- [38] Zhang, W., Y. Zhang, X. Zheng, and L. Zhang. China's Fiscal Multiplier and Its State Dependence [J]. *Manchester School*, 2019, 87(2):205–227.
- [39] Zubairy, S. On Fiscal Multipliers: Estimates from a Medium Scale DSGE Model [J]. *International Economic Review*, 2014, 55(1):169–195.

Institutional Advantage, Monetary Policy Accommodation and the Crowding-in Effect of Fiscal Policy

LI Rong¹, LIU Li-fei²

(1. China Financial Policy Research Center, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

2. School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: As two main tools of macroeconomic policies, coordination and game between fiscal and monetary policies have been paid considerable attention by researchers. This paper puts the fiscal and monetary policies together into the structural vector autoregressive model, then analyzes the response of monetary policy to government spending shock by adopting short-term and long-term identification assumptions. Empirical results reveal that when the fiscal shock occurs, the growth rate of money supply (M2) increases significantly, indicating that monetary authority loosens monetary policy to accommodate fiscal policy expansion. Second, this paper introduces the above empirical findings into a dynamic stochastic general equilibrium model to study the effectiveness of fiscal policy under monetary policy accommodation. The result shows that the interactions of fiscal and monetary policies can amplify the effectiveness of fiscal stimulus, and the magnitude of fiscal spending multiplier. This paper gives a theoretical explanation of the large fiscal multiplier in China found by existing empirical research, from the perspective of fiscal-monetary policy coordination. Our study suggests to use the institutional advantage of China to coordinate policy goals of different ministrations. By coordinating fiscal and monetary policies, the government could enhance the effectiveness of policies to ensure high quality economic development.

Key Words: fiscal policy; monetary policy; fiscal-monetary policy coordination; government spending multiplier

JEL Classification: E62 H50 E60

[责任编辑: 覃毅]