

政府基建投资的财政乘数： 基于 DSGE 模型的分析^{*}

汪 川

内容提要：本文在一个中等规模 DSGE 模型中引入政府基建投资的作用，并通过对中国季度宏观数据进行估计和校准，分析了不同公共资本溢出性和基建周期情况下基建支出的乘数效应。模拟结果显示，基建支出的政策效果取决于基建周期和公共资本的外溢性：基建投资的短期累计乘数明显低于 1，而长期累计乘数在 1.7 倍左右；在更高的公共资本外溢性下，基建投资的乘数作用可以达到 3.65。除此之外，本文还分析了零利率下限情况下基建投资的不同特征。结论显示，在常规货币政策下，长基建周期具有更大的乘数作用，而在货币政策零利率下限情况下，短周期的基建支出可以通过降低实际利率起到带动投资和消费的作用，因此，短周期的基建投资具有更大的乘数作用。

关键词：基建投资 财政政策 乘数效应 DSGE 模型

作者简介：汪 川，中国社会科学院财经战略研究院副研究员，100028。

中图分类号：F062.6 **文献标识码：**A **文章编号：**1002-8102(2020)10-0079-17

一、引 言

基建投资是政府稳增长的重要抓手。基础设施投资由于具有强外部性、公共产品属性、规模经济等特点，主要由政府进行投资；由于基建投资的大部分资金来源于广义财政，当经济面临下行压力时，政府就会增加财政支出，扩大基建投资以稳定经济增长。就作用机制而言，基础设施投资不仅可以通过需求拉动的乘数效应与资本积累效应直接影响经济增长，还通过准公共物品的外部性间接对经济增长产生长期影响。图 1 显示，我国基建投资一直保持快速增长，明显高于同期 GDP 增速，且呈现较明显的反周期特征，这意味着基建投资已成为保证经济增长的重要政策手段。

目前，我国面临的经济环境更加错综复杂，新冠肺炎疫情造成内需下降并恶化了外部经济形势，各国央行纷纷实施新一轮的量化宽松政策以提振本国经济形势，全球股市、汇市和大宗商品市场的价格波动频繁，引发国际资本从新兴市场撤离，进一步影响新兴市场的金融稳定和经济增长。

^{*} 基金项目：国家自然科学基金青年项目“内生汇率传递下国际冲击对中国通货膨胀的动态影响”（71303256），国家社会科学基金重大项目招标课题“外部冲击和结构性转换下的中高速增长和中高端发展研究”（15ZDC010）。文责自负。汪川电子邮箱：wangchuan@cass.org.cn。

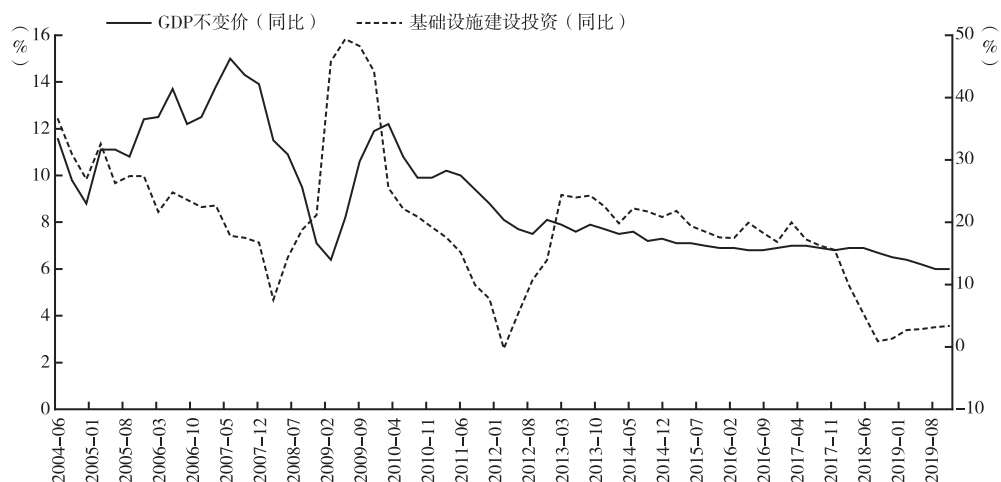


图1 我国经济增长与基建投资增速

注:左轴为 GDP 增速,右轴为基建投资增速。

资料来源:国家统计局。

在这种情况下,中国更需要坚定地走内需发展道路。考虑到当前稳增长的压力依然比较突出,一方面,新冠肺炎疫情后居民消费的动力不足;另一方面,改革红利释放还需一段时间,新的增长点还在培育。因此,需要发挥投资在稳增长中的作用。从投资结构看,制造业、房地产业和基础设施占全部投资的 80% 以上,对投资变动具有决定性作用。但前两者受制于产能过剩、债务负担和房地产调控政策的束缚,投资增长逐级下滑。在此背景下,基础设施投资应成为稳增长的“蓄水池”,是发挥投资关键作用的重中之重。面对当前经济形势,有必要对基础设施建设的财政政策对经济的影响进行理论和实证上的评估,而基础设施建设的财政乘数效应则提供了评估标准。

为了定量分析政府基建投资的作用,本文借鉴 Christiano 等(2016)文献,在一个中等规模 DSGE 模型中引入政府基建投资和基建投资的建设周期(time to build),在对我国数据进行校准的基础上,通过模型的脉冲响应分析对不同基建周期下的基建投资乘数效应进行估算。不仅如此,本文还通过设定无基建投资的反事实模拟以及货币政策的零利率下限,分析了不同情境下基建投资的政策效果。

本文的创新之处在于以下两个方面。首先,在模型中引入了政府基建投资。由于基建投资形成的公共资本与私人资本的互补性,基建投资不仅可以在短期中形成总需求的刺激作用,还可以在长期中形成正的溢出效应。在使用我国季度数据对模型进行估计和校准后,本文使用脉冲响应分析和无基建支出的反事实模拟(即政府支出仅为政府购买)验证了基建投资的政策效果。结论显示,基建支出的政策效果主要体现于中长期,其 10 年累计乘数低于 1,而 25 年累计乘数在 1.7 倍左右;在反事实模拟的情况下,其累计乘数约为 -0.38。

其次,对比了不同建设周期和公共资本外溢性情况下基建支出的政策效果。结论显示,基建支出的政策效果与公共资本外溢性同方向变动;而基建周期的效果取决于货币政策和财政政策的组合:在常规的货币政策下,长周期的基建支出具有明显刺激效果,而在货币政策零利率下限的情况下,短周期的基建支出可以通过提升通胀、降低实际利率起到更为明显的总需求刺激效果。具体而言,在零利率下限的情况下,两年和三年基建周期的基建乘数效应大于 1,而三年以上的长基建周期的累计乘数均低于 1。

需要指出的是,本文有关基建支出和财政政策效果的结论虽然基于一般性的 DSGE 模型,但充分考虑了我国的实际情况和制度特征。例如,在模型的设定中考虑了基建投资的财政拨款从授权到实际投入使用需要一定的期限,并据此设定了不同的建设周期,分析了不同基建周期和外溢性情况下基建支出的作用,并计算了累计财政乘数。同时,本文使用 2001—2017 年我国 GDP、通胀和中央地方财政支出的季度数据对模型部分参数进行估计,并使用财政和基建支出的数据对模型的稳态值进行校准,从而证实了基建支出的政策效果。

二、相关文献

在理论研究方面,实际经济周期和 DSGE 模型成为分析财政支出乘数的有力工具。在这方面,Baxter 和 King(1993)使用实际经济周期模型发现无论长期短期,政府购买的永久性改变要比临时性改变的产出乘数大,并认为根据不同的融资方式,美国政府财政支出乘数范围在 $-2.5 \sim 1.2$ 之间。Gali 等(2007)研究表明,经济人的类型也会影响财政政策乘数,当经济中存在有信贷约束与无信贷约束的两种类型消费者时,政府支出乘数会大于 1。Christiano 等(2010)以及 Eggertsson(2010)的研究则将财政政策乘数与货币政策联系起来,认为在经济处于零利率时期,财政支出乘数会显著大于 1。Günter 等(2014)强调了公共部门投资与私人部门投资的关系,认为在两者互补的情况下,财政政策在短期内显著影响产出等变量。Mckay 和 Reis(2016)以不完全市场的经济周期模型研究了税收的自动稳定器效应,在其模型中,由于异质性经济人在资产和收入上存在差异,具有更高边际消费倾向的低收入群体提高了财政政策的乘数效应。Hagedorn 等(2019)也在不完全市场的异质性经济人模型中分析了财政政策的乘数效应,在他们的模型中,价格和工资粘性的名义摩擦和不完全市场的实际摩擦相互加强,形成了类似于经典凯恩斯模型的政策效果。除此之外,很多文献关注了财政政策与货币政策配合的政策效果,如 Leeper 等(2010)从债务融资的财政扩张和实施期限角度分析了财政政策的政策效果,认为二者对政府基建支出政策具有重要作用,Davig 和 Leeper(2011)对美国财政和货币政策进行了马尔科夫区制转换估计,认为美国的财政政策介于主动型和被动型之间,而政府支出对刺激消费和经济复苏有着重要作用。Bouakez 等(2020)分析了经济衰退中的财政和货币政策,认为当货币政策陷入零利率下限时,最优的政策组合是扩张财政支出,并将财政支出朝向公共投资和基建投资倾斜。

在实证研究方面,Blanchard 和 Perotti(1999)利用 VAR 方法对财政乘数的大小进行估计,发现美国公共支出乘数接近于 1。Barro 和 Redlick(2011)利用美国军费开支作为政府支出的工具变量,估计出财政支出乘数的结果显著小于 1,即更多的军事支出会对 GDP 的一些要素有挤出作用。Auerbach 和 Gorodnichenko(2010)通过使用结构转换的 SVAR 模型来评估不同经济周期阶段的财政支出乘数,发现经济处于扩张和衰退时期的财政支出乘数差异较大,扩张时期政府支出乘数在 $0 \sim 0.5$ 之间,而衰退时期可以达到 $1 \sim 1.5$ 左右。Leduc 和 Wilson(2012)以政府修建高速公路为例估计了美国财政支出乘数,认为修建高速公路的基建支出对于地方经济有着快速且明显的影响,直接的财政政策乘数为 2.7 倍,如考虑到长期则政策效果更为明显。

国内关于财政支出乘数的研究也从理论和实证两个方面进行,但早期的研究多为实证。晁毓欣(2002)选取 1984—1999 年的数据,估算出 1985—2000 年开放经济下历年财政政策乘数的均值为 1.19。高铁梅等(2002)利用 20 世纪 90 年代的季度数据,估计我国的财政支出乘数在 $1.7 \sim 1.98$ 变动,若剔除挤出效应,财政政策乘数在 $1.4 \sim 1.9$ 之间。郭庆旺等(2004)使用 1999 年 1 月

到 2003 年 4 月的月度数据,测算出积极财政政策乘数在 1.6 ~ 1.7 之间。李生祥和丛树海(2004)选取 1985—2000 年数据,测算出政府购买支出的短期乘数在 1.45 左右,长期乘数在 1.8 左右。郭庆旺和贾俊雪(2006)利用向量自回归分析框架,对我国 1978—2004 年公共资本投资对长期经济增长的影响作了实证分析,结果表明政府公共物质资本投资对长期经济增长的正影响更为显著,但在短期内不利于经济增长。李永友(2012)基于 SVAR 模型和反事实分析,动态考察了我国以扩支增收为主要特征的财政调控,认为危机下的财政支出乘数效应特别显著,但长期乘数效应却较弱。

在国内理论研究方面,近年来,DSGE 模型已成为测算政府财政政策乘数的主要方法。王国静和田国强(2014)利用 DSGE 模型估计了政府消费型支出与投资型支出的乘数,发现消费型支出乘数小于投资型支出乘数,因此不能把两种类型的支出混为一谈。杨慎可(2014)从理论上对财政支出乘数进行测算,并基于 DSGE 模型分析了政府财政支出对产出、投资和消费的动态乘数效应,发现我国财政支出对产出的短期乘数较大但长期乘数较小,并认为财政政策的挤出效应减小了财政扩张对产出的刺激。张开和龚六堂(2017)分析了含有制造业部门与服务业部门的乘数效应,认为制造业部门政府投资与政府消费型支出的财政乘数均小于服务业部门。

总体来看,国内外文献的测算结果基本一致,即财政支出的短期效果比较明显,但在长期中由于存在挤出效应,财政支出乘数略大于 1。这一结论虽然符合经济逻辑,但上述文献的分析也存在一些局限。一方面,上述文献多将财政支出等同于一般性政府购买,即使对生产性财政支出进行研究,也往往忽视其具体特征。例如,作为生产性财政支出的基建投资由于投资周期较长,可以更好地避免对私人部门的挤出效应,因此,相比一般性政府支出,基建投资可以在长期中助力经济增长。另一方面,上述文献虽然对财政政策与货币政策的配合给出了分析,但大多是在广义上分析政府支出与货币政策的相互配合,并未再区分财政政策类型,也忽视了特殊情况(如零利率下限)下的政府基建支出以及基建支出的周期效应。

三、基准模型

本文通过构建一个带有政府基础设施投资的中等规模 DSGE 模型来研究政府基建投资的财政乘数,在该模型中,政府支出包括政府购买和基建投资两部分,而后者通过基建周期的建设时间形成基建资本,并在生产中与私人资本呈互补性。该模型在其他部分采用标准 DSGE 模型设定,从而可以分析基建投资对于产出、消费、投资和就业的影响。除此之外,本文假定货币政策服从零利率下限的泰勒规则,并比较了常规货币政策和零利率下限情况下基建投资乘数的差别。

(一)家庭部门

假定存在一个代表性家庭,该家庭的效用函数取决于当期消费和消费习惯形成因素,效用函数的具体形式如下:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \ln(C_t - bC_{t-1})$$

其中, C_t 和 C_{t-1} 分别表示当前消费和消费习惯水平, b 为消费习惯参数, β 为主观贴现率。家庭面临的预算约束为:

$$P_t C_t + P_{t,t} I_t + B_{t+1} \leq [R_t^K u_t^K - a(u_t^K) P_{t,t}] K_t + (1 - l_t) P_t D_t + W_t l_t + R_{t-1} B_t - T_t$$

其中, P_t 表示最终产品价格, I_t 和 $P_{I,t}$ 表示投资规模和投资品价格, B_{t+1} 表示家庭持有的债券资产数量; K_t 代表资本存量, R_{t+1}^K 表示资本收益率, u_t^K 为资本利用率, $a(u_t^K)$ 为产能利用的成本函数; 将劳动标准化为 1, l_t 代表就业水平, $1-l_t$ 即失业规模, D_t 为实际失业补助, R_t 为债券收益率, T_t 代表总赋税规模。根据预算约束, 可以求解家庭部门的一阶条件如下:

$$\psi_t = (C_t - bC_{t-1})^{-1} - \beta b E_t (C_{t+1} - bC_t)^{-1} \quad (1)$$

$$\psi_t = \beta E_t \psi_{t+1} R_t / (\pi_{t+1}) \quad (2)$$

$$\psi_t = \beta E_t \psi_{t+1} R_{t+1}^K / (\pi_{t+1}) \quad (3)$$

式(1)~(3)分别给出了家庭消费、债券持有和资本积累的一阶条件, 其中, ψ_t 为预算约束的拉格朗日乘子, π_{t+1} 为 $t+1$ 期通胀水平。除此之外, 代表性家庭的资本积累方程如下:

$$K_{t+1} = (1 - \delta_K) K_t + [1 - S(I_t/I_{t-1})] I_t$$

其中, δ 为资本折旧率, $S(\cdot)$ 代表投资调整成本函数, 且具有如下形式:

$$S(I_t/I_{t-1}) = \frac{1}{2} \{ \exp[s(I_t/I_{t-1} - \mu_\psi)] + \exp[-s(I_t/I_{t-1} - \mu_\psi)] \} - 1$$

其中, s 为调整成本参数, μ_ψ 为生产中固定成本的增速。把资本积累方程代入家庭部门的拉格朗日式, 并 γ_t 为资本积累的拉格朗日乘子, 可以求得家庭部门投资的一阶条件为:

$$1 = \gamma_t [1 - S_t - S'_t \mu_{\psi,t} I_t/I_{t-1}] + \beta E_t \psi_{t+1} / \psi_t \gamma_{t+1} S'_{t+1} (I_{t+1}/I_t)^2 \mu_{\psi,t+1}$$

(二) 企业部门

本文中的企业部门采用标准 DSGE 模型的设定, 包括最终品厂商和中间品厂商。其中, 中间品厂商使用资本和劳动要素进行生产, 并将产品卖给最终品厂商。在中间品定价方面, 中间品厂商处于垄断竞争市场, 存在价格调整粘性, 假定中间品厂商通过 Calvo 定价将产品卖给最终品厂商。最终品厂商将多种中间品复合, 形成可以用于投资和消费的最终品。

1. 最终品厂商

最终品厂商处于完全竞争市场, 通过组合中间批发商(价格)生产最终品, 假定最终品为具有如下形式的复合商品:

$$Y_t = \left[\int_0^1 (Y_{j,t})^{\frac{1}{\lambda}} dj \right]^\lambda$$

其中, λ 为大于 1 的参数, 给定中间品价格, 最终品厂商选择购买中间品数量来实现利润最大化, 由此可以得到最终品厂商的中间品需求为:

$$Y_{j,t} = (P_t/P_{j,t})^{\frac{\lambda}{\lambda-1}} Y_t \quad (4)$$

2. 中间品厂商

中间品生产厂商使用资本 k 和劳动 l 进行中间品生产, 假定生产函数为:

$$Y_{j,t} = k_{j,t}^\alpha (z_t l_{j,t})^{1-\alpha} k g^{\alpha_g} - \phi \quad (5)$$

其中, z 为哈罗德中性技术冲击, ϕ 为生产中的固定成本, kg 为政府基建资本, α_g 衡量了基建

资本的外溢效应大小。这种设定意味着,在生产中基建资本与私人资本互补,体现了政府基础设施建设对于企业生产的溢出效应。

由于基建资本并不影响中间品厂商的定价决策,本文以 Calvo(1983)的形式引入价格粘性,假定每一期有 ξ 比例的厂商不能调整价格,而 $1 - \xi$ 比例的厂商可以实现最优定价,从而可以得出如下的最优定价方程:

$$(1 - \xi)(H_t/F_t)^{1/(1-\lambda)} = 1 - \xi(\tilde{\pi}_t/\pi_t)^{1/(1-\lambda)} \quad (6)$$

$$F_t = \psi_t y_t + \beta \xi E_t(\tilde{\pi}_{t+1}/\pi_{t+1})^{1/(1-\lambda)} F_{t+1} \quad (7)$$

$$H_t = \lambda \psi_t y_t mc_t + \beta \xi E_t(\tilde{\pi}_{t+1}/\pi_{t+1})^{\lambda/(1-\lambda)} H_{t+1} \quad (8)$$

式(6)为中间品企业的最优定价方程,其中 $\tilde{\pi}_t$ 给出了最优定价的价格上涨水平, mc_t 代表中间品生产的边际成本, H_t 和 F_t 是为了简化而定义的中间变量,分别代表中间品企业最优定价的分子和分母项,式(7)和式(8)分别给出了二者的递归表达式。

(三) 劳动力市场

为了分析基建支出对于就业的影响,本文以搜寻和就业匹配的形式引入劳动力市场的摩擦。需要指出的是,传统文献往往通过 Calvo(1983)的方式设定劳动力市场的工资价格粘性,但工资粘性设定下的实际工资与真实的周期特征存在差距;而引入劳动力市场的搜寻和就业匹配不仅可以避免逆周期的实际工资结果,还可以在模型中内生就业岗位的创造和岗位分离率,从而产生丰富的就业动态。不仅如此,Christiano 等(2016)还指出,从估计的似然函数值来看,带有就业匹配的模型在统计特征上也明显优于直接的工资粘性设定。

具体而言,本文假定在家庭和企业之间存在一个劳动中介,劳动中介从具有搜寻匹配摩擦的劳动力市场雇用劳动力,并出售给中间品厂商,最终工资取决于劳资双方博弈的结果。进一步假定在每一期,就业人群中 ρ 比例继续工作,并假定每期新增加 x_t 比例的就业,因此, t 时期经济中的就业人数为:

$$l_t = (\rho + x_t) l_{t-1} \quad (9)$$

上式也意味着,在 $t-1$ 时期,有 $1 - \rho l_{t-1}$ 的人处于失业状态,而这些人当中有 $x_t l_{t-1}$ 的将在下一时期找到工作,因此,失业人群的就业匹配率为:

$$f_t = \frac{x_t l_{t-1}}{1 - \rho l_{t-1}} \quad (10)$$

另一方面,劳动中介会发布空缺职位,在失业人群和空缺岗位之间进行匹配。给定失业人数和空缺岗位,假定劳动中介为家庭匹配成功的就业数量为:

$$x_t l_{t-1} = \sigma_m (1 - \rho l_{t-1})^\sigma (v l_{t-1})^{1-\sigma}$$

其中, σ_m 为匹配参数, $\sigma \in (0, 1)$ 为匹配弹性系数。劳动匹配的价值函数 J 为:

$$J_t = \vartheta_t^p - w_t^p$$

其中, ϑ_t^p 和 w_t^p 分别为中间品企业实际价格与工人实际工资的现值,即

$$\vartheta_t^p = \vartheta_t + \rho E_t m_{t+1} \vartheta_{t+1}^p, \quad w_t^p = w_t + \rho E_t m_{t+1} w_{t+1}^p$$

其中, m 为家庭的资产定价核, ρ 为持续就业的概率, ϑ_t 和 w_t 分别为实际中间品价格和实际工资。在劳动力市场均衡的状态下, 劳动中介发布的空缺职位的预期回报将等于其成本, 即

$$Q_t J_t = \zeta_t$$

其中, Q 表示空缺职位填补率, ζ_t 为职位发布的实际成本。

(四) 基建投资

参照 Leeper(2010) 和 Günter 等(2014) 的设定, 假定基建项目完全由政府部门投资, 并且基建投资的财政拨款从授权到实际投入使用需要一定的期限, 即

$$I_{G,t} = \sum_{n=0}^{L-1} b_n A_{t-n}^{iG} \quad (11)$$

其中, 当期基础建设投资为 $I_{G,t}$, 是由滞后 L 期批准的财政预算投资 A_{t-n}^{iG} 所组成, A_{t-n}^{iG} 代表 $t-n$ 期批准的 t 期基建支出, b_n 为各期投资形成的系数, 且满足 $\sum_{n=0}^{L-1} b_n = 1$ 。

在公共资本形成方面, 本文引入投资的时间周期, 假定滞后 L 期的基建投资形成当期公共资本, 即

$$K_{G,t+1} = (1 - \delta_G) K_{G,t} + A_{t-L}^{iG} \quad (12)$$

其中, δ_G 为基建投资的折旧, A_{t-L}^{iG} 为形成当期公共资本的滞后 L 期政府基建投资。

为了保持财政收支平衡, 假定政府从家庭部门征收一次性总量税, 并发行债券进行融资; 同时, 政府要偿还上一期债务, 发放失业补贴 D ; 还要支付政府购买 G , 并进行基建投资 $I_{G,t}$ 。

$$G_t + I_{G,t} + B_t + D_t(1 - l_t) = \frac{B_{t+1}}{R_t} + T_t$$

(五) 财政政策和货币政策

在财政政策方面, 本文中的财政支出包括政府购买和基建投资两部分, 假定政府购买 G_t 和基建支出 A_t^{iG} 分别服从如下过程:

$$G_t = (1 - \rho) G + \rho G_{t-1} + \varepsilon_t^G$$

$$A_t^{iG} = A^{iG} + \theta(a_t^G - a^G)$$

其中, G 为稳态政府购买水平, ρ 为政府购买的自回归系数, ε_t^G 为政府购买支出冲击; A^{iG} 为稳态基建投资规模, a_t^G 和 a^G 分别代表 t 期基建投资冲击及其稳态水平(基建投资冲击可以理解为一个基建扩张计划), θ 为基建投资冲击的自回归参数。需要指出的是, 由于基建投资 $I_{G,t}$ 由之前多期基建支出 A^{iG} 形成, 当期冲击 a_t^G 的影响整体较小, 但同时会对未来的基建投资产生影响。

在货币政策方面, 本文假定货币政策服从零利率下限的泰勒规则, 即中央银行以产出和通胀缺口调整利率, 但名义利率水平不能低于 0, 具体形式为:

$$\ln(R_t/R) = \max\{0, \rho_R \ln(R_{t-1}/R) + (1 - \rho_R)[r_\pi \ln(\pi_t/\bar{\pi}) + r_y \ln(Y_t/Y_t^*)] + \sigma_R \varepsilon_{R,t}\}$$

其中, R , $\bar{\pi}$ 和 Y_t^* 分别为稳态利率水平、通胀水平和产出水平, ρ_R 为衡量货币政策延续性的参数, r_π 和 r_y 分别为货币政策对通胀和产出缺口的反应系数, $\varepsilon_{R,t}$ 和 σ_R 分别代表货币政策冲击及其标准差。

四、参数的确定和模型的求解

(一) 参数校准

本文通过校准和估计相结合的方法确定模型中的参数,对于模型中出现的变量稳态值和一般模型中的常见参数,主要采用校准的方法确定,而对于模型中的关键参数如公共资本外溢性参数、居民偏好、企业定价和财政、货币政策的参数,主要使用贝叶斯估计的方法得出。

对于模型中的一些常用参数,本文参考 Christiano 等 (2016) 和 Bouakez 等 (2017) 研究文献的设定。由于采用季度数据模型,代表性家庭的贴现率 β 取值为 0.99;投资参数 s 设定为 13.67。在生产方面,通过国家统计局 2001—2017 年资本形成总额对国内生产总值增长贡献率进行平均,得到校准值为 0.463。资本折旧率 δ 依据形成社会公共资本的折旧率,校准值为 0.0125;同时我们假设,基建资本折旧率 δ_c 较私人资本折旧率更低,文中设定为 0.01。在中间品定价方面,考虑到厂商部门稳态时价格加成约为 11%,中间品替代弹性校准为 10,因此设定 λ 取值为 0.9;根据中间品批发商在稳态时的垄断利润为 0,把生产固定成本率 φ 校准为 0.01。在劳动力市场方面,设定劳动力持续就业参数 ρ 为 0.9,就业匹配参数 σ 为 0.5。

在基建支出方面,由于缺乏基建支出的季度数据,本文以 2001—2017 年的年度财政和基建支出数据对稳态进行校准,例如,2001—2017 年我国中央和地方政府财政支出占 GDP 比重的均值为 21%,其中基建支出占 GDP 比重的均值为 14%,因此设定稳态中的基建占政府支出比重为 66.7%。在基建周期方面,本文在基准模型中设定了六年(24 个季度)的基建周期,同时还对比了两年至五年的不同建设周期情形,以分析不同的基建周期下基建支出的乘数作用。

(二) 贝叶斯估计

由于本文主要分析基建支出和财政政策对于我国宏观经济的影响,同时需要考虑居民偏好冲击触及货币政策的零利率下限,因此,模型中聚焦于基建支出冲击、政府消费的财政政策冲击、货币政策冲击和居民偏好冲击四类外生冲击。

在估计变量方面,由于缺乏基建支出的季度数据,本文使用 2001—2017 年的我国 GDP、中央和地方财政支出以及通货膨胀率的季度数据对居民偏好、企业定价粘性以及外生冲击及其持续性和标准差参数进行估计。具体而言,本文中待估计的十个外生冲击的动态结构参数为 $\{b, \alpha_g, \xi, \rho_R, r_\pi, r_y, \rho_g, \rho_{\xi^c}, \sigma_g, \sigma_{\xi^c}\}$ 。估计变量选用实际 GDP 增速、中央和地方财政支出增速和通货膨胀率三个变量作为观测变量,即 $O = (\Delta \log(GDP), \Delta \log(GI), \pi)$,前两者由对 GDP 以及中央和地方政府财政支出的数据经过季节调整处理,并取对数差分后得到。

在先验分布的设定方面,资本外溢性参数 α_g 为文中的重要参数。根据 Günter 等 (2014) 等文献,资本外溢性参数 α_g 为小于 0.1 的参数,因此,本文将其先验分布设定为均值为 0.1、标准差为 0.025 的贝塔分布,同时,考虑到文中结论对于资本外溢性参数的敏感性,在下文中还分别对 α_g 设定了不同取值,以得到更为准确的基建支出乘数估计。对于其他估计参数,依据林仁文和杨熠 (2014) 等文献,假设家庭偏好 b 和价格粘性参数服从先验均值为 0.5、标准差为 0.1 的贝塔分布。货币政策持续性参数 ρ_R 服从先验均值为 0.8、标准差为 0.1 的贝塔分布; r_π 和 r_y 分别服从均值为 1.5 和 0.5、标准差为 0.5 和 0.2 的伽马分布。财政政策和家庭偏好的持续性参数 ρ_g 和 ρ_{ξ^c} 服从均值为 0.8、标准差为 0.1 的贝塔分布,而冲击标准差服从均值为 1、标准差为 0.01 的逆伽马分布。贝叶斯参数估计结果如表 1 所示。

表 1 部分参数的先验分布与贝叶斯估计结果

参数	先验分布	均值	标准差	后验均值	90% 置信区间
α_g	BETA	0.1	0.025	0.0964	[0.0621, 0.1336]
b	BETA	0.5	0.1	0.5207	[0.3680, 0.6753]
ξ	BETA	0.5	0.1	0.5050	[0.3426, 0.6401]
ρ_R	BETA	0.8	0.1	0.8562	[0.7656, 0.9393]
r_π	GAMMA	1.5	0.5	1.9961	[1.8254, 2.1656]
r_y	GAMMA	0.5	0.2	0.1687	[0.0734, 0.2741]
ρ_g	BETA	0.8	0.1	0.3484	[0.3236, 0.3730]
ρ_{ξ^c}	BETA	0.8	0.1	0.9075	[0.6132, 0.9327]
σ_{ξ^c}	INV GAMMA	1	0.01	0.9997	[0.9856, 1.0150]
σ_g	INV GAMMA	1	0.01	2.3432	[2.3139, 2.3849]

表 1 显示,资本外溢性参数 α_g 的后验均值为 0.0964,接近但小于 0.1,该取值与 Günter 等 (2014)等文献的取值类似。居民部门的消费习惯参数 b 的后验均值为 0.5207,这显示前期的消费对当期效用存在一定影响。在企业定价方面,企业的价格粘性程度 ξ 为 0.5050,这意味着每期约有一半以上的企业面临价格粘性而不能调整价格。在财政和货币政策方面, ρ_g 和 ρ_R 的后验均值分别为 0.3484 和 0.8562,这表明我国的货币政策具有一定的持续性,而财政政策支出则受季节性和逆周期调控的影响,政策延续性相对较弱。在货币政策方面,货币政策对通胀和产出缺口的反应的估值分别为 1.9961 和 0.1687,满足泰勒规则的稳定性要求。在财政政策和偏好冲击方面,两者的后验均值分别为 2.3432 和 0.9997,这意味着财政政策的冲击力度要明显高于偏好冲击。

(三)模型的求解

本文使用 Dynare 软件求解模型。具体过程如下:首先,通过设定不同时间的建设周期,对比不同建设周期下基建支出的脉冲响应函数,并计算基建支出冲击的当期和累计乘数;其次,设定没有基建支出的反事实模拟,在此情况下的财政支出全部由政府消费构成,通过对比反事实模拟结果,进一步验证基建支出的政策效果;最后,引入货币政策的零利率下限,并使用 Iacoviello 的 OccBin 算法来求解零利率下限状态下的模型,通过对比不同情况下的脉冲响应和累计乘数,分析货币政策零利率下限情况下的基建投资和财政政策的政策特征。

五、模型的脉冲响应分析

在确定模型参数后,本文设定了不同的基建投资周期,通过模型的脉冲响应分析,比较了基建投资建设周期的影响。本文还计算了不同建设周期下基建支出的政策乘数,并分析了公共资本外溢性对于累积政策乘数的影响。

(一)基建支出冲击的脉冲响应分析

为了分析基建投资的影响,本文设定 1% 的当期政府基建支出正向冲击 a_t^c ,基建支出的冲击会通过基建投资 $I_{c,t}$ 来影响产出、消费、利率、通胀以及私人投资、私人消费等变量。同时,为了突出不同基建周期的结果,本文对比了基准情况和更短的基建投资建设周期结果(分别对应六年和两年的周期)。图 2 给出了不同基建周期下的脉冲响应结果。

图2显示,基建支出冲击的脉冲响应表现出正反两种作用:一方面,基建支出的增加通过政府投资刺激了总需求,并在长期促进了基建资本的形成,对产出等变量起到溢出效应;另一方面,基建投资提高了利率,产生了对私人投资、消费和产出的挤出效应。以基准情形为例,在 t 期基建支出冲击 a_t^G 发生后,基建支出 A^{iG} 的增加导致基建投资支出 $I_{G,t}$ 增加,但由于基建投资由多期基建支出形成,当期冲击对基建投资的影响有限且存在滞后,从脉冲响应函数来看,基建投资在冲击后一年到四年期间保持0.4%的年均增幅,随后出现下降,在八年(32个季度)后回到稳态水平。

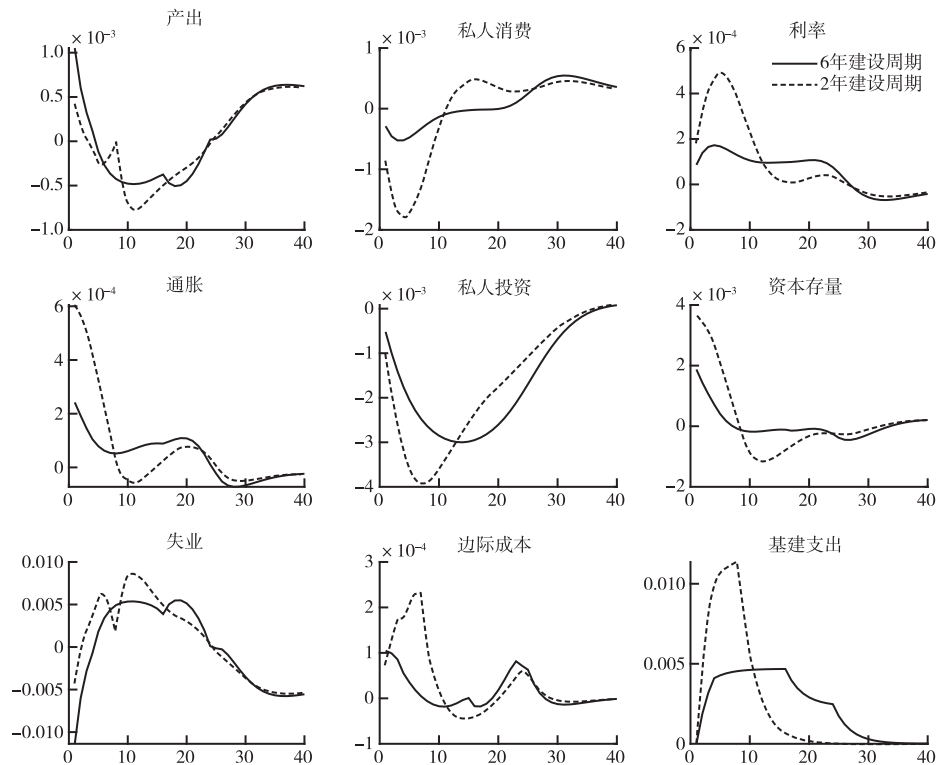


图2 基建支出冲击的脉冲响应分析

首先,就产出而言,基建支出冲击形成了较强的短期刺激作用,产出当期增幅为0.1%。此后,随着挤出作用的显现(利率提高),基建投资的刺激效果逐渐回落,并于一年(4个季度)之后对产出形成抑制作用;这种挤出效应于冲击两年半(10个季度)左右达到高峰,使得产出下降0.05%。在长期,产出水平逐渐回升,脉冲响应函数于冲击后六年(24个季度)左右再次为正,显示了基建资本形成对产出的溢出效应。基建支出冲击对失业的影响与产出相反,其脉冲响应函数呈现先下降后回升再下降的特征,但两者的影响机制是一致的。在短期,基建支出冲击的刺激作用导致失业率明显下降(较稳态水平下降1%);但在挤出效应的作用下,失业率逐步回升,并在两年半(10个季度)左右达到最高(较稳态水平提升了0.5%);在长期,由于基建资本的外溢效应,失业率在八年(30个季度)左右再次为负(即较稳态水平下降)。

其次,在私人投资和消费方面,基建支出冲击对二者形成了明显的挤出效应。私人消费在一年(4个季度)左右的最高降幅达到0.05%,此后逐渐回升,并在冲击四年(16个季度)后转为正值。相比之下,基建支出冲击对私人投资的影响更为明显,私人投资在冲击四年左右(15个季度)时最高降幅达到

0.2%,且回升速度也较私人消费更为缓慢。但在基建投资的作用下,资本存量仍出现0.2%的增幅。

再次,从对通胀和边际成本的影响来看,在冲击发生初期,基建投资的总需求刺激效应提高了企业的边际成本,助推了通胀;随着总需求效应的减弱,企业边际成本和通胀逐渐下滑,但由于挤出效应推高了利率水平,企业边际成本和通胀于冲击后四年(16个季度)左右再次出现上升;在长期,由于基建资本的外溢性影响,二者在冲击八年(32个季度)后均降至0以下,即低于稳态水平。

最后,对比基准模型(24个季度)和短周期(8个季度)的脉冲响应结果可以看到,在更长周期的基准模型下,基建投资一方面对于产出、消费和投资的刺激作用更为明显,另一方面,对实际成本、通胀和利率的影响也更为缓和;基准情况下,前者最高较稳态上升0.01%,而后两者均较稳态上升0.002%;而短周期情况下,三者较稳态分别最高增长0.023%、0.05%和0.06%。进而,长周期情况下基建支出对私人消费和投资的挤出效应也更小(短周期情况下,私人消费和投资最高较稳态下降0.18%和0.4%,降幅明显高于基准模型)。

(二) 基建投资的当期乘数效应

在图2中,不同基建周期下的脉冲响应函数存在明显差别,较长的基建周期(24个季度)下各变量的脉冲响应结果比短周期(8个季度)的政策效果更为明显,挤出效应也更低。为了对比不同基建周期的影响,本文计算了2~6年的建设周期下基建冲击对产出的当期乘数效应(见图3)。

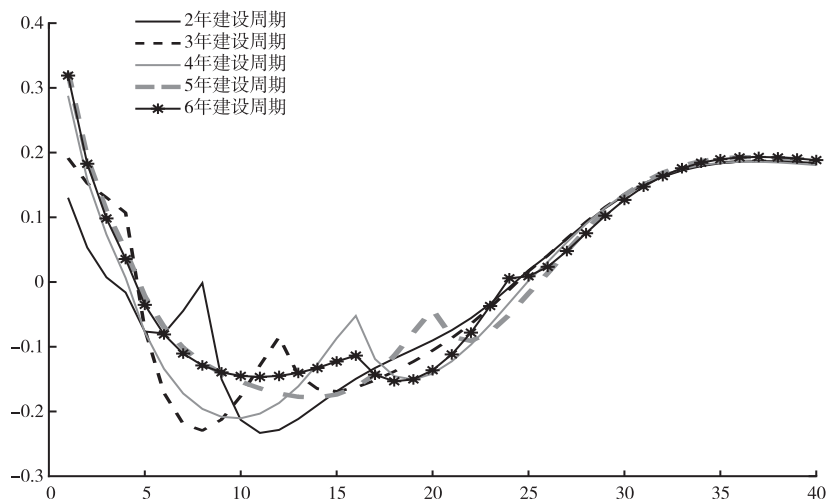


图3 不同周期下基建支出的当期乘数效应

图3显示,长基建周期都较短基建周期表现出更强的总需求刺激效应和更弱的挤出效应。

首先,长基建周期的短期刺激效应更强。在1%的基建支出冲击下,两年(8个季度)基建周期对产出的当期乘数仅为0.13,而四年以上周期的乘数效应均在0.3左右,较两年基建周期的效果高一倍以上。其次,长基建周期的挤出效应更弱。在两年和三年基建周期的情况下,冲击的总需求刺激效应较短,冲击一年之后即对产出造成负面影响;在冲击后两年左右,基建支出乘数降到了-0.22。相比之下,四年以上基建周期对GDP的短期刺激作用效果维持更久,且挤出效应也更微弱,中期内的基建支出乘数最低下降到-0.15,明显低于短周期的情况。

(三) 基建支出的累计乘数效应

为了定量衡量基建支出的政策效果,本文进一步计算了基建冲击的累计乘数效应。在计算过

程中,考虑到基建周期以及公共资本外溢性的影响,本文对外溢性参数 α_g 的不同取值以及不同基建周期组合计算了 10 年和 25 年累计乘数,结果见表 2。

表 2 资本外溢性与基建冲击累计乘数

累计年数	基建周期	资本外溢性参数		
		$\alpha_g = 0.05$	$\alpha_g = 0.0964$	$\alpha_g = 0.15$
10 年累计乘数	8 个季度	-0.3434	-0.0153	0.3639
	12 个季度	-0.3181	0.0100	0.3891
	16 个季度	-0.3442	0.0160	0.3631
	20 个季度	-0.2428	0.0854	0.4645
	24 个季度	-0.2350	0.0932	0.4723
25 年累计乘数	8 个季度	-0.0264	1.6342	3.5524
	12 个季度	-0.0093	1.6512	3.5695
	16 个季度	-0.0907	1.5699	3.4882
	20 个季度	0.0508	1.7114	3.6296
	24 个季度	0.0682	1.7287	3.6470

注: α_g 分别为后验均值与先验分布的两倍标准差取值,该取值范围涵盖了 95% 以上的置信区间;累计乘数的计算是对各期产出和基建投资之比后相加。

表 2 给出了不同的资本外溢性和基建周期组合的 10 年和 25 年累计乘数。首先,从累计年限来看,不同组合下的 10 年累计乘数均低于 1,即基建支出在 10 年内累计的产出效应小于基建支出本身;但从 25 年累计的乘数效应来看,在基准模型($\alpha_g = 0.0964$)和更高的外溢性($\alpha_g = 0.15$)情况下,25 年的累计乘数在 1.72 至 3.65 倍之间,这意味着基建支出的政策效果主要体现于中长期。

其次,从资本外溢性方面来看,由于更高的资本外溢性意味着基建投资形成的公共资本对私人部门投资、消费和产出具有更强的溢出效应,因此,基建支出的累计乘数效应也就越大。在 $\alpha_g = 0.15$ 的情况下,25 年的累计乘数效应均在 3 倍以上;在较低的资本外溢性($\alpha_g = 0.05$)的情况下,10 年累计乘数效应基本为负(基建支出的挤出效应造成了产出的下降),而 25 年累计乘数效应也均小于 1。

最后,从基建周期的情况来看,与脉冲响应和当期乘数效应的情况类似,基建的建设周期与累计乘数效应基本呈同方向变动,即对于不同的外溢性水平,基建的建设周期越长,挤出效应越小,累计乘数效应也就越高。

六、反事实模拟与货币政策零利率下限

为了进一步验证基建投资的乘数效应,本文构建政府支出中无基建投资的反事实模拟(即政府支出仅为政府购买),并对基准模型和反事实模拟分别计算基建投资的累计乘数。除此之外,本文还比较了常规货币政策与零利率下限货币政策下基建投资的乘数效应,指出了两者的差异在于零利率下限情况下基建投资可以通过降低实际利率起到更强的总需求刺激效果。

(一) 基建支出的反事实模拟结果

为了更为准确地衡量基建投资的影响,本文设定了无基建投资的反事实模拟。在这一模拟中,政府支出仅表现为政府购买。本文针对带有基建投资的基准模型和相应的反事实模拟计算了政府支出累计乘数,并对比了 10 年和 25 年的累计乘数效应,结果见表 3。

表 3 基建周期与基建冲击乘数

基建周期	10 年累计乘数	25 年累计乘数
反事实模拟	0.2286	-0.3791
8 个季度	0.0102	1.7630
24 个季度	0.1186	1.8576

表 3 列出了基准模型下 10 年和 25 年的累计乘数以及反事实模拟的结果,其 10 年累计乘数效应约为 0.23,这显示了政府购买的财政政策的总需求刺激作用;但其 25 年累计乘数约为 -0.38,这意味着反事实情况下财政政策的挤出效应十分明显。

相比之下,基建投资的乘数随基建周期的长度而增长:从 10 年累计乘数来看,两年基建周期(8 个季度)下的累计乘数仅为 0.01;而六年基建周期(24 个季度)的累计乘数为 0.12,为两年基建周期情况的 12 倍。从 25 年的累计乘数来看,两年基建周期(8 个季度)下的累计乘数为 1.763;而六年基建周期(24 个季度)的累计乘数为 1.8576。25 年累计乘数效应明显大于 1,这也意味着基建冲击的乘数效应主要体现在长期。

(二) 货币政策零利率下限的情况

在这一部分,本文分析了零利率下限货币政策下基建投资的乘数效应和宏观影响,并将其与常规货币政策下的基建投资乘数相比较。与上文分析类似,本文构建了政府支出仅为政府购买的反事实模拟,并设定了两年和六年基建周期(即 8 个季度和 24 个季度)的情境。图 4 和图 5 分别显示了货币政策零利率下限情况下不同基建周期和反事实模拟的脉冲响应结果。

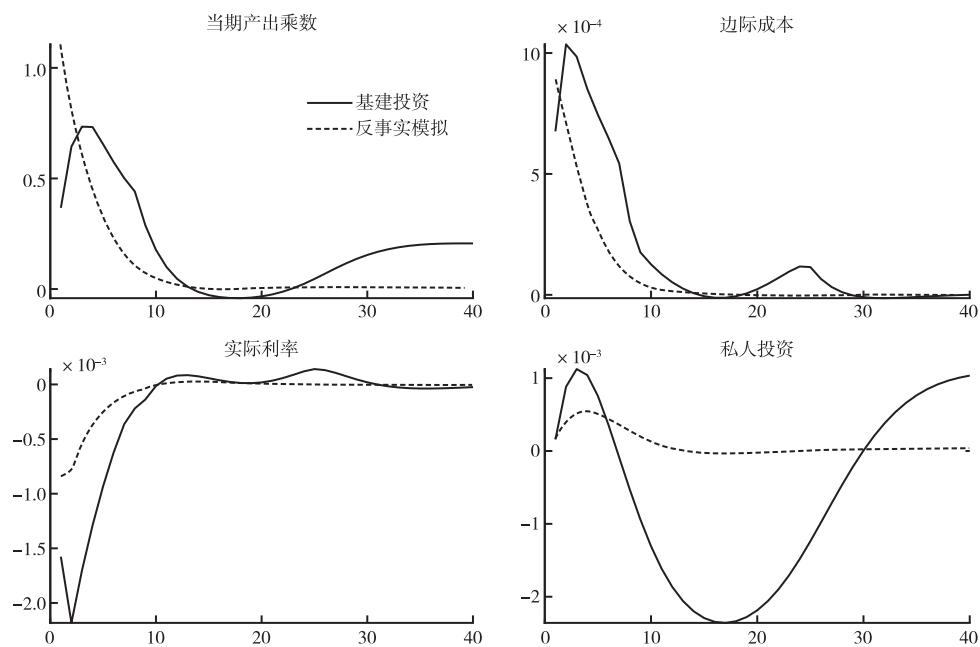


图 4 零利率下限下的基建支出冲击脉冲响应(两年周期)

图 4 显示,在货币政策零利率水平下,基准模型较反事实模拟具有更高的刺激效果和产出乘数作用。具体而言,在两年基建周期的情况下,基准模型的当期乘数在冲击后一年左右达到峰值

(较稳态水平增长 0.7 倍); 边际成本也上升了 0.1%。与常规货币政策不同的是, 在零利率下限的货币政策下, 私人投资出现上升, 最高较稳态水平上升 0.1%。

需要指出的是, 在货币政策零利率下限的情况下, 私人部门投资的脉冲响应呈上升状态, 是因为基建投资通过扩张总需求产生了通胀效应, 通胀水平的提高降低了实际利率 (实际利率较稳态水平下降 0.2% 以上), 从而与常规货币政策情况下的挤出效应不同, 基建投资还会产生更强的刺激效果。相比之下, 在图 4 的反事实模拟中, 由于缺少基建投资, 虽然政府购买也会造成实际利率的下降, 但实际利率降幅较小 (实际利率较稳态水平下降 0.08%), 因此, 反事实模拟下财政政策的宏观影响较小。

图 5 显示了货币政策零利率下限情况下更长基建周期和反事实模拟的脉冲响应。与两年基建周期不同, 在六年建设周期的情况下, 当期产出乘数峰值仅为 0.3 倍水平, 不及两年建设周期情况下峰值 (0.7 倍) 的一半。从实际利率和私人部门投资的情况看, 前者较稳态水平最高下降 0.07%, 降幅明显不及两年建设周期的情况; 而后者更是较稳态水平最高下降了 0.4%。究其原因, 在长基建周期和货币政策零利率下限的组合下, 基建投资虽然也能通过刺激总需求造成实际利率下降, 但由于基建投资周期更长, 总需求刺激效应和实际利率的下降效果更加缓慢, 因此, 长基建周期的乘数效应也就更低。

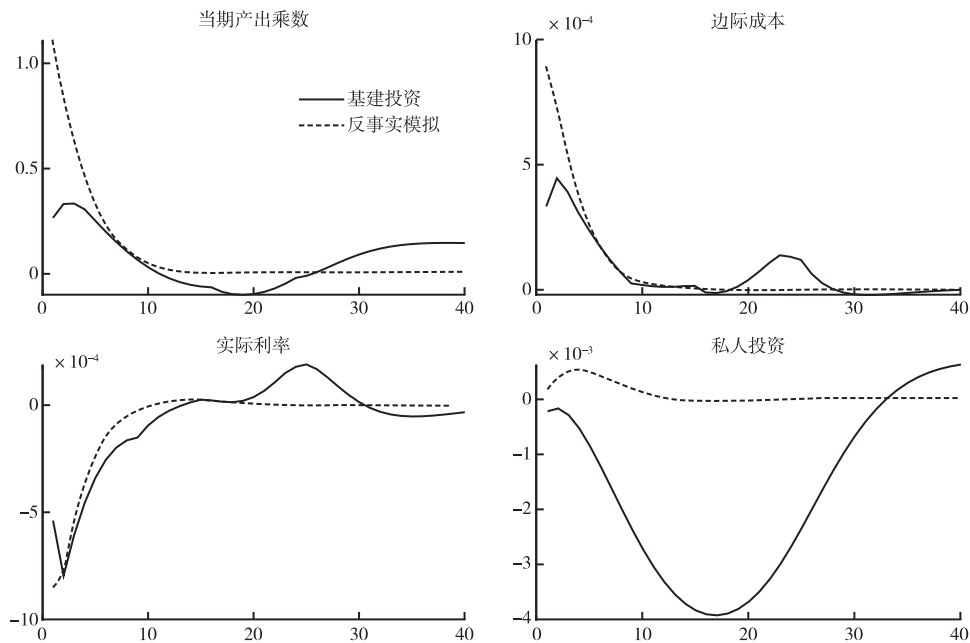


图 5 零利率下限下的基建支出冲击脉冲响应 (六年周期)

表 4 总结了零利率下限情况下不同基建周期和反事实模拟的累计乘数。该表显示, 与常规货币政策情况下的结果不同, 在货币政策零利率下限的情况下, 从 25 年累计乘数来看, 短基建周期的乘数作用更大, 两年和三年建设周期的基建投资乘数均高于 1; 相比之下, 三年以上基建周期的累计乘数均低于 1。而从 10 年的累计乘数来看, 虽然建设周期与累计乘数效应之间并无明显规律, 但所有建设周期的累计乘数均低于只有政府购买支出的反事实模拟乘数, 这意味着在货币政策零利率下限的情况下, 短期政府购买仍具有较为明显的刺激效果。

表 4 零利率下限下的基建乘数与反事实模拟(25 年累计)

基建周期	10 年累计乘数	25 年累计乘数
反事实模拟	0.2460	0.2659
8 个季度	0.1302	1.0435
12 个季度	0.2435	1.0204
16 个季度	0.1791	0.7173
20 个季度	0.1060	0.5835
24 个季度	0.1302	0.5268

注:以基准模型 24 个季度的基建周期计算,反事实模拟计算了政府支出全部为政府消费情况下的累计乘数。

七、结论和建议

本文在一个中等规模 DSGE 模型中引入政府基建投资、基建建设周期和货币政策零利率下限等因素,在对我国季度宏观数据进行估计和校准的基础上,通过模型的脉冲响应比较了不同基建周期下的基建投资乘数效应,主要结论包括:

第一,由于设定了与私人投资的互补性,基建投资不仅可以在短期形成总需求刺激作用,也可以在长期通过增加基建资本形成正的溢出效应。模拟结果显示,基建支出的政策效果取决于公共资本的外溢性:基建投资的短期累计乘数明显低于 1,而长期累计乘数在 1.7 倍左右;在更高的公共资本外溢性下,基建投资的乘数作用可以达到 3.65,这意味着基建支出的政策效果主要体现在中长期。

第二,公共资本溢出性和基建的建设周期决定了基建支出的乘数大小。高溢出性情况下的 25 年累计乘数效应均在 3 倍以上;在较低的资本外溢性下,25 年累计乘数效应均小于 1。从基建周期的情况来看,基建的建设周期与累计乘数效应基本呈同方向变动,即基建的建设周期越长,挤出效应越小,累计乘数效应也就越高。

第三,在零利率下限的货币政策下,短基建周期的乘数作用更大。由于货币政策零利率下限的情况下,基建投资通过扩张总需求产生了通胀效应,通胀水平的提高降低了实际利率,从而产生更强的刺激效果。在本文的基建周期设定下,零利率政策下两年和三年基建周期的基建乘数效应大于 1,而三年以上的长基建周期的累计乘数均低于 1。

本文结论的政策含义明显。就目前的国内经济形势来看,新冠肺炎疫情给我国经济带来前所未有的挑战,针对疫情带来的负面冲击,应发挥财政支出和基建投资的“稳定器”作用。

根据国际货币基金组织(IMF)数据,2017 年我国公共资本存量达到 48 万亿美元,位列世界第一,但人均公共资本存量为 3.5 万美元,在 149 个经济体中居第 37 位,明显低于发达国家标准,因此我国仍具有较大的基建投资空间。另一方面,中国经济正迈向高质量发展阶段,基建投资是兼顾短期扩大有效需求和长期供给侧改革的有效办法,不仅可以扩大有效需求,稳增长和稳就业,服务于消费升级,更好满足人民美好生活需要;在长期还可以通过基建资本的外溢性扩大有效供给,释放中国经济增长潜力。为此,应重视基建投资在稳定经济增长中的作用,尤其注重新型基础设施建设投资,发挥基建投资的辐射力和溢出效应。

第一,以基建投资带动经济较快增长。从经济周期的角度来看,此次疫情对我国形成较强的负面冲击,同时,考虑到中美经贸摩擦局势仍不稳定,国内经济增速下滑也带来国内需求不振、财

政收入下滑以及金融风险增加等问题,因此,短期仍需要以财政政策和基建投资保持经济中高速增长,保证经济平稳健康运行。面对疫情冲击,基建投资要坚持重点支持具有乘数效应的先进制造、民生建设、基础设施短板等领域,持续激发内需活力。

第二,基建投资应聚焦新型基础设施和产业升级。区别于传统的扩张型财政政策,新形势下积极的财政政策要坚持重点支持具有乘数效应的先进制造、民生建设和新型基础设施短板等领域,持续激发内需活力。从我国目前的工业化和城镇化进程来看,工业领域和基础设施投资空间还很大,积极财政政策应立足于新型基础设施建设,大力发展 5G、人工智能、工业互联网、智慧城市、城际高速铁路和城际轨道交通、大数据中心、教育、医疗等新型基建,以改革创新稳增长,发展创新型产业,培育新的经济增长点。

第三,应根据经济环境适时调整财政政策和基建投资。目前来看,虽然我国宏观经济存在下行风险,但风险总体可控,且货币政策并未进入到利率下限的流动性陷阱中。在这种情况下,财政政策应重点支持建设周期长、辐射作用大的项目,加强传统产业的技术改造和创新,积极培育新的经济发展支柱产业。但若宏观经济风险进一步加大,货币政策进入流动性陷阱,此时,更应发挥财政政策的主导性作用,通过周期短、见效快的基建项目以及增加政府购买支出来降低实际利率,带动总需求的回升,较快达到稳定经济形势的政策效果。

参考文献:

1. 晁毓欣:《中国开放经济下的财政和货币政策——规范和实证分析》,《中央财经大学学报》2002 年第 9 期。
2. 高铁梅、李晓芳、赵昕东:《我国财政政策乘数效应的动态分析》,《财贸经济》2002 年第 2 期。
3. 郭庆旺、贾俊雪:《政府公共资本投资的长期经济增长效应》,《经济研究》2006 年第 7 期。
4. 郭庆旺、吕冰洋、何秉材:《积极财政政策的乘数效应》,《财政研究》2004 年第 8 期。
5. 李生祥、丛树海:《中国财政政策理论乘数和实际乘数效应研究》,《财经研究》2004 年第 1 期。
6. 李永友:《市场主体信心与财政乘数效应的非线性特征——基于 SVAR 模型的反事实分析》,《管理世界》2012 年第 1 期。
7. 林仁文、杨熠:《中国市场化改革与货币政策有效性演变——基于 DSGE 的模型分析》,《管理世界》2014 年第 6 期。
8. 王国静、田国强:《政府支出乘数》,《经济研究》2014 年第 9 期。
9. 杨慎可:《成本渠道与财政支出乘数——基于新凯恩斯模型分析》,《财经问题研究》2014 年第 5 期。
10. 张开、龚六堂:《多部门模型中的政府支出乘数》,《华中科技大学学报(社会科学版)》2017 年第 3 期。
11. Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y., Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *National Bureau of Economic Research*, No. w16311, 2010.
12. Barro, R. J., & Redlick, C. J., Macroeconomic Effects from Government Purchases and Taxes. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 126, No. 1, 2011, pp. 51 – 102.
13. Baxter, M., & King, G. R., Fiscal Policy in General Equilibrium. *American Economic Review*, Vol. 83, No. 3, 1993, pp. 315 – 334.
14. Blanchard, O., & Perotti, R., An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 4, 1999, pp. 1329 – 1368.
15. Bouakez, H., Guillard, M., & Roulleau-Pasdeloup, J., Public Investment, Time to Build, and the Zero Lower Bound. *Review of Economic Dynamics*, Vol. 23, 2017, pp. 60 – 79.
16. Bouakez, H., Guillard, M., & Roulleau-Pasdeloup, J., The Optimal Composition of Public Spending in a Deep Recession. *Journal of Monetary Economics*, 2020 (Forthcoming).
17. Calvo, G. A., Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, No. 3, 1983, pp. 383 – 398.
18. Christiano, L., Eichenbaum, M., & Rebelo, S., When is the Government Spending Multiplier Large?. *Journal of Political Economy*, Vol. 119, No. 1, 2010, pp. 78 – 121.

19. Christiano, L. , Eichenbaum, M. , & Trabandt, M. , Unemployment and Business Cycles. *Econometrica*, Vol. 84, 2016, pp. 1523 – 1569.
20. Günter, C. , Roland, S. & Mathias, T. , Gauging the Effects of Fiscal Stimulus Packages in the Euro Area. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 37, No. 2, 2014, pp. 367 – 386.
21. Davig, T. , & Leeper, E. M. , Monetary-fiscal Policy Interactions and Fiscal Stimulus. *European Economic Review*, Vol. 55, No. 2, 2011. pp. 211 – 227.
22. Eggertsson, G. B. , What Fiscal Policy Is Effective at Zero Interest Rates. *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 25, 2010, pp. 59 – 112.
23. Galí, J. , DavidLópez-Salido, J. , & Vallés, J. , Understanding the Effects of Government Spending on Consumption. *Journal of the European Economics Association*, Vol. 5, No. 1, 2007, pp. 227 – 270.
24. Hagedorn, M. , Manovskii, I. , & Mitman, K. , The Fiscal Multiplier. NBER Working Papers, National Bureau of Economic Research, 2019.
25. Leeper, E. M. , Walker, T. B. , & Yang, S. S. , Government Investment and Fiscal Stimulus in the Short and Long Runs. *NBER Working Papers*, National Bureau of Economic Research, 2010.
26. Leduc, S. , & Wilson, D. , Roads to Prosperity or Bridges to Nowhere? Theory and Evidence on the Impact of Public Infrastructure Investment. NBER Working Papers, National Bureau of Economic Research, 2012.
27. McKay, A. , & Reis, R. , The Role of Automatic Stabilizers in the U.S. Business Cycle. *Econometrica*, Vol. 84, No. 1, 2016, pp. 141 – 194.

The Financial Multiplier of Government Infrastructure Investment: An Analysis Based on the DSGE Model

WANG Chuan (Chinese Academy of Social Sciences, 100028)

Abstract: This paper brings government infrastructure investment into a medium-sized DSGE model and, by estimating and calibrating China's quarterly macroeconomic data, compares the multiplier effects of infrastructure construction when the investment has different time spans and different spillover effects. The findings are as follows: The policy effect of infrastructure expenditure depends on the time span and the spillover effect. Specifically, for short-term investment, the cumulative multiplier is significantly lower than 1, while for long-term investment, the cumulative multiplier is about 1.7. With higher public capital spillover, the multiplier of infrastructure investment can be up to 3.65. Besides, with conventional monetary policy in place, infrastructure investment with a longer time span has a higher multiplier; while with zero interest rate, short-term investment has a higher multiplier as it cuts the real interest rate and drives investment and consumption.

Keywords: Infrastructure Investment, Fiscal Policy, Multiplier Effect, DSGE Model

JEL: H39, E62

责任编辑:无 明