

地方债务影响经济波动吗

项后军, 巫姣, 谢杰

[摘要] 日益引起关注的地方债务问题是否会对经济波动产生不可忽视的影响,是一个很值得研究的问题。本文通过考察地方债务作用于经济波动的传导渠道,以及土地财政和政治周期对该渠道的影响,对这一问题展开研究,并利用中国2003—2013年31个省份的面板数据实证检验了地方债务与经济波动之间的关系。研究发现:地方债务波动确实会影响区域经济波动,伴随着地方债务规模变动幅度的增加,区域经济波动更加剧烈,并通过投资波动这条渠道冲击经济稳定,且这种影响具有持续性;土地财政对地方债务影响经济稳定具有推动作用;由于地方政府的举债行为具有政治周期性,使得地方债务的扩张速度具有急缓之分,进而影响了经济稳定。稳健性检验发现,地方政府的举债行为在一定程度上加剧了产能过剩问题,并对经济波动产生负面影响。因此,为了更好地发挥政府债务促进经济发展的积极作用,需要进一步规范通过地方政府举债进行政府投资的行为,防范地方政府盲目投融资的系统性风险。

[关键词] 经济波动; 地方债务; 传导渠道; 产能过剩

[中图分类号]F810 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)01-0043-19

一、问题提出

自1994年中国实施分税制起,中央和地方的财权和事权被重新划分,财政格局发生了巨大转变^①,地方政府的财政资金缺口越来越大。特别是在1997年以后,地方政府性债务规模随着经济的快速发展而逐年增长,以2009年为例,当年经济增长率为9.21%,而债务余额却增长了61.92%。近年来,中国经济面临下行压力。据国家统计局公布的数据显示,经济增长率呈逐年下降趋势,与此同时,随着地方债务投资回报与债务期限不匹配等多重因素的累积,地方债务问题日益凸显。可以看到,中国经济的高速发展往往伴随着地方债务规模的高涨,而在地方债务问题不断显现的同时,经

[收稿日期] 2016-07-07

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“利率市场化视角下的货币政策风险承担渠道问题研究”(批准号71573224)。

[作者简介] 项后军(1967—),男,湖北武汉人,广东财经大学经济贸易学院、浙江财经大学经济学院教授;巫姣(1991—),女,湖南株洲人,华侨大学统计学院硕士研究生;谢杰(1970—),男,安徽合肥人,浙江工商大学经济学院教授。通讯作者:项后军,电子邮箱: xhj816@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

^① 根据董再平(2007)的研究,分税制改革后,地方财政收入占全国财政收入的比重从1993年的约75%骤降至1994年的约45%。然而,财政支出格局却未发生相应的变化,中央财政支出占全国财政支出比重长期维持在30%左右,而地方则高达70%。

济通常也处于下行的过程中。那么,地方债务与经济波动之间是否存在某种联系?现有文献已经开始间接地关注到这一变动,但数量却相对较少。如郭庆旺和赵旭杰(2012)发现,地方政府投融资会加剧经济波动。值得注意的是,在地方政府的融资中,地方债务占较大比重,这表明地方债务确实有可能对地方或区域经济波动产生影响。

目前,关于地方债务的研究主要围绕政府债务本身的风险及其对经济增长的影响展开分析。其中,何杨和满燕云(2012)对地方政府债务融资的运行情况和地方政府依靠土地经营城市的发展模式进行了分析,发现以土地为杠杆借债融资的模式可能由于国内外经济形势的变化暴露出显性风险。吴盼文等(2013)通过构建 DSGE 模型分析显示,中国政府性债务可持续性不断降低,财政风险极易传导至金融体系,不利于金融稳定。庞晓波和李丹(2015)通过政策模拟发现,政府债务风险从根本上受经济景气状况影响,并在不同程度上受到金融市场、经济增长和政府预期的影响。同时,陈思霞和陈志勇(2015)的经验分析也进一步表明,在中国债务投资的公共项目中,就垄断性公共项目和基本性公共项目而言,要特别重视控制债务资金偿还风险。此外,地方债务对经济增长的影响也受到诸多学者的关注。温来成和苏超(2013)从地方政府投融资平台的性质入手,研究发现在促进地方政府经济社会发展过程中,地方政府投融资平台发挥了积极作用,与此同时,其发展也面临债务风险预警、数量控制以及相关法制建设等系列问题。范剑勇和莫家伟(2014)则发现,债务作为地方政府动用资金能力的体现,不仅表现为以直接投资的形式增加 GDP,而且通过基础设施建设和压低工业用地价格双重渠道吸引工业投资,对当地工业增长起到杠杆作用。吕健(2015)通过实证研究进一步发现,当新增债务占 GDP 的比重小于 6% 时,地方债务能够成为有效的财政政策工具,为地方经济增长服务,而依靠大规模的举债投资拉动经济增长的做法在长期内只会取得完全相反的结果。

值得一提的是,已有迹象表明地方债务对经济波动可能存在不容忽视的影响,而且许多研究已经发现地方政府支出行为对经济波动的冲击非常大,并意识到地方政府支出行为的背后正是地方债务的支撑。现有研究中直接针对地方债务与经济波动的研究尚不多见,这类文献的关注点主要集中在如下:刘尚希和赵晓静(2005)认为,发行市政收益债券对地方政府来说是一个融资工具,借助于这一工具地方投资将会更加活跃,特别是在现行体制环境下,地方的“投资饥渴症”依然存在,随着城市化的快速推进,很可能造成投资膨胀、加大宏观经济不稳定以及拉大区域差距等后果。邓子基和唐文倩(2012)在一个单部门动态随机一般均衡(DSGE)模型中,研究政府支出和产出变量波动之间关系,结果显示,由于政府主导型的投资模式以及地方政府的投资冲动,中国政府支出尚未对产出波动起到理想的“自动稳定器”作用。贾俊雪等(2012)对地方政府支出行为的周期性特征进行了实证分析,发现地方政府支出行为有助于全国经济稳定,但加剧了省级层面的经济波动。王倩(2012)在对政府支出相机抉择效应的实证分析中,证实了政府支出对经济增长呈现正效应。饶晓辉和刘方(2014)将政府支出分解为政府消费性支出和生产性支出,重点研究了政府生产性支出对中国经济增长和经济波动所造成的影响,并证实政府生产性支出冲击是产出波动的重要影响因素,该冲击能解释约 23% 的总产出波动。范子英(2015)强调,中国地方政府不仅仅是一种服务型政府,更是发展型政府,地方政府在经济发展过程中扮演了积极的“援助之手”的角色。在 2008 年国际金融危机时期,中央政府放松对地方融资平台的管制,在很大程度上刺激了地方政府的投资冲动,进而带来本地 GDP 的快速增长,但地方政府的投资冲动会加剧国家宏观经济的波动。

关于地方政府支出行为对经济波动的冲击,现有文献大多从两个角度进行分析:一是财政分权视角。中国地方政府行为对经济波动的影响与中国独特的财政分权体制密不可分。李涛和周业安(2008)认为,地区财政分权程度的空间策略性互动以及地区财政分权本身对本地区的经济增长没

有显著且稳定的影响。但周业安和章泉(2008)运用1986—2004年中国省级面板数据对财政分权与经济增长、经济波动之间的关系进行了检验,发现财政分权确实促进了中国经济的增长,财政分权是导致经济波动的重要原因。林勇和卓玛草(2013)的研究也得到了相同的结论,即财政分权对经济具有双面作用,一方面财政分权确实促进了中国的经济增长,另一方面财政分权却导致了中国经济的波动。安苑和王珺(2012)主张,无论是经济增长还是支出规模的扩张,都与中国式分权模式所提供的激励机制密切相关。康锋莉和艾琼(2011)的研究发现,分权导致地方竞争,异化了地方政府行为,对宏观经济波动有间接影响。龚旻和张帆(2015)也证实,在分权财政体制下,地方政府在制定相机性财政政策时更大程度上是为了争取财政收入和地区利益。二是地方政府竞争视角。部分学者认为要深刻解析地方政府行为与经济波动的关系,需从地方政府竞争入手。方红生和张军(2009)特别强调,在财政和政治激励下,地方政府支出行为呈现出明显的扩张性倾向,且这一不良倾向会被预算软约束问题进一步强化。唐志军等(2011)认为,在晋升激励体制下,官员会开展晋升锦标赛,从而导致地方政府的投资冲动,进而影响到中国的经济波动。郭庆旺和赵旭杰(2012)从地方政府投资竞争的角度出发,将地方政府投资竞争分为政府投资冲击和非政府投资冲击。其中,地方政府在非政府投资规模上的竞争加剧了中国经济的周期波动,而在政府投资规模上的竞争缓解了经济的周期波动。丁骋骋和傅勇(2012)认为,中央通过财政分权激励地方为经济增长而竞争,为限制地方竞争的金融杠杆及其引发的经济过热行为,通过影响地方政府行为和资源配置来改善宏观经济运行。

综上所述,可以看到:①地方债务与(区域)经济波动很可能存在联系,但目前对该问题的研究还相对较少,特别是针对其影响机制的研究。②土地财政收入是地方债务偿还的主要来源,地方债务的波动极有可能会受到土地财政的影响,那么,土地财政的波动是否会通过地方债务影响到经济波动也是一个很值得研究的问题。③地方债务作为地方政府促进经济增长的重要手段,是否会受到日渐引起关注的地方政治周期的影响,从而影响到经济稳定,在现有文献中未予以相应的关注。基于此,本文尝试对以下问题进行探讨:分析地方债务对经济波动的影响,特别是这种影响的渠道和机理;从投资波动和产能过剩入手,对地方债务作用于经济波动的路径进行详尽分析,以弥补现有研究的不足;进一步考察土地财政和政治周期影响地方政府举债行为的机理,并进行相应的实证研究,试图更深入地解释地方债务对经济波动影响。

二、模型设定、变量说明与数据来源

1. 模型设定

郭庆旺和赵旭杰(2012)的研究显示,地方政府投融资会加剧经济波动,而地方债务又在地方政府融资中占较大比重。这显示地方债务确实有可能对(区域)经济波动产生影响,为了全面考察两者之间的关系,本文设定以下基础模型:

$$Gdp_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Gdp_{i,t-1} + \beta_2 Debt_scale_{i,t} + \sum \beta_i Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在模型(1)中,下标*i*和*t*分别表示第*i*个地区和第*t*年, $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项,*Gdp*表示地区生产总值,*Debt_scale*表示地方债务规模,*Control*为控制变量。在研究地方债务与经济波动的关系时,本文关注的是系数 β_2 。如果地方债务会加剧经济的不稳定,即经济波动与地方债务之间存在正向相关,则 β_2 符号为正;若 β_2 的符号为负,则说明地方债务波动可以缓和经济波动;若 β_2 不显著,则表明地方债务的波动对经济稳定不存在显著影响。

(1)投资波动、地方债务与经济波动。一般而言,经济波动是指实际GDP相对于潜在GDP的扩

张或收缩。投资波动是经济波动的主要来源之一,且中国经济增长的每一次大起大落几乎都与投资波动存在密切的联系。各级地方政府主导的项目投资,对每一轮投资波动起着相当重要的推动作用(季燕霞,2009)。

本文分别从债务资金投向和债务资金来源两个视角分析地方债务对投资波动的影响。从债务资金投向看,地方政府主导的项目投资,如城市基础设施建设、土地储备、企业扶持等方面的资金大部分来源于地方政府借债。例如,根据2013年国家审计署的审计结果,调查地区已支出的政府性债务中有86.77%用于市政建设、交通运输等项目。从各省份总投资构成的角度看,参考唐志军等(2011)的研究,用资本形成总额衡量各省份总投资,资本形成总额包括固定资本形成总额和存货,而固定资本形成总额中占较大比重的交通运输业的固定资本来自地方债务。进一步地,参考贾俊雪等(2012)的研究,本文绘制了2003—2013年东中西部的地方债务总额和资本形成总额的条形图,东部由上海代表,中部由湖南代表,西部由陕西代表^①。由图1发现,各地区地方债务占资本形成总额的比重均相对较高。尽管巨额的地方债务直接转化为政府投资以推动GDP的增长,但地方政府举债投融资的“引资效应”并没有达到预期效果。国务院在以往的政府工作报告中曾多次指出,在经济加快发展的过程中,地方政府投资规模偏大,特别是部分行业和地区,盲目投资及低水平重复建设现象比较严重,导致资金的社会投资效率偏低。

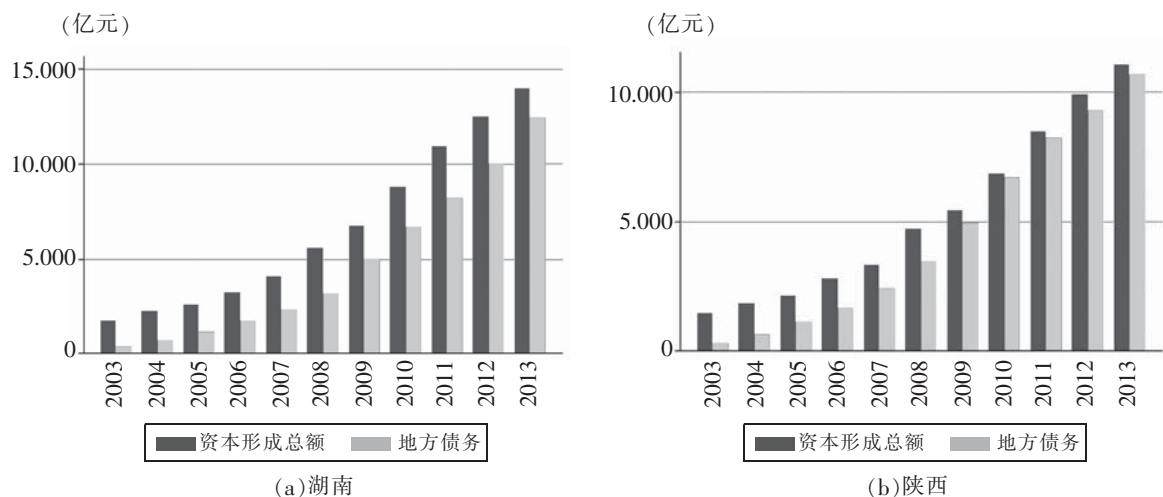


图1 2003—2013年湖南和陕西的资本形成总额与地方债务规模

资料来源:作者绘制。

从债务资金来源看,地方政府主要通过银行贷款、上级财政和直接发行债券等方式筹集资金。根据2013年国家审计署的审计结果,2010年和2012年,在被调查地区的债务余额中,银行贷款分别占了地方债务总量的79.01%和78.07%。由此可知,银行贷款是地方债务的主要资金来源。1998年,通过对国有银行改革,中央回收了国有银行地方分行的信贷审批权,使得地方政府难以轻松地从国有银行地方分行获得建设所需资金,进而使地方政府对其所属辖区的地方商业银行存在强烈的“资金需求”(钱先航等,2011)。因此,地方债务挤占了地方商业银行较大的信贷额度,从而极有可能对民间信贷投资产生一定的“挤出效应”。因此,地方债务的波动很可能会引起各省份总投资的波

^① 限于篇幅,文中省略了上海的展示,感兴趣的读者可向作者索取。

动,进而影响到经济波动。基于上述分析,本文提出:

假设 1:地方债务通过投资波动作用于经济波动,且地方债务波动越大,引起的投资波动越大,经济波动越剧烈。

针对假设 1,建立模型(2):

$$Gdp_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Gdp_{i,t-1} + \beta_2 Debt_scale_{i,t-1} + \beta_3 Debt_scale_{i,t-2} + \beta_4 Invest_{i,t} + \beta_5 Invest_{i,t} \times Debt_scale_{i,t-1} + \beta_6 Invest_{i,t} \times Debt_scale_{i,t-2} + \sum \beta_i Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

在模型(1)的基础上,这里加入各省份总投资 $Invest$ 及其与地方债务的交互项,用于判断投资波动是否为地方债务作用于经济波动的传导路径。由于资本形成具有一定的时滞,地方债务通过投资冲击经济波动可能存在一定的滞后性,因此,在模型中引入前 1 期和前 2 期的债务规模。观察交互项的系数是否具有统计显著性及其影响方向,若 β_5 或 β_6 的符号为正,说明地方债务通过投资会加剧经济的不稳定,假设 1 得到验证。

(2)土地财政、地方债务与经济波动。中国地方政府的举债动机是非单一的,自 1994 年开始实施分税制起,财政分权导致中央与地方财权和事权的错配,成为地方政府过度举债的重要原因。另外,债务期限大多以中短期为主,而资金投向回收期限较长^①,从而导致债务融资与偿还高度依赖土地收入的现象普遍存在(陈志勇等,2015)。国家审计署 2013 年的审计报告显示,从偿债方式看,截至 2012 年底,在 11 个省份、316 个市、1396 个县的地方政府负偿还责任的债务余额中,有 37.23% 承诺以土地出让收入偿还。另根据《中国国土资源年鉴》(2012)显示,2004—2011 年,全国的土地出让成交款项上涨了 5 倍,地方债务迅速膨胀,说明土地财政对于支撑地方债务的扩张“功不可没”。为更加直观地感受土地财政与地方债务的联系,本文绘制了 2003—2013 年土地财政与地方债务规模的变化情况图(见图 2)。根据土地出让收入的构成,采用土地出让收入来衡量土地财政。

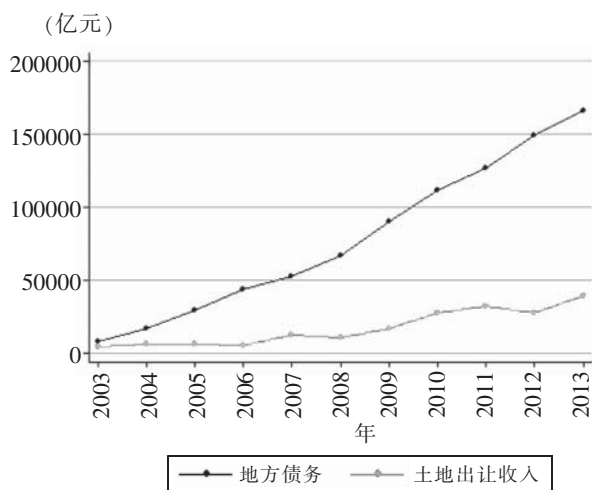


图 2 2003—2013 年中国土地出让收入和地方债务规模的变动

资料来源:作者绘制。

由图 2 可知,地方债务的规模与土地出让收入呈正相关关系,地方债务的扩张往往伴随着地方政府加大对土地的攫取行为。因此,伴随着地方债务的日益膨胀

以及随之而来的偿债压力,很可能驱使地方政府逐步形成以土地财政为支撑、以地方融资平台为核心的融资体系,特别是在经济下行期,土地财政支撑地方债务的角色将更加明显。此外,地方政府的债务吸引投资大多是以低价出让工业用地作为代价的(范剑勇和莫家伟,2014),因此,一旦土地财政特别是土地出让价格出现波动,地方债务吸引投资的效果也很可能会随之变动。基于上述分析,本文提出:

假设 2:土地财政的变动会加强地方债务对经济波动的影响。

① 地方政府负债期限均值仅为 3.5 年,而项目投资回收期限往往长达 10 余年。

针对假设 2, 建立模型(3):

$$\begin{aligned}
 Gdp_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Gdp_{i,t-1} + \beta_2 Debt_scale_{i,t-1} + \beta_3 Debt_scale_{i,t-2} + \beta_4 Invest_{i,t} + \beta_5 Fiscal_{i,t-1} + \beta_6 Fiscal_{i,t-2} \\
 & + \beta_7 Invest_{i,t} \times Debt_scale_{i,t-1} + \beta_8 Fiscal_{i,t-1} \times Debt_scale_{i,t-1} + \beta_9 Invest_{i,t} \times Fiscal_{i,t-1} \\
 & + \beta_{10} Invest_{i,t} \times Debt_scale_{i,t-1} \times Fiscal_{i,t-1} + \beta_{11} Invest_{i,t} \times Debt_scale_{i,t-2} \\
 & + \beta_{12} Fiscal_{i,t-2} \times Debt_scale_{i,t-2} + \beta_{13} Invest_{i,t} \times Fiscal_{i,t-2} + \beta_{14} Invest_{i,t} \times Debt_scale_{i,t-2} \times Fiscal_{i,t-1} \\
 & + \sum \beta_i Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)
 \end{aligned}$$

在模型(2)的基础上,加入土地财政 $Fiscal$ 以及地方债务、各省份总投资与土地财政的交互项,用于考察土地财政是否对地方债务的传导渠道产生影响。考虑到通过土地质押获取融资贷款的方式主要影响当期地方债务,因此,模型中加入滞后 1 期、滞后 2 期地方债务的同时,分别加入滞后 1 期、滞后 2 期的土地财政及与其对应的交互项,观察交互项系数是否显著,若系数是显著的,则假设 2 得到验证。由于土地财政收入既包括土地出让收入等土地非税收性收入,还包括与土地相关的税收性收入,而其中 70% 以上均是土地出让收入,因此,采用土地出让收入作为土地财政的代理变量,考察土地财政对模型(2)中传导渠道的影响效果。

(3) 政治周期、地方债务与经济波动。地方债务作为地方政府支出行为背后强有力的支撑,其扩张速度极有可能与地方政府支出行为一样受到政治周期的影响。中国存在独特的政治周期和显著的换届效应。对于政治周期的定义,大多文献认为,在晋升激励机制的背景下,伴随着官员更替,官员会做出一系列周期性决策行为,特别是在刚上任时,通常会采取刺激投资增长的扩张性政策(王贤彬等,2010;周黎安等,2013)。因此,政治周期会在相当程度上影响地方政府的经济行为,进而影响地方经济发展(文雁兵,2014)。特别是,地方政府官员在刚上任时为了尽快在任期内做出成绩,往往更有动力去最大化其可支配的任期资源,采取加大投资等对经济增长有较强短期刺激作用的经济手段,包括热衷于实施城建类等基础设施建设的“形象工程”(周黎安,2004;杨海生等,2014)。而这些投资建设需要巨额资金,在其他税源很难短时间拓展的背景下,举债成为换届后刚刚上任的地方政府官员政绩竞争的良好工具(杨海生等,2014)。而在换届前,任期将满(或即将获得提拔另有重用)的官员,在其最后的任期阶段,会表现出两种不同的行为:一是为降低工作失误的风险,往往采取相对保守的行为(例如,将当前棘手或敏感的事情拖延至下一任),投资动力大为下降,特别是投资基础设施、市政建设等较长时间才能取得效益项目的冲动会降低,从而也会相对地减缓地方债务的扩张速度;二是由于退休后将失去权力,反而会加大举债力度。而上述的两种情况,都会影响到地方债务的扩张速度;因此,地方政府的举债行为可能具有政治周期性,进而导致地方债务规模的扩张速度具有“缓急之分”,从而很可能对经济波动产生影响。基于此,本文提出:

假设 3: 政治周期会进一步加强地方债务对经济波动的冲击效果。

针对假设 3, 具体考察政治周期如何影响地方债务对经济波动的冲击效果。从地方政府层级看,地方债务总额分为省级、市级、县级和乡镇,根据历年已有的审计数据,一般情况下,市级政府的债务总额占比最高。针对这一现象,本文采用五年一次的省级党代会作为政治周期的代理变量,虽然省级党代会在法定程序上决定的是省级官员的任免,但根据余靖雯等(2015)从互联网收集的省级党代会和市级官员的数据发现,市委书记和市长在省级党代会召开当年进行更换的次数占总样本的比例最高,揭示了省级党代会召开的确会带来市级官员人事变动。肖洁等(2015)将省级党代会召开时间作为市级官员晋升的机会,发现中国的市级财政总支出随省级党代会召开呈现周期性波动,且在省级党代会召开时呈现“扩大效应”。这在一定程度上表明,在研究地方政府举债行为的政

治周期性时,虽然市级政府举债规模在地方债务总额中占比最高,使用省级党代会作为政治周期的代理变量仍然具有一定的合理性。除特别关注党代会召开当年的影响外,本文分别讨论召开两届省级党代会之间的影响,考察地方债务作用于经济波动的冲击效果是否具有政治周期性。

$$Gdp_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Gdp_{i,t-1} + \beta_2 Debt_scale_{i,t} + \beta_3 Invest_{i,t} + \beta_4 Ppc_{i,t} + \beta_5 Invest_{i,t} \times Debt_scale_{i,t} + \beta_6 Ppc_{i,t} \times Debt_scale_{i,t} + \beta_7 Invest_{i,t} \times Ppc_{i,t} + \beta_8 Invest_{i,t} \times Debt_scale_{i,t} \times Ppc_{i,t} + \sum \beta_i Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, $Ppc_{i,t}$ 表示政治周期,运用4个虚拟变量刻画党代会的影响,分别为党代会召开前2年,党代会召开前1年,党代会召开当年,党代会召开后1年。

2. 变量选择与数据处理

(1) 变量选取。被解释变量 $Gdp_{i,t}$ 为 i 省份第 t 年实际经济波动。解释变量 $Debt_scale_{i,t}$ 为 i 省份第 t 年的地方债务规模的波动项。目前,地方债务的估算大致有两种方法:一是通过统计各地区城投债和城建债的发行规模,经过相应的计算,得到地方债务规模(范剑勇和莫家伟,2014);二是运用地方政府投资额现金平衡等式(张忆东等,2012;吕健,2015),具体计算方法为,根据市政领域的固定资产投资=(预算内资金投入+土地出让收入中可用于投资资金+被投资项目的经营现金流入+地方政府负债),得到地方政府负债=(市政领域的固定资产投资-预算内资金投入-土地出让收入中用于投资资金-被投资项目的盈利现金流入)。该算法试图全口径地包含地方债务总额。本文在实证研究中运用第二种方法,在稳健性分析时采用第一种方法。

参考贾俊雪等(2012)、周业安和章泉(2008)等文献的做法,控制变量(*Control*)包括:各省份的总投资、总消费、实际税负水平、对外开放水平、城市化进程、通货膨胀率和就业率。 $Invest_{i,t}$ 代表 i 省份第 t 年的总投资,用资本形成总额来衡量; $Consum_{i,t}$ 代表 i 省份第 t 年的总消费,由于缺乏数据,用全社会消费品零售总额近似度量消费; $Tax_{i,t}$ 表示 i 省份第 t 年的实际税负水平,用各省份财政收入衡量;各省份的对外开放水平,分别采用按美元和人民币中间价计算的 i 省份第 t 年的进出口贸易额($Xmrate_{i,t}$)和当年按美元和人民币中间价计算的 i 省份第 t 年的实际利用外商直接投资额($Fdirt_{i,t}$)计算得到; $Nagrpapu_{i,t}$ 表示 i 省份第 t 年的城市化进程,用城镇人口占比测度; $Inflation_{i,t}$ 表示 i 省份第 t 年的通货膨胀率,采用消费价格指数(CPI)的变化率度量; $Emp_{i,t}$ 表示 i 省份第 t 年的就业率。为了保持与主要变量形式的一致性,以上控制变量值均为取对数后经过HP滤波处理过的波动值。

(2) 数据来源和处理。本文数据均来源于历年《中国统计年鉴》、《中国国土资源年鉴》、《中国财政年鉴》以及统计局官方公布数据。采用2003—2013年31个省份的面板数据,参考相关研究(饶晓辉和刘方,2014;唐志军等,2011),对变量数据进行HP滤波处理,分离出趋势成分和波动成分后,取波动成分进行分析^①。

设 $\{Y_t\}$ 是包含趋势成分和波动成分的经济时间序列。其中, $\{Y_t^T\}$ 是趋势成分, $\{Y_t^C\}$ 是波动成分。而计算HP滤波就是从 $\{Y_t\}$ 中将 Y_t^T 分离出来,提取波动成分 Y_t^C 。产出缺口公式为: $c = \frac{(Y_t - Y_t^T)}{Y_t^T}$, 其中,潜在产出 Y_t^T 是通过最小化损失函数得到,即 $\min \left\{ \sum_{t=1}^T (Y_t - Y_t^T)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(Y_{t-1}^T - Y_t^T) - (Y_t^T - Y_{t-1}^T)]^2 \right\}$ 。通过HP滤波方法得到潜在产出后,产出缺口即为实际产出与潜在产出的差除以潜在产出,HP滤波依

① 这在一定程度上能够克服变量之间的多重共线性问题。

依赖于参数 λ , 该参数的不同取值会得到不同光滑程度的趋势序列。参考郭庆旺和贾俊雪(2004)的做法, 取 $\lambda=25$, 分别对产出、地方债务、投资、进出口、消费等进行 HP 滤波分析。只需令 Y_t 分别为产出、地方债务、投资、进出口、消费等得到潜在产出, 通过产出缺口公式得到产出缺口、地方债务缺口、投资缺口、进出口缺口以及消费缺口等。

三、实证研究

1. 模型估计前的预处理

(1) 多重共线性的处理。由于地方债务占资本形成总额的比重较大, 在进行回归时必然会带来多重共线性问题。针对这一问题, 本文对地方债务和资本形成总额进行 HP 滤波处理, 去除趋势项, 提取波动项。表 1 展示了数据处理后主要变量的相关性。在数据处理后, 各变量之间的相关系数值与处理前相比^①, 普遍降低。其中, 投资和地方债务的相关性为 0.0179。因此, 采用处理之后的数据在很大程度上降低了多重共线性的影响。为了进一步检验多重共线性问题, 本文还将在下文中给出方差膨胀因子(VIF)检验, 来进一步判断回归结果是否仍然受到多重共线性的干扰。

表 1 主要变量的相关性

	<i>Gdp</i>	<i>Debt</i>	<i>Invest</i>	<i>Xmrate</i>	<i>Fdirt</i>	<i>Tax</i>	<i>Consum</i>	<i>Fiscal</i>
<i>Gdp</i>	1.0000							
<i>Debt</i>	-0.045	1.0000						
<i>Invest</i>	0.4247	0.0179	1.0000					
<i>Xmrate</i>	0.5294	0.0081	0.0781	1.0000				
<i>Fdirt</i>	0.2175	0.0023	0.0318	0.1480	1.0000			
<i>Tax</i>	0.6146	-0.0390	0.2157	0.4837	0.2770	1.0000		
<i>Consum</i>	0.3621	-0.0620	0.3926	-0.066	0.1018	0.2288	1.0000	
<i>Fiscal</i>	0.0984	-0.0970	0.0630	0.0429	-0.046	0.1242	0.0555	1.0000

资料来源: 作者根据回归结果整理。

(2) 内生性问题的处理。在实证分析前, 需要考虑可能存在的内生性问题: 一是双向因果关系, 二是遗漏变量问题。对于双向因果关系, 本文从两个方面进行分析。从主观层面看, 在经济波动的情况下, 基于抵消经济周期波动的稳定意图, 财政当局通常会有意识地主动调整财政支出, 当经济衰退时将扩大政府支出规模, 而当经济过热时则将减少政府公共支出规模(周波, 2014)。因此, 地方债务作为政府支出的主要来源, 其规模也必然会随着经济的景气程度而上下波动。从客观层面看, 举债数量的变动在一定程度上本身就依赖于经济环境的稳定。例如, 经济波动可能会通过影响土地财政的波动, 进而影响以土地抵押获得银行贷款的地方融资平台公司的运营及融入资金的投入。综上所述, 本文认为经济波动很可能也会反向影响地方债务规模的变动。本文利用 Hausman 检验来判断地方债务是否为内生变量。在模型 (1) 中, Hausman 检验结果得出, χ^2 统计量为 3.424, P 值为 0.0643, 在 10% 的显著性水平下拒绝地方债务为外生变量的原假设, 故可认为地方债务与经济波动之间存在内生性关系。为克服这种由双向因果关系造成的内生性偏误, 本文采用地方债务的滞后项作为工具变量。此外, 考虑到相对于最小二乘法、工具变量法等估计方法, 广义矩估计(GMM)方法具有允许随机误差项存在异方差和序列相关等优点, 因此, 本文采用动态面板 GMM 估计。同时, 对模型中的扰动项进行自相关检验以及运用 Sargan 统计量检验模型中是否存在工具变量的过度识别

^① 限于篇幅, 未列示处理前各变量的相关系数, 读者感兴趣可向作者索取。

问题。对于由遗漏变量导致的内生性问题。本文对控制变量的选取综合借鉴了贾俊雪等(2012)、周业安和章泉(2008)等相关研究的做法,尽可能地确保了结果的准确性。

2. 估计结果分析

(1)地方债务规模与经济波动的关系。表2给出了2003—2013年中国31个省份的地方债务规模与经济波动之间关系的估计结果^①。由表2可知,2003—2013年,地方债务滞后1期和滞后2期的系数大部分显著为正,地方债务波动对(区域)经济波动确实产生影响,伴随着地方债务规模变动幅度的增加,经济波动更加剧烈,且这种影响具有持续性。主要原因在于中国经济增长中的经济波动几乎都与投资波动密切相关,而各级地方政府主导的项目投资又在各省份总投资中占有相当大的比重。由于基础设施建设等投资项目所需资金庞大,往往需要通过地方政府举债来解决,如果债务融资不稳定,将会阻滞地区经济的发展,不利于经济稳定。从宏观层面看,投资波动,进出口波动,FDI直接利用投资额波动以及各省份税负水平波动等控制变量都具有很好的统计显著性,且其系数都显著为正,说明这些控制变量都会不同程度地加剧经济波动。

(2)总投资作为传导渠道对经济波动的影响。对模型(2)进行回归,回归结果见表3。由表3可以看出,各省份总投资确实是地方债务作用于实际经济稳定的传导路径。当地方债务滞后1期时,虽然地方债务直接对经济波动的影响较小,但投资波动与地方债务的滞后项的交互项系数在多数回归中表现出在1%的水平上显著。地方债务波动时间越滞后,交互项的系数越小,说明地方债务通过投资波动对经济波动的影响随着时间的推移变小。主要原因在于地方政府融资平台进行大量债务融资用以进行交通、城建、水利等基础设施的建设周期长,通常为3—5年,故地方债务通过转化为政府投资直接增加GDP,即“融资—投资—形成固定资本”这一过程本身就有时滞^②,因此,地方债务对本地总投资的影响会有一些的滞后性。具体地,以滞后1期地方债务与投资波动之间交互项的回归结果为例,表3中结果显示,在其他影响因素保持不变的情况下,滞后1期的地方债务波动与当期的投资波动交互作用项变动1个百分点,可以使实际经济波动加剧7.35%,这说明地方债务的确通过投资波动影响到了经济波动。综上所述,假设1得到验证。

(3)土地财政对于地方债务传导渠道的冲击。对模型(3)进行了回归,回归结果见表4。由表4可知,土地财政波动对地方债务波动影响经济稳定的效果具有推动作用。对于投资波动、地方债务波动与土地财政波动的交互项,当地方债务滞后1期,土地财政滞后1期时,该系数具有较高的统计显著性,且符号与投资波动和地方债务的交互项系数的符号相同。这表明土地财政加剧了地方债务波动,通过投资波动这条传导渠道影响经济稳定。其主要原因在于地方债务投资于基础设施、城市改造等项目的回报周期长,鉴于地方政府财政能力较弱,靠地方政府财政收入还债并不现实,因此,地方政府依靠土地质押获取融资贷款的方式普遍存在,土地财政收入逐渐成为还款的主要渠道。2016年1月至今,土地财政收入随房地产市场景气程度而波动,地方政府高度依赖土地财政还债的现状难以为继,这也导致地方债务对土地财政的变化更为敏感。此外,地方政府以债务吸引投资大多也是以出让低价用地作为代价的(范剑勇和莫家伟,2014)。因此,一旦土地财政,特别是土地出让价格和数量出现波动,地方债务吸引投资的效果也很可能会随之变动。但值得注意的是,滞后1期的地方债务与滞后1期的土地财政的交互项系数为负,这说明地方政府官员通过土地融资可

① 对该动态面板模型去除被解释变量的滞后项后,转化为静态面板模型进行了OLS估计,得出方差膨胀因子的平均值为1.29,小于2,且其最大值为1.79,也小于2,基本上排除了多重共线性影响。

② 特别是,如果在项目的建设过程中出现原材料价格上涨、劳动力成本上升、不可抗拒的自然灾害等问题,都有可能使项目工期延长,影响项目按期投入运营。

表 2 地方债务规模与经济波动之间的关系

	经济波动			
	一阶差分广义矩估计(DIF-GMM)		系统广义矩估计(SYS-GMM)	
	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Gdp_{t-1}</i>	0.2660*** (7.81)	0.2740*** (5.67)	0.2690*** (5.21)	0.2880*** (5.95)
<i>Debt_scale_{t-1}</i>	0.0040*** (2.79)	0.0030* (1.90)	0.0059*** (3.44)	0.0058*** (3.43)
<i>Debt_scale_{t-2}</i>		0.0003 (0.55)		0.0014** (1.99)
<i>Invest</i>	0.1340*** (9.03)	0.1340*** (6.49)	0.1530*** (12.94)	0.1650*** (8.77)
<i>Xmrate</i>	0.0698*** (8.73)	0.0636*** (5.75)	0.0757*** (6.43)	0.0636*** (7.77)
<i>Fdirt</i>	0.0119*** (2.66)	0.0156*** (3.64)	0.0121*** (3.38)	0.0133*** (3.52)
<i>Tax</i>	0.1790*** (9.15)	0.1730*** (7.63)	0.1670*** (8.68)	0.2230*** (13.62)
<i>Consum</i>	0.4090*** (7.12)	0.4340*** (7.35)	0.3400*** (8.75)	0.2810*** (7.12)
<i>Nagrpomu</i>	-0.0021 (-1.32)	-0.0013 (-0.60)	-0.0012 (-0.90)	-0.0011 (-0.79)
<i>Inflation</i>	0.3280*** (11.03)	0.3520*** (8.88)	0.3170*** (8.25)	0.3150*** (8.43)
<i>Emp</i>	-0.8230** (-2.01)	-0.6540 (-1.11)	-1.2070** (-2.32)	-1.2250** (-2.15)
<i>_cons</i>	-0.0010** (-2.12)	-0.0012** (-2.02)	-0.0014*** (-4.17)	-0.0014*** (-3.97)
AR(1)	0.0082	0.0081	0.0082	0.0055
AR(2)	0.1114	0.1163	0.1658	0.1023
Sargan(p)	0.9999	0.9995	1.0000	1.0000
N	243	243	274	274

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著,括号内为标准误。

资料来源:作者根据回归结果整理。

能是为了平抑经济波动,促进经济增长,而且短期效果明显,但极有可能是以长期经济发展为代价实现的,随着偿债压力和违约风险的加剧,这一措施反而不利于经济稳定。综上所述,假设 2 得到验证。

(4)政治周期通过地方债务作用于经济波动的冲击效果。在模型(2)的基础上,加入政治周期虚拟变量,以及地方债务规模波动、投资波动与虚拟变量的交互项进行回归,回归结果见表 5。从表中可以看出,地方债务影响经济波动具有政治周期性。在召开省党代会当年,投资波动、地方债务波动和政治周期的交互项显著为正,且系数值较大,出现这一现象的原因可以解释为:省级官员的晋升激励对市级财政存在间接影响(肖洁等,2015),而且省级党代会召开的确会带来市级官员人事变动(余靖雯等,2015)。党代会召开后,无论是新上任还是继任的省级官员,为了尽快地做出成绩,可能会向下级官员(一般来说,为其最直接的下级官员,即地市级官员)施加政绩方面的压力,强调发展

表3 总投资作为传导渠道对经济波动的影响

	经济波动			
	一阶差分广义矩估计(DIF-GMM)		系统广义矩估计(SYS-GMM)	
	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Gdp_{t-1}</i>	0.2910*** (5.32)	0.3350*** (3.93)	0.3280*** (7.22)	0.3940*** (8.64)
<i>Debt_scale_{t-1}</i>	0.0028*** (3.22)	-0.0008 (-0.38)	0.0031** (2.07)	0.0015** (1.99)
<i>Invest×Debt_scale_{t-1}</i>	0.0858*** (8.86)	0.0798*** (5.46)	0.0817*** (6.64)	0.0735*** (10.89)
<i>Debt_scale_{t-2}</i>		0.0031*** (3.38)		0.0035*** (7.04)
<i>Invest×Debt_scale_{t-2}</i>		-0.0166 (-1.16)		0.0027 (0.28)
<i>Invest</i>	0.1110*** (9.73)	0.1790*** (8.98)	0.1190*** (7.03)	0.1160*** (9.10)
<i>Xmrate</i>	0.0784*** (9.33)	0.0778*** (6.02)	0.0826*** (7.04)	0.0835*** (10.76)
<i>Fdirt</i>	0.0269*** (6.22)	0.0177*** (3.28)	0.0210*** (5.35)	0.0144*** (5.16)
<i>Tax</i>	0.1280*** (9.13)	0.1210*** (5.45)	0.1720*** (7.44)	0.1120*** (8.43)
<i>Consum</i>	0.5690*** (9.02)	0.3370*** (3.70)	0.5590*** (11.50)	0.5250*** (18.01)
<i>Nagropu</i>	-0.00016 (-0.15)	-0.0026 (-0.99)	-0.0028 (-1.43)	-0.0004 (-0.27)
<i>Inflation</i>	0.3580*** (9.71)	0.3530*** (7.21)	0.3510*** (7.26)	0.4300*** (13.13)
<i>Emp</i>	-0.9980*** (-4.35)	-0.9270** (-1.97)	-1.3630* (-1.69)	-0.9930*** (-4.41)
<i>_cons</i>	-0.0021*** (-6.22)	-0.0011* (-1.79)	-0.0020*** (-4.49)	-0.0022*** (-6.59)
AR(1)	0.0021	0.0124	0.0028	0.0021
AR(2)	0.1071	0.1280	0.1229	0.2095
Sargan(p)	1.0000	1.0000	0.9987	1.0000
N	243	243	274	274

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著,括号内为标准误。

资料来源:作者根据回归结果整理。

的重要性。地市级官员考虑到自身的晋升机会,可能会在一定程度上响应省级要求,通过包括举债来加强各种项目投资在内的多种经济手段,达到促进经济增长的政绩考核目标。此外,党代会之后的一年,投资波动、地方债务波动与政治周期的交互项显著为负,主要的原因在于党代会当年已经大规模举债,而这一年可能是地方政府举债的缓冲期。对于多数任期将满的官员,其经济行为一般趋于保守,特别是,官员离任后很难再进一步获取债务融资所带来的收益,因此,会相对降低举债冲

表 4 土地财政对于地方债务传导渠道的冲击

	经济波动			
	一阶差分广义矩估计(DIF-GMM)		系统广义矩估计(SYS-GMM)	
	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Gdp</i> _{<i>t-1</i>}	0.3490*** (4.24)	0.1580 (1.54)	0.1640 (1.57)	0.3170*** (3.60)
<i>Debt_scale</i> _{<i>t-1</i>}	0.0077*** (2.58)	0.0124* (1.91)	0.0076*** (3.54)	0.0034 (0.94)
<i>Fiscal</i> _{<i>t-1</i>}	0.0052 (1.51)	-0.0111 (-1.56)	0.0095*** (3.01)	0.0109** (2.42)
<i>Invest</i> × <i>Debt_scale</i> _{<i>t-1</i>}	0.0930*** (4.94)	0.1950** (2.16)	0.0455*** (3.62)	0.1110*** (4.72)
<i>Fiscal</i> _{<i>t-1</i>} × <i>Debt_scale</i> _{<i>t-1</i>}	-0.0141* (-1.84)	-0.0323** (-2.05)	-0.0139** (-2.47)	-0.0070 (-1.29)
<i>Invest</i> × <i>Fiscal</i> _{<i>t-1</i>}	0.1110 (1.14)	0.2130** (2.13)	0.0874 (1.10)	0.0934 (0.97)
<i>Invest</i> × <i>Debt_scale</i> _{<i>t-1</i>} × <i>Fiscal</i> _{<i>t-1</i>}	0.1320 (0.99)	0.3910** (2.37)	0.2020** (2.14)	0.1280* (1.65)
<i>Debt_scale</i> _{<i>t-2</i>}		0.0019 (0.58)		0.0055** (2.17)
<i>Fiscal</i> _{<i>t-2</i>}		0.0020 (0.18)		-0.0014 (-0.34)
<i>Invest</i> × <i>Debt_scale</i> _{<i>t-2</i>}		0.0234 (0.48)		-0.0539 (-1.30)
<i>Fiscal</i> _{<i>t-2</i>} × <i>Debt_scale</i> _{<i>t-2</i>}		0.0002 (0.04)		0.0072** (2.36)
<i>Invest</i> × <i>Fiscal</i> _{<i>t-2</i>}		0.0502 (0.75)		0.0954** (2.17)
<i>Invest</i> × <i>Debt_scale</i> _{<i>t-2</i>} × <i>Fiscal</i> _{<i>t-2</i>}		0.1900 (1.56)		0.0475 (1.22)
<i>Invest</i>	0.1220*** (3.98)	0.1230*** (3.55)	0.1850*** (4.54)	0.1670*** (4.52)
<i>Xmrate</i>	0.0804*** (4.76)	0.0212** (2.54)	0.0781*** (6.48)	0.0807*** (5.36)
<i>Fdirt</i>	0.0248*** (4.12)	0.0672*** (3.80)	0.0172*** (3.36)	0.0116** (2.45)
<i>Tax</i>	0.1080*** (2.89)	0.1540*** (3.58)	0.1870*** (7.96)	0.1310*** (2.95)
<i>Consum</i>	0.5630*** (6.12)	0.5770*** (4.27)	0.3150*** (5.42)	0.3620*** (3.77)
<i>Nagrpapu</i>	-0.0018 (-0.79)	0.0004 (0.14)	-0.0021 (-0.97)	-0.0035 (-1.38)
<i>Inflation</i>	0.3740*** (6.31)	0.2670*** (2.90)	0.2080** (2.41)	0.3540*** (4.10)
<i>Emp</i>	-2.5220* (-1.87)	-0.8810* (-1.93)	-0.9420* (-1.91)	-0.8060 (-0.97)
<i>_cons</i>	-0.0027** (-2.21)	-0.0031* (-1.91)	-0.0018* (-1.82)	-0.0014 (-1.46)
AR(1)	0.0028	0.0060	0.0110	0.0048
AR(2)	0.1890	0.1868	0.2127	0.1263
Sargan(p)	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
N	243	243	274	274

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著,括号内为标准误。

资料来源:作者根据回归结果整理。

表 5 政治周期通过地方债务作用于经济波动的冲击效果

	经济波动			
	党代会当年	党代会后一年	党代会前两年	党代会前一年
<i>Gdp_{t-1}</i>	0.2340* (1.95)	0.1850* (1.71)	0.2400*** (4.26)	0.3070** (2.10)
<i>Debt_scale</i>	0.0046** (2.02)	0.0096*** (4.03)	0.0021 (0.99)	0.0027 (1.29)
<i>Invest×Debt_scale</i>	-0.0091 (-0.30)	0.3040*** (4.81)	0.0095 (0.41)	0.0318 (0.76)
<i>Ppc×Debt_scale</i>	-0.0015 (-0.34)	-0.0164 (-1.52)	0.0002 (0.03)	-0.0066 (-0.33)
<i>Invest×Ppc</i>	0.0767** (2.33)	0.0400 (0.70)	-0.2350*** (-6.56)	-0.0860*** (-4.16)
<i>Invest×Debt_scale×Ppc</i>	0.1960* (1.74)	-1.3570*** (-2.94)	0.0220 (0.17)	0.0384 (0.14)
<i>Invest</i>	0.1620*** (4.32)	0.1070*** (2.58)	0.2010*** (5.38)	0.1990*** (7.03)
<i>Ppc</i>	0.0024* (1.87)	0.0004 (0.16)	0.0024 (1.23)	0.0022 (0.99)
<i>Xmrate</i>	0.0977*** (7.57)	0.0731*** (7.63)	0.0836*** (6.09)	0.0853*** (6.41)
<i>Fdirt</i>	0.0140*** (2.74)	0.0188*** (3.18)	0.0062 (1.00)	0.0145*** (3.41)
<i>Tax</i>	0.1370*** (5.07)	0.1860*** (8.07)	0.1750*** (6.31)	0.1550*** (4.91)
<i>Consum</i>	0.3200*** (7.09)	0.4630*** (7.87)	0.3160*** (6.45)	0.3140*** (6.11)
<i>Nagrpopu</i>	0.0000 (0.00)	-0.0034 (-1.27)	-0.0011 (-0.40)	-0.0023 (-1.28)
<i>Inflation</i>	0.2400** (2.36)	0.2410*** (2.85)	0.3030*** (5.87)	0.3170** (2.37)
<i>Emp</i>	-1.2100 (-1.57)	-0.8990* (-2.16)	-1.1440 (-1.32)	-0.8180* (-1.66)
<i>_cons</i>	-0.0021*** (-2.75)	0.0000 (0.02)	-0.0013** (-2.42)	-0.00189** (-2.20)
AR(1)	0.0569	0.0028	0.0033	0.0046
AR(2)	0.1322	0.2185	0.3732	0.2118
Sargan(p)	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
N	274	274	274	274

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著，括号内为标准误。

资料来源：作者根据回归结果整理。

动。这种在党代会召开前后的举债冲动差异容易引起党代会召开当期地方债务规模变动的幅度加大,从而加剧经济的波动。

四、稳健性检验

1. 地方债务与经济波动关系的稳健性检验

在实证研究中,本文地方债务的测度主要参考吕健(2015)的估算方法。该方法存在一定的缺陷,例如,在地方政府投资额现金平衡等式中,假定地方债务绝大部分用于市政领域的固定资产投资,虽然在大多数情况下的确如此,但地方债务同样也投资于非固定资产投资。因此,该估算方法存在错估地方债务总额的可能。这里运用城投债替换地方债务,进行稳健性检验,检验结果见表6。

由表6可以看到,城投债的系数大多具有统计显著性,但是城投债滞后1期的系数符号几乎都为负,城投债滞后2期的系数符号都为正。因此,本文认为地方债务对经济波动确实存在不可忽视的影响,但同时,这一结果与前文中结果略有不同的原因可能是城投债只是地方债务中较少的一部分。但整体来看,能够验证结果的稳健性。

2. 地方债务传导渠道的稳健性检验

在实证研究中,本文选用各省份资本形成总额度量各省份总投资,这里运用产能过剩替换投资波动进行稳健性检验。用该方法进行处理的原因在于:产能过剩主要是指由于受到社会总需求的限制,经济活动没有达到正常限度的产出水平,生产能力在一定程度上出现了闲置(王文甫等,2014)。一般来说,现有的研究普遍认为产能过剩的波动在很大程度上与投资波动存在密不可分的联系(耿强等,2011)。从地方政府视角看,在行政压力、辖区竞争和政绩考核的背景下,地方政府具有强烈的动机通过举债融资来投资基建项目以改善投资环境,而这极大地降低了企业的投资成本。与此同时,也扭曲了企业的投资行为,导致了企业过度的产能投资行为,进而导致行业的产能过剩。

鉴于此,这里用产能过剩替换投资波动检验地方债务影响经济波动的传导渠道问题。由于现有对于产能过剩的研究大多是基于行业层面,而本文以省级地区为分析单位,因此,区域层面的产能过剩应为地区各行业的综合值。综合参考韩国高等(2011),刘航和孙早(2014)的做法,用产能利用率度量产能过剩,产能利用率越低,说明产能过剩问题越严重。

由表7可知,地方债务确实对产能过剩产生影响,并通过加剧产能过剩冲击经济稳定。产能利用率与滞后1期地方债务的交互项系数大部分具有统计显著性,且符号为正,说明产能利用率和地方债务的交互作用会加剧经济波动。另外,虽然产能利用率与滞后2期的地方债务的交互项系数为负,但不具有统计显著性,故结论的稳健性未受影响。

3. 地方债务影响经济波动的政治周期性的稳健性检验

前文通过在模型中加入地方债务、投资和政治周期的交互项^①,已证实地方债务作用于经济波动的渠道会受到政治周期的影响,而其可能的原因在于地方政府举债行为的政治周期性。为确保这一估计的可靠性,本文通过数据的不同处理方式,即前文采用HP滤波处理去除了趋势项的波动值,这里将使用各变量的增长率来直接探究地方政府的举债行为是否具有政治周期性。

$$\begin{aligned} Debt_growth_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Debt_growth_{i,t-1} + \beta_2 Ppcpre2_{i,t} + \beta_3 Ppcpre1_{i,t} + \beta_4 Ppcpre0_{i,t} \\ & + \beta_5 Ppcpost1_{i,t} + \sum \beta_i Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

^① 事实上,本文对地方债务影响经济波动是否具有政治周期性还以地方债务、投资、土地财政和政治周期四个交互项进行了估计,但在回归结果中出现了变量系数符号及显著性混乱等明显的多重共线性特征,故在这里只报告了地方债务、投资和政治周期三个交互项的情况。

表6 地方债务与经济波动关系的稳健性检验

	经济波动			
	一阶差分广义距估计(DIF-GMM)		系统广义距估计(SYS-GMM)	
	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Gdp_{t-1}</i>	0.4490*** (8.01)	0.2350*** (2.88)	0.3970*** (6.74)	0.3940*** (6.84)
<i>Debt_scale_{t-1}</i>	0.0181 (1.52)	-0.0879*** (-6.06)	-0.0946*** (-4.11)	-0.0550** (-2.43)
<i>Debt_scale_{t-2}</i>		0.0851*** (7.34)		0.0722*** (8.49)
<i>Invest</i>	0.0790*** (3.87)	0.0735*** (3.33)	0.1030*** (4.49)	0.1200*** (4.89)
<i>Xmrate</i>	0.1000*** (10.55)	0.0545*** (8.89)	0.0605*** (7.49)	0.0605*** (6.72)
<i>Fdirt</i>	0.0217*** (2.87)	0.0055 (0.67)	0.0037 (0.83)	-0.0002 (-0.05)
<i>Tax</i>	0.0834*** (6.48)	0.0593*** (2.84)	0.1230*** (4.68)	0.0465*** (3.05)
<i>Consum</i>	0.3210*** (7.32)	0.4640*** (6.98)	0.4850*** (9.21)	0.4740*** (9.41)
<i>Nagrpopu</i>	0.0023 (1.45)	0.0008 (0.32)	0.0018 (0.63)	-0.0021 (-1.24)
<i>Inflation</i>	0.3500*** (9.93)	0.5220*** (16.04)	0.5820*** (7.77)	0.5660*** (13.15)
<i>Emp</i>	-0.5490 (-0.58)	-0.0185 (-0.01)	0.3430 (0.22)	2.4350 (1.54)
<i>_cons</i>	-0.0036*** (-6.97)	0.0013** (2.07)	-0.0013*** (-3.19)	0.0013* (1.66)
AR(1)	0.0194	0.0118	0.0032	0.0020
AR(2)	0.1067	0.1352	0.1212	0.1973
Sargan(P)	0.9994	1.0000	1.0000	0.9999
N	177	177	236	207

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著,括号内为标准误。

资料来源:作者根据回归结果整理。

模型中, $Debt_growth_{i,t}$ 表示地方债务规模的扩张速度,即地方债务规模的增长率;党代会一般是 5 年召开一次,本文使用 $Ppcpre2_{i,t}$ 、 $Ppcpre1_{i,t}$ 、 $Ppcpre0_{i,t}$ 和 $Ppcpost1_{i,t}$ 这 4 个虚拟变量刻画党代会的影响。当时间为党代会召开的前 2 年, $Ppcpre2_{i,t}=1$, 否则取 0; 依次地, 如为党代会召开前 1 年, $Ppcpre1_{i,t}=1$, 否则取 0; 党代会在当年召开, $Ppcpre0_{i,t}=1$, 否则等于 0; 党代会召开后 1 年, $Ppcpost1_{i,t}=1$, 否则等于 0。 $Control_{i,t}$ 是一组可能影响地方政府举债的控制变量。回归结果见表 8^①。

由表 8 可以看到,用于刻画党代会影响的各虚拟变量在回归中大部分具有统计显著性,其中,党代会召开前一年的系数与其他年份的数据相比,相对较大,而党代会召开后一年的系数为负,说

① 对该动态面板模型去除被解释变量的滞后项后转化为静态面板模型进行了 OLS 估计,得出方差膨胀因子的平均值为 1.43,小于 2,且其最大值为 1.89,也小于 2,基本上排除了多重共线性的影响。

表 7 地方债务传导渠道的稳健性检验

	经济波动			
	一阶差分广义矩估计(DIF-GMM)		系统广义矩估计(SYS-GMM)	
	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Gdp</i> _{<i>t-1</i>}	0.2490*** (4.04)	0.5600*** (4.51)	0.3770*** (10.93)	0.5830*** (5.43)
<i>Debt_scale</i> _{<i>t-1</i>}	0.0017*** (2.84)	0.0021 (0.91)	0.0014*** (4.78)	0.0017 (1.10)
<i>EC</i> × <i>Debt_scale</i> _{<i>t-1</i>}	0.0390*** (2.62)	0.0218 (0.63)	0.0359*** (6.78)	0.0455* (1.72)
<i>Debt_scale</i> _{<i>t-2</i>}		0.0021*** (3.84)		0.0024*** (3.35)
<i>EC</i> × <i>Debt_scale</i> _{<i>t-2</i>}		-0.0486 (-0.98)		-0.0338 (-1.11)
<i>EC</i>	-0.0660** (-2.08)	-0.0457 (-1.35)	-0.1510*** (-5.63)	-0.0973** (-2.50)
<i>Xmrate</i>	0.0938*** (11.26)	0.0690*** (7.39)	0.0872*** (15.69)	0.0642*** (7.87)
<i>Fdirt</i>	0.0282*** (4.99)	0.0087* (1.74)	0.0103*** (3.81)	0.0020 (0.30)
<i>Tax</i>	0.1430*** (8.11)	0.1330*** (6.56)	0.2010*** (15.97)	0.2640*** (8.83)
<i>Consum</i>	0.8540*** (11.67)	0.6550*** (10.43)	0.6850*** (16.60)	0.5310*** (9.08)
<i>Nagrpopu</i>	-0.0015 (-0.96)	-0.0010 (-0.57)	-0.0004 (-0.40)	0.0042*** (2.92)
<i>Inflation</i>	0.3420*** (9.90)	0.5420*** (5.85)	0.3990*** (13.39)	0.5200*** (6.38)
<i>Emp</i>	-0.9630** (-2.27)	-0.6210 (-1.42)	-1.1550*** (-5.28)	-1.5870*** (-3.86)
<i>_cons</i>	-0.0023*** (-5.86)	-0.0030*** (-3.33)	-0.0023*** (-7.13)	-0.0028*** (-3.96)
AR(1)	0.0198	0.0017	0.0033	0.0072
AR(2)	0.2096	0.1137	0.1159	0.1185
Sargan(P)	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
N	243	243	274	274

注: **、*、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著,括号内为标准误。

资料来源:作者根据回归结果整理。

明在党代会召开前后,地方政府官员由于举债冲动的差异,使得地方债务的扩张速度存在“急缓之分”,容易引起在党代会召开当期地方债务规模变动的幅度加大,从而加剧经济的波动。这一结果与地方债务扩张速度具有政治周期性的理论预期基本相符。对于在党代会召开期间,地方债务规模波动为何对经济波动的影响最大提供了经验证据。

五、结论

2012 年以来,中国经济面临下行压力,与此同时,由于地方债务投资回报与债务期限不匹配,地方债务暴露出来的问题越来越明显。本文正是基于此背景,使用中国 31 个省份 2003—2013 年地方债务以及地方经济波动的面板数据,阐述了地方债务影响经济波动的理论机制,并分析了地方债

表 8 地方债务影响经济波动的政治周期性的稳健性检验

	<i>debt_growth</i>	
	一阶差分广义矩估计(DIF-GMM)	系统广义矩估计(SYS-GMM)
<i>Debt_growth_{t-1}</i>	-0.0045 (-0.18)	0.0997*** (5.54)
<i>Ppcpre2</i>	0.0620*** (3.15)	0.1150*** (5.31)
<i>Ppcpre1</i>	0.2030*** (5.31)	0.2550*** (12.14)
<i>Ppcpre0</i>	0.0295 (0.80)	0.0294 (1.29)
<i>Ppcpost1</i>	-0.0833*** (-3.70)	-0.1030*** (-6.97)
<i>Gdp_growth</i>	-1.4080*** (-2.63)	-0.7360*** (-4.09)
<i>Invest</i>	1.4410** (2.57)	-0.4780*** (-3.20)
<i>Fiscal</i>	-0.0389*** (-11.49)	-0.0465*** (-5.88)
<i>Xmrate</i>	3.2660 (1.64)	4.2860*** (2.85)
<i>Tax</i>	-0.1060 (-0.38)	-0.4830*** (-4.50)
<i>Consum</i>	-1.8190 (-0.90)	-0.1020 (-0.14)
<i>Nagrpopu</i>	-0.0685*** (-10.51)	-0.0249*** (-7.26)
<i>_cons</i>	3.4630*** (7.52)	1.8540*** (8.55)
AR(1)	0.0956	0.0968
AR(2)	0.1007	0.1470
Sargan(P)	1.0000	1.0000
N	248	279

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著，括号内为标准误。

资料来源：作者根据回归结果整理。

务影响经济稳定的传导渠道。研究发现：①地方债务波动确实会影响(区域)经济波动,伴随着地方债务规模变动幅度的增加,经济波动更加剧烈,并且通过投资波动这条渠道冲击经济稳定,而且这种影响具有持续性。②土地财政的变动加剧了地方债务波动通过投资波动这条传导渠道影响经济稳定的效果,即土地财政对地方债务影响经济稳定具有推动作用。③地方政治周期也会影响到地方债务作用于经济波动的冲击效果。而这种影响背后的原因则是地方政府举债行为的政治周期性。④在稳健性检验中,本文发现地方政府的举债行为在一定程度上加剧了产能过剩问题,对经济波动存在负面影响。基于此,本文提出以下政策建议:

(1)地方债务用于解决政府投资需求与资金来源不匹配的问题,政府只要有投资需求而又没有相应的内部资金来源,必然会采取此类融资手段。故为了更好地发挥政府债务促进经济发展的积极作用,需要进一步规范地方政府举债进行政府投资的行为,防范地方政府盲目投融资的系统性风险。

(2)从偿债来源看,主要是依靠土地财政偿债,从而导致地方债务对土地财政的波动较为敏感。而且在地方债务中市县级债务占比较大,但缺乏稳定的收入来源。2016年1月以来,土地出让和房地产相关税收减缓,部分地方债务以及融资平台不断向银行等金融机构借新还旧的现象普遍存在。在此背景下,以县级及以上地方政府为单一信用主体,承接相应的债务,并发行地方债(券),置换原有融资平台的信贷债务,可能对稳定地方债务规模,化解风险起到极为重要的作用。

(3)偏向于以GDP为政绩考核标准的官员晋升制度在一定程度上导致了地方政府的过度举债。对此,需要着重加强地方政府债务限额管理,建立健全地方债务风险防控机制,并妥善处理存量债务问题。

[参考文献]

- [1]安苑,王珺. 财政行为波动影响产业结构升级了吗[J]. 管理世界, 2015,(9):19-35.
- [2]陈思霞,陈志勇. 需求回应与地方政府性债务约束机制:经验启示与分析[J]. 财贸经济, 2015,(2):16-28.
- [3]陈志勇,毛晖,张佳希. 地方政府性债务的期限错配:风险特征与形成机理[J]. 经济管理, 2015,(5):12-21.
- [4]丁骋骋,傅勇. 地方政府行为、财政—金融关联与中国宏观经济波动——基于中国式分权背景的分析[J]. 经济社会体制比较, 2012,(6):87-97.
- [5]邓子基,唐文倩. 我国地方政府间税收横向竞争策略:基于省际面板数据的经验分析[J]. 税务研究, 2012,(2):2-10.
- [6]董再平. 论中国的财政分权水平[J]. 河北经贸大学学报, 2007,(4):17-21.
- [7]方红生,张军. 中国地方政府竞争、预算软约束与扩张偏向的财政行为[J]. 经济研究, 2009,(12):4-16.
- [8]范剑勇,莫家伟. 地方债务、土地市场与地区工业增长[J]. 经济研究, 2014,(1):41-55.
- [9]范子英. 土地财政的根源:财政压力还是投资冲动[J]. 中国工业经济, 2015,(6):18-31.
- [10]郭庆旺,贾俊雪. 中国经济波动的解释:投资冲击与全要素生产率冲击[J]. 管理世界, 2004,(7):22-28.
- [11]郭庆旺,赵旭杰. 地方政府投资竞争与经济周期波动[J]. 世界经济, 2012,(5):3-21.
- [12]耿强,江飞涛,傅坦. 政策性补贴、产能过剩与中国的经济波动——引入产能利用率RBC模型的实证检验[J]. 中国工业经济, 2011,(5):27-36.
- [13]韩国高,高铁梅,王立国,齐鹰飞,王晓姝. 中国制造业产能过剩的测度、波动及成因研究[J]. 经济研究, 2011,(12):18-31.
- [14]龚旻,张帆. 中国地方政府的“相机抉择依赖症”与地区经济波动[J]. 当代财经, 2015,(3):3-12.
- [15]何杨,满燕云. 地方政府债务融资的风险控制——基于土地财政视角的分析[J]. 财贸经济, 2012,(5):45-50.
- [16]贾俊雪,郭庆旺,赵旭杰. 地方政府支出行为的周期性特征及其制度根源[J]. 管理世界, 2012,(2):7-18.
- [17]季燕霞. 我国地方政府债务膨胀的体制文化分析[J]. 社会科学战线, 2009,(2):49-54.
- [18]康锋莉,艾琼. 财政分权、地方政府行为与经济绩效[J]. 财贸研究, 2011,(1):73-80.
- [19]林勇,卓玛草. “双刃剑”上的中国财政分权——基于经济增长和波动效应的研究[J]. 经济问题探索, 2013,(3):117-122.
- [20]刘航,孙早. 城镇化动因扭曲与制造业产能过剩——基于2001—2012年中国省级面板数据的经验分析[J]. 中国工业经济, 2014,(11):5-17.
- [21]刘尚希,赵晓静. 中国:市政收益债券的风险与防范[J]. 管理世界, 2005,(3):50-57.
- [22]吕健. 地方债务对经济增长的影响分析[J]. 中国工业经济, 2015,(11):16-31.
- [23]李涛,周业安. 财政分权视角下的支出竞争和中国经济增长:基于中国省级面板数据的经验研究[J]. 世界经济, 2008,(11):3-15.
- [24]庞晓波,李丹. 中国经济景气变化与政府债务风险[J]. 经济研究, 2015,(10):18-33.
- [25]钱先航,曹廷求,李维安. 晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为[J]. 经济研究, 2011,(12):72-85.
- [26]饶晓辉,刘方. 政府生产性支出与中国的实际经济波动[J]. 经济研究, 2014,(11):17-30.

- [27]唐志军,刘友金,谌莹. 地方政府竞争、投资冲动和我国宏观经济波动研究[J]. 当代财经, 2011,(8):8-18.
- [28]王倩. 政府支出相机抉择效应的实证分析[J]. 经济与管理评论[J]. 2012,(4):72-80.
- [29]王文甫,明娟,岳超云. 企业规模、地方政府干预与产能过剩[J]. 管理世界, 2014,(10):17-36.
- [30]王贤彬,徐现祥,周靖祥. 晋升激励与投资周期——来自中国省级官员的证据[J]. 中国工业经济, 2010,(12):16-26.
- [31]温来成,苏超. 地方政府投融资平台整合前景及对策研究[J]. 财贸经济, 2013,(5):28-35.
- [32]吴盼文等. 我国政府性债务扩张对金融稳定的影响[J]. 金融研究, 2013,(12):57-71.
- [33]文雁兵. 新官上任三把火:存在中国式政治经济周期吗[J]. 财贸经济, 2014,(11):111-124.
- [34]肖洁,龚六堂,张庆华. 分权框架下地方政府财政支出与政治周期——基于地级市面板数据的研究[J]. 经济动态, 2015,(10):17-30.
- [35]杨海生,陈少凌,罗党论,余国满. 政策不稳定性与经济增长——来自中国地方官员变更的经验证据[J]. 管理世界, 2014,(9):13-28.
- [36]余靖雯,肖洁,龚六堂. 政治周期与地方政府土地出让行为[J]. 经济研究,2015,(2):88-102.
- [37]张忆东,李彦霖,蒋仕卿. 地方政府能成为稳增长的援军吗[R]. 兴业证券研究报告, 2012.
- [38]周波. 基于我国省域面板的财政政策产出稳定效应研究[J]. 管理世界,2014,(7):52-66.
- [39]周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. 经济研究, 2004,(6):33-40.
- [40]周黎安,赵鹰妍,李力雄. 资源错配与政治周期[J]. 金融研究, 2013,(3):13-29.
- [41]周业安,章泉. 财政分权、经济增长和波动[J]. 管理世界, 2008,(3):6-16.

Does Local Debt Affect Economic Fluctuation

XIANG Hou-jun¹, WU Jiao², XIE Jie³

- (1. School of Economics, Guangdong University of Finance & Economics, Guangzhou 10320, China;
 2. School of Statistics, Huaqiao University, Xiamen 361021, China;
 3. School of Economics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: There is a worth studying whether the growing concern of local debt have a noticeable influence on economic fluctuations. So the paper discussed this issue by researching the transmission channels of local debt affects economic fluctuations, as well as investigating the influences that land finance and political cycle impact of the transmission channels. Using the panel data of 31 provinces in China from 2003 to 2013, the paper analyzes the relationship between local debt and economic fluctuation on the basis of expounding the theoretical mechanism of local debt impact on economic fluctuation. We come to the conclusion as follow. The volatility of local debt does affect the regional economic fluctuations, with the local debt scale increases, economic fluctuations are more intense, and through the investment fluctuations this channel impact on economic stability, and this effect is persistent; At the same time, the change of land finance has aggravated the effect of the transmission channels on economic stability, that is, land finance has a positive effect on the economic stability of local debts; In addition, the behavior of local government borrowing has a political cycle, so that the expanding rate of local debt has quick and slow, thereby affecting economic stability; To some extent, the behavior of local government to borrow debts can exacerbate the overcapacity problem, there is a negative impact on economic. Finally, the paper also discusses a number of policy issues.

Key Words: economic fluctuation; local debt; transmission channel; overcapacity

JEL Classification: G32 E39 H72

[责任编辑:马丽梅]